

LA NOMINALIZACIÓN DE LA POLÍTICA MONETARIA EN CHILE: UNA EVALUACIÓN

Rodrigo Fuentes S.*
Alejandro Jara R.**
Klaus Schmidt-Hebbel D.***
Matías Tapia G.****

I. INTRODUCCIÓN

En agosto del 2001, el Banco Central de Chile nominalizó su principal instrumento de política monetaria, reemplazando la tasa de política monetaria (TPM) indizada a la Unidad de Fomento (UF) que usaba hasta la fecha por una TPM nominal o denominada en pesos. Esta reforma puso término a 16 años de política monetaria basada en un instrumento indizado, asimilando la conducción monetaria a la práctica adoptada por los demás bancos centrales del mundo que conducen política monetaria de manera activa. Ello se complementó con un significativo cambio en la composición de la cartera del Banco Central, reemplazando gradualmente la deuda de corto y mediano plazo en UF por deuda en pesos.

Una serie de consecuencias, tanto en la conducción de la política monetaria como en los mercados financieros, puede asociarse a este cambio en la forma de implementar la política monetaria. El objetivo de este trabajo es evaluar, después de cerca de dos años de operación del nuevo esquema, los principales elementos y resultados asociados a este.

Una evaluación preliminar del tema se realiza en el artículo de Fuentes et al. (2003), el cual presenta los objetivos que tuvo el Banco Central al efectuar este cambio, realizando un exhaustivo análisis de ellos y de una serie de argumentos —de primer y segundo orden— en torno a los efectos de la adopción de este nuevo régimen. Esa discusión recoge el debate presentado en una reciente edición de *Cuadernos de Economía*, con un artículo introductorio de Rosende (2002) y artículos de discusión de Morandé (2002) y Fontaine (2002). Estos trabajos, al igual que el presente artículo, se aproximan al análisis de

la nominalización desde la perspectiva de cómo esta ha afectado la efectividad de la política monetaria y a los mercados financieros.

Morandé (2002) plantea una posición favorable a la nominalización, desestimando que el cambio de instrumento ocasione un perjuicio sobre la efectividad de la política monetaria y su capacidad de garantizar una inflación baja y estable. Morandé (2002) se refiere a dos críticas que surgieron en el debate realizado al interior del Banco Central mientras se evaluaba la conveniencia de reemplazar la tasa de política indizada por una nominal. Primero, la supuesta necesidad que se tendría, bajo el nuevo esquema, de reaccionar en forma más rápida y enérgica ante *shocks* inflacionarios. Morandé concluye que tal necesidad no existe. Primero, porque la existencia de una meta de inflación creíble provee un ancla nominal. Segundo, debido a que lo relevante es la reacción de la tasa de interés real ex ante, no resulta importante la denominación (en pesos o UF) de la tasa de política. Aunque es cierto que, posiblemente, la tasa de interés nominal debe moverse más que la indizada, el movimiento de la tasa de interés real ex ante subyacente es en ambos casos idéntico. Es decir, los fundamentos de conducción de la política permanecen inalterados. El segundo argumento analizado por Morandé es similar, y se refiere a que una tasa en UF tendría mayores efectos reales al operar de manera más efectiva a través de los mecanismos de transmisión tradicionales. Sin embargo, ello sería cierto solo si la tasa en UF es una mejor aproximación que la tasa

* Gerencia de Investigación Económica, Banco Central de Chile. e-mail: rfuentes@bcentral.cl.

** Gerencia de Análisis Financiero, Banco Central de Chile. e-mail: ajara@bcentral.cl

*** Gerente de Investigación Económica, Banco Central de Chile. e-mail: kschmidt@bcentral.cl.

**** Gerencia de Investigación Económica, Banco Central de Chile. e-mail: mtapia@bcentral.cl.

Se agradecen los valiosos comentarios de César Calderón, José de Gregorio, Luis Óscar Herrera, Alain Ize, Carlos Massad, Miguel Ángel Nacur, Jorge Pérez, Claudio Soto y Rodrigo Valdés, así como los de tres árbitros anónimos, la excelente colaboración de Erika Arraño y, especialmente, las discusiones y aportes de Rómulo Chumacero a diferentes secciones de este trabajo.

nominal a la tasa de interés real. Como se verá más adelante, ello no es el caso.

Fontaine (2002), en cambio, presenta una posición contraria a la nominalización. Su crítica plantea que el cambio se asociaría a una pérdida de efectividad de la política monetaria y a un aumento de la volatilidad de las tasas en UF, con consecuencias financieras adversas y significativas para los inversionistas institucionales. El argumento respecto de la política monetaria se basa en suponer que la tasa en UF es la relevante para la toma de decisiones privadas, debido a su semejanza con la tasa de interés real en un contexto de inflación baja y relativamente estable. Fontaine plantea que los agentes utilizan la tasa en UF como tasa de descuento para evaluar el precio de los activos, ya que la práctica la ha convertido en un símil de la tasa real ex ante. Sin embargo, tal análisis ignora el proceso de arbitraje entre las tasas indizadas y nominales, por el cual ambas serían en igual medida una buena (mala) aproximación a la tasa real. Dado que, además, no existe un instrumento perfectamente indizado, ninguna de las dos tasas logra replicar una tasa real.

Este trabajo, basándose en el artículo de Fuentes et al. (2002), centra su atención en los principales argumentos planteados en el debate en torno a la nominalización, realizando un análisis crítico de cada uno de ellos e incorporando elementos más formales en la discusión teórica y empírica respecto de sus efectos. Además, presta atención a una consecuencia crucial de la nominalización, y que no ha sido mencionada en el debate público: la ampliación del rango de la política monetaria. ¿Cuál es la relevancia de este punto? De haber seguido con el esquema anterior de tasas indizadas, en los 20 meses transcurridos desde la nominalización al menos en cuatro ocasiones el Banco Central no habría podido aplicar la política que siguió con tasas nominales, porque esto habría significado tasas en UF negativas o nominales equivalentes negativas.

En definitiva, este trabajo combina aspectos propios de un artículo de política económica con elementos propios de un estudio académico formal.

La estructura del trabajo es la siguiente. En la sección II se presenta una breve descripción de la historia reciente de la política monetaria y una descripción de cómo se llevó a cabo el proceso de

nominalización. La tercera sección se centra en tres grandes temas de importancia para este cambio y su impacto en la política monetaria: la ampliación del rango para la tasa de política, la efectividad de la política monetaria en el nuevo contexto y la posibilidad de que el nuevo esquema requiera de cambios más intensos y frecuentes en las tasas de política. La sección IV está reservada para el análisis de los efectos financieros asociados a la nueva denominación de la política monetaria y los instrumentos asociados a ella. La última sección resume los argumentos y concluye.

II. EL MARCO DE LA POLÍTICA MONETARIA: HISTORIA RECIENTE

Con el abandono del esquema de tipo de cambio fijo en 1982 y el desarrollo de operaciones monetarias de rescate de gran parte de la banca insolvente, se inauguró un período en que el objetivo del Banco Central de Chile fue, casi exclusivamente, la supervivencia del sistema financiero. Con ello, la conducción de la política monetaria se resumió en la mantención de una “tasa de interés sugerida” en términos nominales, de forma de acotar el nivel de la tasa de interés de mercado. Esta situación cambió en agosto de 1985, cuando la recuperación del sector bancario permitió dar nueva atención a la conducción monetaria propiamente tal. En esa fecha, el Banco Central adoptó una política monetaria activa, basada en una tasa definida para instrumentos cuyo principal estaba indizado a la Unidad de Fomento (UF), los Pagarés Reajustables del Banco Central (PRBC) a 90, 180 y 360 días, todos a una tasa de interés sobre UF definida ex ante, e instrumentos en pesos como los PDBC. Si bien los PDBC eran a tasas nominales, básicamente a 30 días plazo, en la práctica su tasa equivalente fue de 40 puntos base menos que los PRBC a 90 días, más la expectativa de inflación (modificada cada semana), que indicaba en forma implícita la inflación mensual esperada, facilitando el ajuste del mercado (una forma más sofisticada que la “tasa sugerida”) y un mejor manejo de la liquidez de más corto plazo a los bancos comerciales.

La adopción, en 1985, de una tasa de interés como instrumento de política, en vez de un agregado monetario, fue motivada, al igual que en otros países, por la aparente inestabilidad empírica de las demandas por agregados monetarios y por la

CUADRO 1

**Instrumentos para las Tasas de Política Monetaria,
Niveles y Desviaciones Estándares de las Tasas de Política
y Tasa de Inflación, 1985-2002**

Período	Instrumento	Tasa de política monetaria en UF (%)		Tasa de inflación (%)	
		Promedio	Desviación estándar	Promedio	Desviación estándar
1. Agosto 1985 – abril 1995	PRBC-90	5.7	1.4	16.9	5.4
2. Mayo 1995– diciembre 2000	Tasa interbancaria 1 día UF	6.7	1.5	5.5	1.8
3. Enero 2001 – julio 2001	Tasa interbancaria 1 día UF	4.0	0.5	3.7	0.5
4. Agosto 2001 – marzo 2003	Tasa interbancaria 1 día pesos	1.4	1.6	2.9	0.7

Nota: La tasa de política monetaria corresponde a la tasa efectiva expresada en UF en los tres primeros períodos. La tasa indicada para el período post-nominalización (agosto 2001 – marzo 2003) corresponde a una tasa ex ante real, definida como la TPM efectiva nominal menos el centro del rango meta de la inflación (3%).

creencia en la superioridad comunicacional de una tasa de interés por sobre la evolución de algún agregado monetario.¹

Sin embargo, la particularidad del caso chileno fue la selección de una tasa de política indizada a la UF. Como describe Fontaine (2002), la elección de esta tasa indizada —y no de una tasa nominal— no se debió a la intención consciente de desplazar la composición de la cartera de los mercados financieros hacia instrumentos indizados.² Por el contrario, simplemente reconoció que el uso de la UF estaba muy extendido y asentado en los mercados, en virtud de la credibilidad y transparencia de este mecanismo de indización.

Como resume el cuadro 1, el Banco Central ancló su TPM a tasas indizadas correspondientes a pasivos de distintas características y plazos a lo largo del período 1985-2001. A partir de 1989, el Instituto Emisor comenzó a licitar también pagarés a 10 años plazo (PRC), aunque tales papeles apuntaban a la estructura temporal de las obligaciones del Banco Central, ya que los objetivos de política monetaria siguieron implementándose a través de los papeles a menos plazo, en particular el PRBC-90. En mayo de 1995, el instrumento utilizado para el objetivo de tasa de interés indizada cambió, reemplazándose el PRBC-90 por la tasa de operaciones interbancarias a un día, expresada como una tasa indizada a la UF como referencia. Así, el régimen de tasa indizada se mantuvo en forma ininterrumpida por 16 años.

Sin embargo, las políticas económicas y la estructura de la economía chilena experimentaron profundos cambios y modernizaciones durante esos 16 años.

En particular, el marco de las políticas del Banco Central cambió paulatina pero significativamente a partir de la autonomía obtenida en 1989. La modernización del esquema monetario y cambiario consistió en la adopción gradual de un esquema monetario de metas de inflación a partir de 1991 —proceso completado en 1999—, la creciente flexibilización cambiaria —que culminó con la adopción de un tipo de cambio flotante en 1999—, la continua desregulación de los controles de capitales desde y hacia el exterior —con la total liberalización de la cuenta de capitales en el 2000— y la mayor formalización y transparencia en los procedimientos de conducción monetaria³ a partir de 1999-2000.

Esta combinación de políticas ha aumentado la credibilidad en la meta inflacionaria del Banco Central, siendo un factor importante para lograr una reducción significativa del nivel y la volatilidad de la inflación (cuadro 1). Mientras el promedio de la inflación fue de 16.9%, entre 1985 y 1995, un significativo descenso

¹ En términos generales, el dilema entre el uso de tasas de interés o algún agregado monetario se funda en lo planteado en los artículos de Poole (1970) y de Friedman (1970). La característica común en este tipo de análisis es que la elección del instrumento óptimo depende de las varianzas relativas de las diferentes fuentes de incertidumbre que afectan a la economía, así como de los parámetros de comportamiento del sistema. Mies y Morandé (2001) presentan un análisis de estos elementos para el caso chileno

² A diferencia de la adopción de la nominalización en 2001, que sí tuvo entre sus objetivos explícitos un cambio en la composición de los activos del sistema financiero, esta vez hacia activos nominales en pesos.

³ Esta mayor formalidad se refleja en reuniones de política monetaria anunciadas con meses de anticipación, la publicación de las actas del Consejo y la publicación de un informe de política monetaria cuatrimestral.

se observa después, llegando a un valor levemente inferior a 3% a partir de la nominalización.

III. EFECTOS DE LA NOMINALIZACIÓN SOBRE LA POLÍTICA MONETARIA

En esta sección se analizan las implicancias de la nominalización para la política monetaria. Un tema central en torno a este punto es la equivalencia entre tasa de interés real y tasa indizada. Mientras la primera es la relevante para la toma de decisiones de inversión y consumo, la segunda es una tasa creada para tener una protección imperfecta frente a la inflación. En la práctica, ningún instrumento financiero paga una tasa de interés real, entendiendo como tal un instrumento cuya tasa de interés ex ante sea igual a la tasa de interés real ex post. Así, la UF es solo un mecanismo de indización imperfecta que se reajusta sobre la base de la inflación pasada.

Los instrumentos financieros indizados reciben un interés o premio, fijado al momento de su contratación, sobre el principal reajustado con la UF diaria. Debido al rezago de 37 a 40 días en la indización de la UF respecto del Índice de Precios al Consumidor, la tasa en UF no es equivalente a una tasa de interés real ex post (la tasa nominal ajustada por la tasa de inflación efectiva) ni a una tasa de interés real ex ante (la tasa nominal ajustada por la tasa de inflación esperada). Por una parte, la diferencia entre la tasa en UF y la tasa real ex post radica en la diferencia entre la tasa de variación del IPC rezagado en 37-40 días y la del IPC contemporáneo. Por otra parte, la diferencia entre la tasa en UF y la tasa de interés real ex ante es la suma de las diferencias entre las tasas de variación del IPC rezagado y el contemporáneo, y el error de proyección de la inflación. Ambas diferencias pueden ser, y frecuentemente son, muy grandes en instrumentos de madurez corta (de días, un mes o tres meses) tendiendo a cero a medida que la madurez aumenta (uno, cinco o veinte años). Por lo tanto, y a la luz de la discusión anterior, la tasa en UF es un instrumento imperfecto para todas las operaciones financieras y reales de corto y mediano plazo para las cuales las tasas reales ex ante resultan relevantes.

Es importante hacer notar que esta comparación de tasas de interés requiere de una tasa nominal para poder estimar una tasa real ex ante. Sin embargo, no es posible encontrar instrumentos nominales de largo

plazo antes de la nominalización. Por esta razón, en los gráficos 1 y 2 se comparan las tasas promedio de colocación bancaria para operaciones de 30 a 89 días con las de 90 días a un año. La tasa real ex ante se estima utilizando las expectativas de inflación publicadas en *Consensus Forecasts*. La simple inspección muestra claramente que, a medida que aumenta el plazo, ambas tasas se mueven en forma conjunta. El coeficiente de correlación aumenta de 0.69 a 0.82 con el plazo, corroborando que al aumentar el plazo las tasas reales y en UF tienden a parecerse, especialmente en un contexto de inflación baja sin mayores sorpresas. Como se demuestra en el apéndice, la correlación debe tender a 1.0 cuando los plazos tienden a infinito.

Finalmente, sabiendo que la tasa de interés nominal no es la relevante para la toma de decisiones, la pregunta es cuál de las dos tasas, la nominal o la indizada, señala mejor la tasa relevante para los agentes. En la sección IV se demuestra que las tasas nominales y las tasas en UF están arbitradas, de lo que se infiere que la tasa nominal no es una peor señal que la tasa en UF para las decisiones de los agentes económicos.

1. Ampliación del Rango de Política Monetaria

El principal efecto que consiguió la nominalización sobre el manejo de la política monetaria fue la ampliación del rango de opciones de política monetaria. Todas las demás consecuencias para la política monetaria y los mercados financieros, analizadas en las restantes secciones, pueden considerarse de segundo orden en comparación con el efecto anterior.

Este tema involucra tres aspectos de gran importancia: la ya mencionada diferencia entre tasas de interés indizadas y reales, las tasas a las cuales se realizan las operaciones monetarias de mercado abierto y la imposibilidad de conducir la política monetaria con una TPM indizada negativa y/o una tasa negativa nominal equivalente a la TPM en UF.

En Chile, la conducción de la política monetaria se basa en la interacción del Banco Central con los bancos comerciales a través de operaciones de mercado abierto, complementadas por operaciones monetarias de un día (operaciones de redescuento,

GRÁFICO 1

Tasas Reales y Tasas Indizadas de Colocaciones Bancarias de 30 a 89 días, 1995-2003

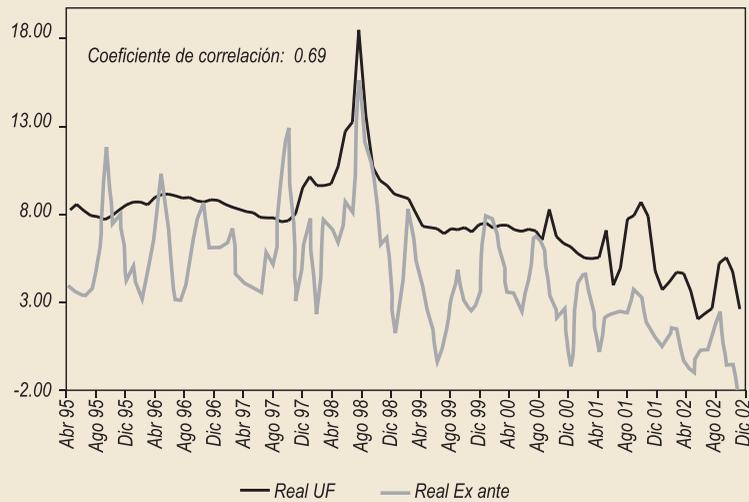
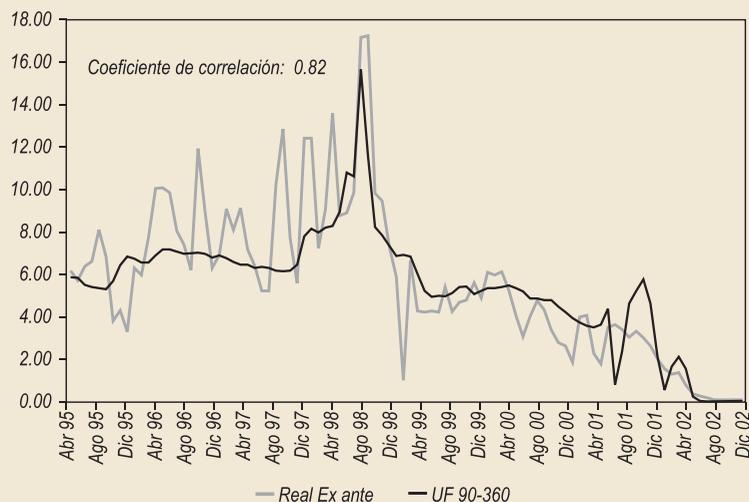


GRÁFICO 2

Tasas Reales y Tasas Indizadas de Colocaciones Bancarias de 90 días a Un Año, 1995-2003



líneas de crédito y “repos”). Estas acciones son la expresión práctica de la política monetaria y se orientan a alcanzar el valor de la tasa interbancaria indicado por la TPM.

Cuando la TPM estaba indizada a la UF, la ejecución práctica de la política no se hacía con papeles denominados en esta, al no haber instrumentos de muy corto plazo definidos en tasa indizada. Por ello, las operaciones de mercado abierto se realizaban sobre una tasa de interés nominal equivalente a la TPM indizada a la UF. Esta tasa de interés nominal

equivalente para las operaciones monetarias de muy corto plazo (de madurez de uno o pocos días) corresponde a la suma del premio representado por la TPM en UF y la variación perfectamente conocida de la UF en los siguientes días (ello es un reflejo del arbitraje de tasas cubierto). Los *shocks* de la inflación mensual efectiva —reflejados en la UF con el rezago indicado— repercutían directamente en *shocks* de la tasa de interés nominal equivalente a la TPM en UF. Por lo tanto, antes de la nominalización, la TPM en UF fue la tasa ancla del sistema financiero, y las tasas nominales de corto plazo reflejaban residualmente los efectos de los volátiles *shocks* inflacionarios mensuales.⁴

Lo anterior permite destacar dos restricciones prácticas, pero cruciales, para la conducción de la política monetaria en Chile bajo el régimen indizado: la imposibilidad legal de adoptar una TPM indizada negativa y la imposibilidad factual de implementar una tasa nominal equivalente negativa.

La imposibilidad legal se refiere a que el Banco Central no podía fijar una TPM en UF inferior a 0%.⁵ Nótese que, en la medida que exista inflación positiva, ello implica una tasa nominal equivalente mayor

⁴ Esto hace abstracción de la presencia adicional del premio por riesgo inflación.

⁵ Ello se deriva de la Ley N° 18.010, que regula las operaciones de crédito de dinero, la cual establece que “constituye interés toda suma que recibe o tiene derecho a recibir el acreedor por sobre el capital reajustado”. De la definición transcrita se desprende que para estar en presencia de “intereses”, debe tratarse de una suma de dinero que el respectivo acreedor reciba o tenga derecho a recibir; lo cual supone que existe un ingreso efectivo ya sea del dinero o del crédito que este representa al patrimonio del acreedor. Del tenor del texto antedicho, se infiere que por su propia esencia no pueden existir, desde el punto de vista legal, intereses negativos, por cuanto no es factible recibir o tener derecho a recibir una suma inferior al capital debidamente reajustado. Agradecemos a Miguel Ángel Naicur el aclararnos este punto.

que cero. Suponiendo que, en el mediano plazo, la tasa de inflación permanece en promedio en el centro del rango meta, la tasa más baja que se podría haber adoptado con un esquema de tasa indizada habría sido una tasa nominal equivalente de 3%. Ello limitaba el espectro de tasas de política disponible, porque los países que operan de manera directa con tasas nominales tienen como cota inferior una tasa nominal de 0% (que, con inflación positiva de $x\%$, es en principio coherente con una tasa indizada de UF menos $x\%$). En ese sentido, la nominalización de la política monetaria amplía el rango de conducción de la política que el Banco Central puede alcanzar, permitiendo adoptar tasas de política nominales (y su contrapartida real) que antes no eran legalmente viables.

La imposibilidad factual se asocia a la tasa nominal equivalente con la cual la tasa indizada se traducía en términos operativos. Si la TPM indizada era baja, la existencia de inflación negativa en un mes específico —por fenómenos puntuales o estacionales— planteaba el riesgo de que la variación de la UF del mes siguiente —negativa— fuera mayor que la tasa objetivo indizada. Supóngase, por ejemplo, una TPM indizada de 1%. Si durante un mes particular hay deflación, tal que en términos anualizados sea mayor que ese 1%, la tasa nominal equivalente con que el Banco Central debería implementar su política sería negativa. Resulta imposible operar con una tasa así, no solo por la restricción legal mencionada, sino porque induciría al público a retirar los depósitos de los bancos y a mantener solo saldos líquidos, lo que impediría, durante ese mes, conducir la política monetaria de la manera deseada. La política monetaria se

“paraliza” por un tiempo porque, en términos prácticos, la política buscada no es viable. Es fácil notar que, cuando la inflación era más alta y la posición de la TPM se asociaba a una política más restrictiva, observar un escenario como el descrito era difícil, y por tanto este potencial problema no resultaba de primer orden.

Ello no implica, sin embargo, que no haya ocurrido. En marzo de 1992 se produjo una situación única en el período previo a la nominalización, al hacerse imposible la ejecución de la política monetaria. A comienzos de mes, con una TPM anual en UF de 4.7% vigente (aproximadamente equivalente a una TPM en UF mensualizada de 0.39%), se dio a conocer una variación negativa del IPC en febrero, de -0.6% . Esta situación habría significado que en el período del 9 al 31 de marzo la tasa nominal equivalente —aplicable al primer tramo de la línea de crédito de liquidez, principal determinante de la tasa interbancaria— habría sido de -0.21% . Entre el 1 y el 9 de abril, después de aumentarse el 1 de abril la TPM en UF a 5.2% anual (equivalente a una tasa de aproximadamente 0.43%) la tasa nominal equivalente habría sido de -0.13% .

Ante esta situación, el Consejo del Banco Central acordó imputar una tasa de 0.4% al primer tramo de la línea de liquidez. La tasa interbancaria media fue de 0.1% durante marzo, fluctuando entre 0 y 0.2%. En respuesta a estas tasas muy bajas, pero aún positivas, se produjo una importante sustitución de depósitos a plazo, depósitos en moneda extranjera y documentos públicos en manos del sector privado, por depósitos en cuenta corriente, los que fueron la alternativa de inversión financiera más rentable durante el período. De esta forma, el dinero y la emisión aumentaron en 40% y 70% (tasa de variación mensual), respectivamente.⁶ Esta monetización se revirtió durante abril de 1992, en respuesta al alza de la TPM nominal equivalente. El tipo de cambio nominal no reflejó un impacto significativo durante este episodio, probablemente debido a la falta de flexibilidad cambiaria y de arbitraje de tasas entre activos en monedas distintas existente entonces.⁷

Este episodio fue extraordinario por su carácter probabilístico excepcional: la combinación de una TPM en UF moderada (en torno a 5% anual) con un *shock* deflacionario muy intenso, en circunstancias que la tasa de inflación promedio anual aún era

⁶ El incremento de la emisión se realizó a través de una renovación de solo una fracción (10%) de los pagarés del Banco que vencían en ese período. El excedente de liquidez acumulado en el período del encaje (9 de marzo a 9 de abril) se utilizó como sobrecumplimiento del encaje exigido a los bancos. En el siguiente período se neutralizó el exceso de encaje a través de operaciones de esterilización. Se agradece la valiosa información provista por Jorge Pérez sobre la experiencia de marzo de 1992, incluida en esta nota y en el texto.

⁷ Las restricciones eran producto del régimen de banda cambiaria, complementado por la opción de intervenciones intramarginales, establecida por el Banco Central precisamente en marzo de 1992. Además, la paridad cubierta de tasas domésticas y externas, con la consiguiente respuesta del tipo de cambio nominal a cambios en la diferencia entre tasas, estaba limitada por la existencia de un encaje de 20% a los créditos externos y depósitos en moneda extranjera de los bancos comerciales.

CUADRO 2

**Propiedades Estadísticas de las Tasas de Interés de Política (Efectivas y Equivalentes)
y de la Tasa de Variación en UF, Antes y Después de la Nominalización**

Antes de la Nominalización				
Enero 1990 a diciembre 2000	TPM UF		Variación UF	TPM nominal equivalente
Promedio	6.6%		10.3%	16.9%
Desv. est.	1.3%		11.2%	11.3%
Prob < 0	0.0%		17.7%	6.8%
Enero 2001 a julio 2001				
Promedio	4.0%		2.8%	6.8%
Desv. est.	0.5%		3.5%	3.5%
Prob < 0	0.0%		21.5%	2.5%
Después de la Nominalización				
Agosto 2001 a marzo 2003	TPM nominal	TPM UF equivalente	Variación UF	TPM nominal equivalente
Promedio	4.4%	1.4%	3.1%	4.5%
Desv. est.	1.6%	1.6%	5.1%	5.2%
Prob < 0	0.0%	18.3%	27.1%	19.4%

Nota: la probabilidad de que la variable x sea menor que cero ($\text{Prob} < 0$) corresponde al valor de la función de distribución acumulada evaluada en $x=0$, suponiendo que x se distribuye normalmente con la media y la desviación estándar indicadas en el cuadro. De esta forma, las probabilidades calculadas son incondicionales.

moderadamente elevada, llegando a 13.1% en el año 1992. La importancia de esta experiencia única fue que sirvió de advertencia para períodos futuros de baja inflación, en que la probabilidad de *shocks* deflacionarios sería muy superior.

Así, la convergencia de la inflación hacia el centro del rango meta de inflación (3%) en los años siguientes se vio reflejada en una disminución correspondiente de la variación anualizada de la UF, desde un nivel promedio de 10.3% en 1990-2000 hasta 2.8% en enero-julio del 2001 (cuadro 2). Además, durante el año el año 2001 se produjo un gradual relajamiento de la política monetaria, reflejado en una reducción de la TPM en UF desde un nivel promedio de 6.6 % en 1990-2000 a 4.0% en el período de enero a julio de 2001. La combinación de una menor inflación y una TPM más baja se tradujo en una drástica reducción de la TPM nominal equivalente, desde 16.9% en 1990-2000 hasta 6.8% en enero-julio del 2001. También las volatilidades de las tasas de inflación y de política monetaria cayeron proporcionalmente (véase las desviaciones estándar).

Los gráficos 3 y 4 ilustran la evolución de todas las tasas relevantes desde el 2001 hasta el 2003: la

TPM en UF efectiva que rigió antes y la TPM en UF equivalente que habría regido (sin nominalización) después de la fecha de nominalización,⁸ la TPM nominal equivalente que rigió antes y que habría regido después de la nominalización, y la TPM nominal efectiva adoptada después de la nominalización. Además se verifican las bajas tasas de variación mensual de la UF, que incluyen los siguientes meses de deflación: febrero, julio, noviembre y diciembre del 2001; enero, junio, noviembre y diciembre del 2002.

La marcada reducción de las tasas de política hacia valores cercanos a cero sugiere que ha aumentado la probabilidad incondicional de enfrentar una TPM nominal equivalente negativa. Por lo tanto, bajo el esquema anterior, el Banco Central se estaba

⁸ La TPM en UF equivalente que habría regido a partir de agosto del 2001 se define simplemente como la diferencia entre la TPM nominal y 3% (el centro del rango meta de inflación). Dado que las expectativas de inflación a un año, reflejadas tanto en los instrumentos del mercado financiero como en la propia encuesta del tema del Banco Central, han permanecido en torno a 3%, una aproximación razonable. La TPM nominal equivalente que habría regido a partir de agosto del 2001 se define como la suma de la TPM en UF equivalente y la tasa de variación de la UF del mes correspondiente.

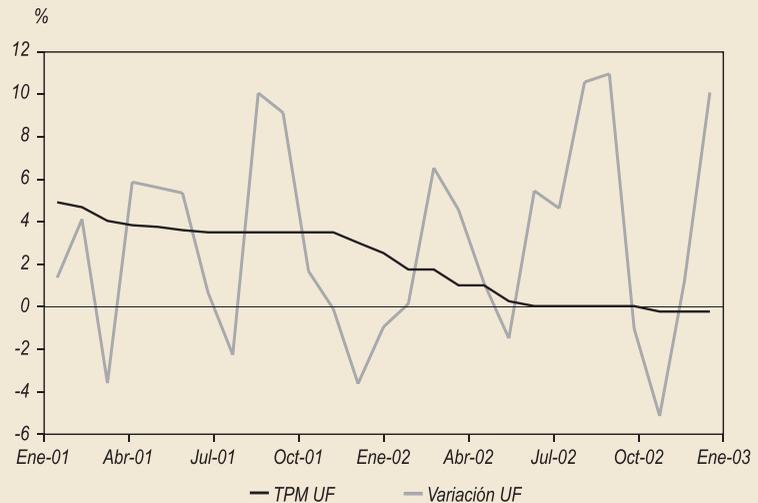
acercando peligrosamente al piso de tasa nominal equivalente a cero, mucho más rápidamente de lo que ocurre con una TPM nominal. Aunque la literatura sobre cuán importante es el riesgo de llegar a tasas cercanas a cero bajo esquemas de TPM nominal es ambigua, este riesgo es de todas formas muy inferior al de llegar a tener que implementar una tasa nominal equivalente igual a cero bajo una TPM indizada.⁹

Ahora bien, ¿cómo evolucionaron las probabilidades incondicionales antes y después de la nominalización en Chile? La evidencia resumida en el cuadro 2 indica que, durante el período 1990-2000, la probabilidad de observar una TPM en UF negativa fue cercana a cero, valor que se mantuvo entre enero y julio del 2001. Contrasta con ello la probabilidad bastante elevada de una variación negativa de la UF, que ya alcanzaba a 18% en 1990-2000, elevándose a 22% en enero-julio del 2001. La probabilidad de tener que enfrentar una TPM nominal equivalente negativa —ya verificada en marzo de 1992— fue de 7% en el período 1990-2000, cayendo a 3% en enero-julio de 2001.

⁹ Desde un punto de vista teórico, cuando se considera el piso de tasa nominal cero y se caracteriza la dinámica global de la economía —no solo el comportamiento de las variables en torno a su valor de estado estacionario— una regla de Taylor puede inducir trayectorias de equilibrio donde la inflación y la tasa de interés convergen a niveles por debajo de sus valores objetivo y la regla de política deja de ser activa (Benhabib, Schmitt-Grohé y Uribe, 2001). Una situación como esta puede ser caracterizada como una trampa de la liquidez, donde el Banco Central pierde su capacidad de hacer una política activa para revertir la espiral deflacionaria. McCallum (2002), por medio de simulaciones, sugiere que la probabilidad de que una economía con una TPM nominal llegue a un nivel de tasa cero es pequeña. Por otra parte, Buitier y Panigirtzoglou (1999), en base a evidencia para el caso británico, presentan conclusiones ambiguas respecto de la probabilidad de que la economía caiga en una trampa de liquidez. En todo caso, la experiencia de Japón, desde hace años con tasas muy cercanas a cero, demuestra la factibilidad real de esta situación. También se han planteado diversas soluciones en caso de que una economía entre en una situación de trampa de liquidez. Estas van desde implementar una política fiscal expansiva no-ricardiana (Benhabib, Schmitt-Grohé y Uribe, 2002) hasta inducir expectativas de mayor inflación futura mediante el manejo de agregados monetarios o a través de una regla para el tipo de cambio nominal (McCallum, 2002).

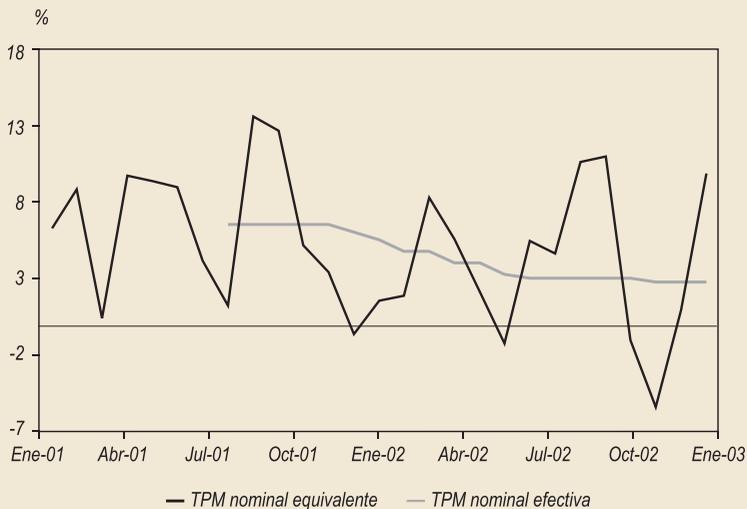
GRÁFICO 3

TPM en UF (Efectiva hasta Julio 2001, Equivalente desde Octubre 2001) y Variación UF Anualizada



Sin embargo, las probabilidades anteriores cambian significativamente después de implementada la nominalización, a consecuencia de las bajas tasas de inflación mensual y las reducciones sucesivas de la TPM nominal. La probabilidad de una TPM en UF negativa aumenta desde 0% antes de la nominalización hasta 18.3% en el período posterior que media entre agosto 2001 y marzo 2003. Por lo tanto, durante dicho período la TPM en UF habría sido negativa en dos meses de cada año, lo que no habría sido legalmente factible. Más aún, la probabilidad de enfrentar una inflación y luego una variación mensual de la UF negativa se eleva a 27% después de julio de 2001. Es decir, tres meses de cada año la UF cayó a lo largo del mes, probabilidad que se materializó en los meses indicados. Como resultado del incremento de las probabilidades anteriores, y considerando además la covarianza muestral entre la TPM en UF equivalente y la variación de la UF, la probabilidad de enfrentar una TPM nominal negativa equivalente a una TPM en UF aumentó a 19% entre agosto 2001 y marzo 2003. En otras palabras, en dos meses de cada año el Banco Central se habría visto imposibilitado de implementar la política monetaria deseada. Estas situaciones hipotéticas contrastan con las mayores opciones disponibles con la política nominalizada, con la cual la probabilidad de enfrentar una TPM nominal negativa es cero en el período de agosto 2001 a marzo 2003.

TPM Nominal Equivalente y TPM Nominal Efectiva (desde Agosto 2001)



Considerando la TPM nominal de 2.75% vigente a mayo del 2003, coherente con una TPM en UF equivalente de -0.25% , y suponiendo una distribución normal de las opciones de política centrada en el actual 3% , bajo el esquema anterior el Banco se habría visto imposibilitado de ejecutar sus opciones de política en más de 50% de los meses —todos aquellos que correspondieran a posiciones de la TPM en UF equivalente por debajo de 0% . Más aún, considerando una probabilidad de 29% de que la inflación mensual fuera inferior a 0.25% , y sin tomar en cuenta la covarianza entre la TPM en UF equivalente y la variación de la UF, la probabilidad de enfrentar una TPM nominal equivalente negativa se habría elevado hoy a 29% bajo el esquema anterior.

Por lo tanto, la nominalización implementada en agosto del 2001 evitó el estrechamiento del rango de opciones de política que se habría producido en el año 2002, de mantenerse el esquema de TPM en UF. Primero, porque amplió el rango potencial de opciones de política monetaria disponible para el Banco Central, al desplazar el límite inferior de tasas de política a niveles que estaban vedados por aspectos legales asociados a la definición de las tasas indexadas. Segundo, al facilitar la conducción de la política monetaria en un contexto de inflación baja, que se habría dificultado aun a niveles de tasa indexada que estaban por encima del límite inferior del esquema antiguo. La tasa nominal con la cual el

Banco Central implementa su política es ahora idéntica a la misma tasa de política, sin que la variación de la UF tenga efecto alguno sobre ellas. Este es, desde el punto de la conducción activa de la política monetaria, el principal beneficio del nuevo esquema, y resulta crucial para un adecuado manejo de la política monetaria en un contexto de inflación baja y estabilidad macroeconómica.

2. Efectividad de la Política Monetaria

La discusión sobre si la nominalización puede afectar la efectividad de la política monetaria

—entendiendo como esta la capacidad de un banco central de alcanzar sus principales objetivos de política— involucra dos dimensiones, relacionadas pero distintas. Primero, la manera en que la nueva definición del instrumento afecta a la propia conducción de política del Banco Central; es decir, si hay una variación en la respuesta que da el Banco Central a determinados *shocks* que afectan la consecución de sus objetivos. Segundo, si es que, dada una manera de conducir política monetaria, los mecanismos de transmisión de estas decisiones se alteran, cambiando su impacto sobre la economía.

Ambas se analizan a continuación. Mientras la subsección sobre los mecanismos de transmisión analiza si el impacto de cambios en una tasa nominal es distinto al asociado a movimientos de una tasa indexada, la siguiente subsección examina si la nominalización se asocia a cambios en el proceso de toma de decisiones del Banco Central.

Los mecanismos de transmisión

La conducción de la política monetaria es, en último caso, un ejercicio siempre nominal. Lo que distingue a un banco central del resto de los agentes es su monopolio en la emisión de un activo nominal (el dinero) y su capacidad de afectar los precios relativos de ese activo (el tipo de cambio, la tasa de interés) a través de sus diversos instrumentos.

Dado ello, el impacto del Banco Central sobre el

resto de la economía se producirá directamente a través de canales nominales (la cantidad de dinero, el tipo de cambio) y solo eventualmente a través de canales reales, típicamente la demanda agregada.

Bajo ciertas condiciones, el impacto nominal de la política monetaria, y su capacidad de afectar el nivel de precios, es trivial, y no justificaría por sí solo la conducción de una política monetaria activa. En un contexto de plena flexibilidad de precios e información perfecta, la política monetaria no tendría otro papel que satisfacer la demanda de dinero de los agentes, de forma tal que la inflación fuese baja o inexistente. Si la demanda de dinero es estable, una regla del $k\%$ a la Friedman sería suficiente en ese escenario. Todas las acciones de política del Banco Central terminarían indefectiblemente solo con cambios en los precios y la cantidad de dinero —el equilibrio nominal de la economía—, sin producir efecto alguno sobre las variables reales de la economía en ningún plazo.

La conducción activa de la política monetaria se hace interesante solo si la dicotomía entre variables reales y nominales se rompe. La no-neutralidad del dinero, que podría existir en el corto plazo, refleja condiciones de inflexibilidad de precios o de asimetrías de información. Si tal es el caso, los cambios en los instrumentos de política monetaria se traducen en cambios en la tasa de interés real que afectan a la demanda agregada, a la vez que los canales nominales de tipo de cambio y dinero también impactan el sector real de la economía.

Nótese, sin embargo, que el Banco Central no controla directamente una tasa real sino que, dada alguna imperfección de mercado, es capaz de afectar esta a través de una tasa nominal. La tasa real no es controlable en sí misma, porque no existen instrumentos denominados en ella sobre los cuales el Banco Central tenga control. En una economía sin rigideces ni imperfecciones, no se puede argumentar que la política monetaria dejaría de ser neutral si el Banco Central definiese una tasa indizada análoga a la tasa en UF. La tasa indizada no es más que una clase particular de instrumento financiero nominal, construido sobre la base de un artificio estadístico, y no es una tasa real. Nada de la manera en que se define la tasa en UF se asocia a la existencia o no de rigideces o asimetrías en el proceso de determinación de precios. Por tanto, nada en la

definición de la UF (*vis a vis* una tasa nominal convencional) se asocia per se a los determinantes de la transmisión monetaria a variables reales. Más aún, el arbitraje entre tasas nominales y tasas en UF que se observa antes y después de la nominalización (analizado en la sección siguiente) asegura que es indiferente para las decisiones de consumo e inversión privada, y por tanto indistinto para el canal de transmisión a través de tasas de interés de corto y largo plazo, si la TPM se define en UF o en pesos.

Solo si los agentes interpretaran la tasa de interés en UF como la tasa real relevante (como argumenta Fontaine, 2002) la tasa en UF tendría, per se, efectos reales. Ello sería similar al modelo de información asimétrica de Lucas, con los agentes confundiendo señales reales con nominales. En tal modelo, sin embargo, la confusión se debe a que la información es incompleta. En este caso el error sería más profundo, al asociarse a la interpretación equivocada que darían los agentes a información pública y conocida.

Fontaine no presenta evidencia concreta en respaldo de su tesis. Establecer que los agentes interpretan la tasa en UF como la tasa real relevante (en vez de la tasa real ex ante, dadas las expectativas de inflación) plantearía serias dudas sobre la capacidad de los agentes de discriminar entre variables reales y nominales. Ello tendría importantes consecuencias para la conducción monetaria de muchos bancos centrales del mundo, y para el propio esquema escogido por el Banco Central de Chile: un ancla nominal dada por la meta de inflación. Por ello, tal supuesto es muy discutible. Más aún, el hecho de que las tasas nominales y las tasas en UF se arbitran refleja que los agentes entienden su operación y no existe confusión con respecto a las propiedades de cada tasa de mercado.

Un argumento similar, aunque más débil en sus implicancias, se refiere a la distinta capacidad como señal de las tasas indizadas en UF y las nominales, la cual sería mayor en las primeras. Este argumento no afirma que la tasa en UF sea una tasa real, sino que se acerca más a la tasa real que la nominal y, por ello, que sus movimientos entregarían información más transparente —con menor ruido— respecto de los cambios esperados de la tasa real, en particular si la política monetaria responde a un cambio en la inflación esperada. Condicional a que el comportamiento del Banco Central sea equivalente

CUADRO 3

Respuestas del Producto y de la Inflación a un Aumento Transitorio de la Tasa de Política Monetaria en Chile y en Once Países con Metas de Inflación

	Máxima Caída del Producto	Trimestre para 50% del Efecto Máximo sobre Producto	Máxima Caída de la Inflación	Trimestre para 50% del Efecto Máximo sobre Inflación
Australia	0.15%	2.0	0.10%	8.0
Canadá	0.15%	2.0	0.06%	3.0
Chile	0.33%	1.0	0.12%	6.0
Colombia	0.14%	2.0	0.14%	5.0
Islandia	0.50%	1.5	0.30%	3.5
México	0.50%	1.0	1.00%	2.0
Nueva Zelanda	0.20%	2.0	0.10%	3.0
Polonia	0.19%	3.5	0.04%	6.5
Reino Unido	0.25%	2.0	0.30%	6.0
R. Checa	0.28%	2.0	0.20%	4.0
Sud África	0.30%	3.0	0.20%	4 a 6
Suiza	0.50%	4.0	0.13%	2.0
Promedio	0.27%	2.2	0.21%	4.4
Desviación Estándar	0.14%	1.0	0.23%	2.2

Nota: los resultados corresponden a la respuesta de la desviación del producto respecto de su tendencia y de la inflación respecto de su meta a un incremento transitorio, por un trimestre, de la tasa de política en 100 puntos base, con una reducción discreta de la tasa de política a su nivel inicial en el trimestre siguiente, o gradual en aquellos casos en que el modelo de simulaciones incluye una función de reacción de política.
Fuente: Schmidt-Hebbel y Tapia (2002).

con ambos instrumentos (lo que se discute en la sección siguiente), la existencia de arbitraje entre tasas indexadas y nominales, la reducción en el nivel y volatilidad de la inflación, la estabilidad observada en las expectativas de inflación, además de los argumentos planteados arriba, debilitan esta postura. Así, conceptualmente, resulta difícil entender por qué debería haber cambiado la transmisión monetaria con un cambio de instrumentos en la conducción de la política, a menos que se establezcan supuestos muy fuertes sobre el comportamiento de los agentes o que el comportamiento mismo del Banco Central haya cambiado con el nuevo instrumento.

Aparte del argumento de arbitraje, una forma de evaluar si la efectividad global de la política monetaria ha cambiado con la nominalización consistiría en estimar las funciones de impulso-respuesta del producto y la inflación ante un *shock* de política monetaria para antes y después de la nominalización, basadas en estimaciones de modelos VAR. Sin embargo, esto no es factible de realizar para la muestra post-nominalización, debido a su aún breve extensión temporal.

Un ejercicio alternativo, sin embargo, puede entregar evidencia útil. Schmidt-Hebbel y Tapia (2002) presentan resultados sobre los efectos sobre el producto y la inflación de un *shock* de política monetaria en Chile —en el período con tasa indexada— y en otros países con metas de inflación, todos los cuales operan con tasa nominal. Esta información está basada en simulaciones realizadas por los propios bancos centrales de los países correspondientes.

Los resultados del cuadro 3 muestran que la respuesta de la inflación y el producto para un *shock* de tasa indexada en Chile, en el período pre-nominalización, no diferían de manera significativa de la respuesta promedio observada en 11 países con metas de inflación, que conducen su política con tasas nominales. Los efectos de una política contractiva sobre el producto en Chile son parecidos en magnitud a la media de los otros países, aunque en velocidad son más rápidos en Chile que en la media de países. Los efectos sobre la inflación en magnitud en Chile son inferiores a la media de países, pero en velocidad son más lentos que en la media de países. Si bien esta evidencia es muy preliminar y puede estar sujeta a

diversas críticas,¹⁰ sugiere que, a diferencia de lo planteado, la política monetaria en Chile no tenía efectos distintos por ser conducida en tasas indizadas que las políticas en tasas nominales.

Un resultado similar se obtiene al observar el éxito en la consecución del principal objetivo de política monetaria, la meta de inflación. La evidencia presentada por Corbo, Landerretche y Schmidt-Hebbel (2002) sugiere que los resultados con tasa indizada en Chile son similares a los alcanzados en otros 11 países con metas de inflación y tasa nominal.¹¹ Ello no es sorprendente, al fundarse este esquema en la credibilidad de los agentes en un ancla nominal, lo cual requiere que estos sean capaces de distinguir de manera adecuada entre variables nominales y reales.

En resumen, no parece derivarse de esta comparación simple que la conducción con tasas indizadas en Chile haya tenido efectos significativamente distintos o superiores a los observados en países que usan tasas nominales. En este sentido, y acorde con lo que sugiere un análisis conceptual, la efectividad de la política monetaria no parece ser distinta con tasas indizadas que con tasas nominales.

Intensidad y frecuencia en el cambio de las tasas

El segundo punto referente a la efectividad de la política monetaria no es si un determinado cambio de política se transmite a las economías de manera distinta, sino si la forma en que se decide acerca de tales cambios se altera con la adopción del nuevo instrumento.

Tanto en Fontaine (2002) como en el debate interno realizado en el Banco Central al que hace referencia Morandé (2002), se ha sugerido que el uso de una TPM indizada tendría ventajas por sobre una TPM nominal, que se derivarían de la definición de la TPM indizada y de la aversión de los bancos centrales a modificar su tasa de política intensa y frecuentemente.

¹⁰ Por ejemplo, que los modelos y técnicas de estimación difieren entre países, al igual que las funciones de reacción de los bancos centrales. Además, la transmisión de un shock monetario va a depender de las características estructurales de cada economía.

¹¹ Véase Fuentes et al. (2003) para un resumen de los resultados empíricos esbozados en esta sección.

Este punto es similar al argumento sobre la mejor calidad de la tasa indizada como señal de las intenciones de tasa real del Banco Central. La TPM indizada sería superior, ya que lleva incorporada la reajustabilidad automática del principal con la inflación, a diferencia de la TPM nominal. Ello protegería la posición de la política monetaria frente a *shocks* inflacionarios, evitándose con una TPM indizada la necesidad de ajustar la tasa que existiría con una TPM nominal.

Esta diferencia entre tasas nominales e indizadas solo será un problema si, como se argumenta, los bancos centrales tienen aversión a cambiar sus tasas de política en las magnitudes y frecuencias óptimas. Esta aversión, que se traduce en inercia en la mantención de las tasas de política —reflejada la significancia de tasas de política pasadas en las estimaciones de reglas de política monetaria— sería más perjudicial con tasas nominales que con tasas indizadas, en cuanto a que las primeras deberían alterarse en mayores magnitudes y frecuencias que las segundas, en respuesta a un *shock* inflacionario común. La combinación de ambos argumentos hace que, frente a un mismo conjunto de preferencias y *shocks* inflacionarios comunes, una política conducida con tasas indizadas se asocie a tasas reales ex ante distintas a las observadas bajo una política con tasas nominales.

Un ejemplo sirve para explicar este argumento. Supóngase que existe certeza en la inflación esperada a un año, la cual es 3% para siempre, y que la tasa de política indizada se define como $UF + 3\%$. Alternativamente, se podría tener una tasa de política nominal de 6%, (no existe premio por riesgo de inflación). Como la inflación es constante, la UF provee indización perfecta; la tasa real ex ante con ambos instrumentos es 3%.

Si la inflación esperada es ahora de 2% (constante y para siempre), en ausencia de un cambio de política la tasa indizada —que sigue siendo $UF + 3\%$ — todavía se asocia a una tasa real ex ante de 3%. Si la política fuese en tasa nominal, en cambio, la mantención de esta en 6% implicaría un alza de la tasa real ex ante a 4%, haciendo más contractiva la posición de política. Aquí entra la aversión a cambiar las tasas: el Banco Central podría replicar —es trivial hacerlo— la tasa real ex ante asociada a la tasa indizada disminuyendo la tasa nominal en el mismo

monto de la caída en inflación, pero —se argumenta— es averso a tales cambios. Con ello, un mismo banco central tendría una trayectoria distinta de tasas reales ex ante con tasas nominales que con tasas indizadas, ya que no movería las primeras lo suficiente como para compensar los movimientos de la inflación esperada.

Se ha planteado que existe evidencia empírica que respalda este punto, basada en la comparación de las respuestas de la política monetaria bajo tasas indizadas con las observadas bajo tasas nominales. En efecto, la evidencia empírica para Chile y para otros países (Restrepo 1999, Corbo 2002, Taylor 1995, Loayza y Schmidt-Hebbel 2002) muestra que el coeficiente de reacción de la TPM en UF en Chile a una desviación de la inflación (contemporánea o rezagada) era positivo y menor que 1 (lo que implicaría un alza en la tasa de política indizada, que será similar a la real ex ante en horizontes largos), mientras que para todos los demás países con TPM nominal el coeficiente es también positivo y menor que 1 (lo que implicaría una reducción de la tasa “real relevante”).

Esta evidencia, o más bien, las conclusiones derivadas de ella, puede rebatirse con que el argumento enunciado arriba se asocia a cambios en la inflación esperada (y, así, en la tasa real ex ante) y no en la inflación efectiva (que se asocia a una tasa real ex post, no relevante para las decisiones que se pretende afectar). La evidencia empírica tiende a asociarse a cambios en esta última y, por consiguiente, no identifica de manera correcta la tasa real relevante (que, independiente de la denominación de la tasa de política, es la tasa real ex ante).

Este error de interpretación se debe a que estas estimaciones típicamente evalúan la respuesta de la política frente a un *shock* de inflación contemporáneo (o rezagado en un mes). Ello se basa en una versión simple de estimación de la regla de Taylor, con *shocks* inflacionarios contemporáneos (o rezagados en un período) como determinantes de la tasa de política nominal. Esta especificación —popular pero incompleta— no representa el comportamiento óptimo de una política monetaria orientada hacia adelante, que reacciona a desviaciones de proyecciones de la inflación futura respecto de la meta de inflación, en el horizonte relevante de política, que típicamente se extiende de uno a tres años en el futuro.

Por supuesto, es posible que la proyección de inflación futura dependa, entre otras variables, del

comportamiento de la inflación en el período presente o recién pasado. No obstante, es altamente improbable que *shocks* temporarios de inflación lleven a corregir la proyección de inflación de mediano plazo con un coeficiente de 1. Por lo tanto, no es óptimo responder a *shocks* temporarios de precios con un alza en la tasa de interés de política nominal de la misma magnitud.

Así, el argumento de la mayor intensidad y frecuencia requerida con una tasa nominal solo es válido cuando se hace con respecto a aumentos de la inflación esperada en el horizonte de política relevante, no frente a cambios temporales de rápida reversión. Si, en efecto, se está frente a un aumento en la inflación esperada en el horizonte relevante, es cierto que la tasa nominal debe responder de manera más intensa que la tasa indizada. Así, por ejemplo, un *shock* persistente de gasto que lleva a revisar hacia arriba las proyecciones de inflación y producto futuros, requiere de un incremento de la TPM nominal por encima del aumento en las expectativas de inflación, a fin de generar el aumento requerido en la tasa real ex ante. El movimiento requerido en la tasa indizada es menor.¹²

¿Qué pasa con la supuesta aversión de los bancos centrales a dar tal respuesta? El punto es cuáles son las preferencias de la autoridad. No hay razón para suponer que los parámetros profundos de su función de utilidad vayan a cambiar con la denominación del instrumento. Sigue siendo cierto que, al final del día, el Banco Central debe mover la tasa real ex ante para poder lograr sus objetivos. En tal sentido, su función de reacción debe adaptarse al cambio de instrumento, no en cuanto a responder distinto para la tasa de interés real ex ante, sino justamente en dar una respuesta que sea equivalente, con los distintos instrumentos, en términos de esta. La única explicación para que ello no fuera así es que el Banco Central cambiara voluntariamente su función de reacción en tasas reales ex ante al cambiar la denominación del instrumento. Ello solo podría justificarse si hubiera un costo intrínseco asociado a hacer “cambios de tasa”, que se pagara cada vez

¹² Como se dijo, la tasa indizada no es igual a la tasa real ex ante. Pese a ello, frente a un *shock* de inflación y sin cambio de política, la tasa real ex ante asociada a la tasa indizada cambia menos (cero, en el ejemplo con certeza e inflación constante) que la tasa real ex ante asociada a la tasa nominal.

que se alterara la política, independiente de si la tasa fuera nominal o indizada. Las tasas nominales no se moverían “como deberían” porque el Banco Central elegiría no hacerlo. Esa es la aversión antes mencionada, sobre la cual no se dispone de evidencia empírica.

Por la brevedad del período post-nominalización en Chile, aún no es factible presentar evidencia concluyente acerca de eventuales cambios en la estructura de la regla de Taylor empírica aplicada por el Banco Central. Sin embargo, una revisión del período post-nominalización sugiere, informalmente, que el Banco Central ha reducido intensa y rápidamente su tasa de política nominal después de julio del 2001. Más aún, la ya mentada estabilidad de las expectativas de inflación, medidas tanto a través de instrumentos financieros como de encuestas a analistas privados, indica que no se requiere un comportamiento distinto con una tasa nominal que el que se requeriría con una indizada. La tasa real ex ante, para el horizonte relevante, habría sido la misma de haberse mantenido el instrumento indizado, obviando los inconvenientes legales y de implementación mencionados en la sección anterior.

IV. EFECTOS FINANCIEROS DE LA NOMINALIZACIÓN

La nueva forma de hacer política monetaria y la correspondiente sustitución de instrumentos por parte del Banco Central de Chile puede tener importantes efectos sobre los mercados financieros y de capitales. Por lo tanto, en primer lugar se analizan las implicancias sobre los portafolios de los agentes y se demuestra en qué condiciones la denominación de la tasa de política es irrelevante para sus decisiones. En segundo lugar se describen los efectos sobre el portafolio de los bancos y las normas de calce. Finalmente, se estudia el efecto transitorio de la nominalización sobre los fondos mutuos.

1. Arbitraje entre Tasas Nominales e Indizadas

Un elemento central para establecer que el reemplazo de la tasa indizada por una nominal es neutro en

términos del impacto de la política monetaria en la economía¹³ es la existencia de arbitraje entre ambos instrumentos.

Esta sección provee una evaluación más detallada de ello, presentando evidencia empírica. Utilizando un modelo de optimización simple, con un agente que puede escoger entre bonos nominales e indizados (este modelo, basado en Chumacero (2002), se presenta en el apéndice) se obtienen dos condiciones de arbitraje entre tasas de interés nominales e indizadas. Ambas condiciones difieren en su conocimiento del valor de la unidad de fomento en el horizonte relevante. En un horizonte máximo de 36 días, la unidad de fomento es perfectamente conocida. Por ello, en tal horizonte la condición de arbitraje está dada por:

$$1 + i_t^1 = (1 + f_t^1) \frac{U_{t+1}}{U_t} \quad (1)$$

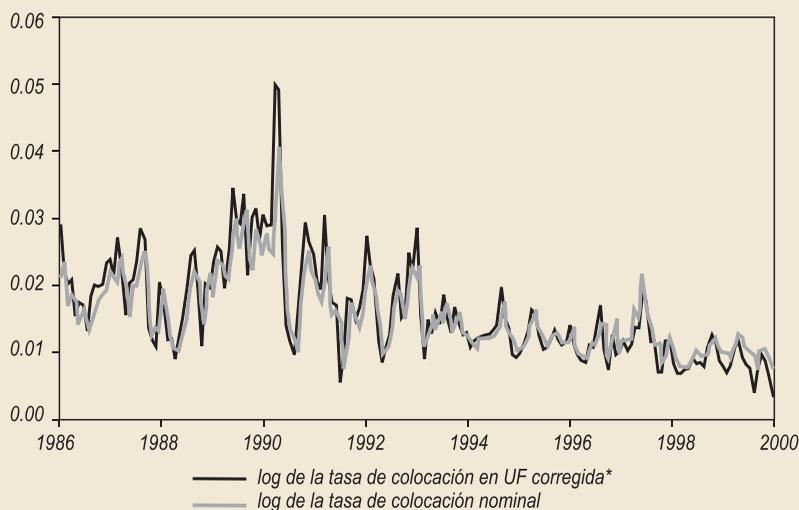
donde i_t^1 corresponde a la tasa de interés nominal en el momento t para un período, f_t^1 es la tasa en UF vigente en t para el mismo período, y U_t representa el valor de la Unidad de Fomento en t .

La condición de óptimo establece que, en tasas de corto plazo definidas dentro del horizonte de 36 días (como es el caso de la TPM), la denominación de la tasa no tiene importancia, porque las tasas indizadas y nominales están perfectamente arbitradas. Ello implica que el agente estaría indiferente entre instrumentos denominados en cada una de estas tasas, quedando indeterminada la composición de la cartera entre ambos instrumentos.

En la práctica, la condición (1) puede no cumplirse con las tasas de mercado por problemas de agregación espacial (entre agentes) o temporal (a lo largo del mes). La ecuación (1) se refiere al arbitraje para un agente individual, mientras que las tasas del sistema financiero son promedios mensuales de las tasas diarias reportadas por los bancos con todos sus clientes. Una segunda razón para que no se cumpla (1) se refiere al día particular del mes en que se realiza una operación. Para las operaciones a 30 días que se realizan entre el cuatro y el nueve de cada mes, la UF es perfectamente conocida en todo el horizonte, pero para todos los demás días no lo es. Debido a ello, el arbitraje debería observarse en valores esperados, incluyendo

¹³ Aunque tenga un efecto beneficioso en términos de ampliar el rango de opciones disponibles.

Tasas de Colocación Bancaria para Operaciones de 30 a 89 Días*



*Fuente: Chumacero (2002). Corregida se refiere a que corresponde al lado derecho de (1).

un componente estocástico derivado de la ausencia de conocimiento perfecto de la UF futura.¹⁴

Dado que también existe incertidumbre en todas las operaciones con plazos superiores a 36 días, las condiciones de primer orden del modelo de optimización permiten derivar una condición de arbitraje estocástico, que se cumple en valor esperado. Esta es (véase el apéndice para la derivación):

$$(1+i_t^j)\beta E_t \left[\frac{u'(c_{t+j})}{u'(c_t)} \frac{P_t}{P_{t+j}} \right] - (1+f_t^j)\beta E_t \left[\frac{u'(c_{t+j})}{u'(c_t)} \frac{P_t}{P_{t+j}} \frac{U_{t+j}}{U_t} \right] = 0 \quad (2)$$

donde j es el período de maduración de ambos instrumentos financieros, $u'(c_t)$ es la utilidad marginal del consumo en t , β es el factor de descuento subjetivo y P_t es el nivel de precios en t .

¿Qué ocurre con esta condición de arbitraje en Chile? Para verlo se realiza un análisis entre 1986 y 2003, aprovechando la existencia de tasas de colocación en pesos y UF para el plazo de 30 a 89 días. Es importante señalar que la mayor parte de las operaciones se concentra en plazos cercanos a los 30 días. Dado que estas tasas son promedios mensuales para agentes heterogéneos, en algunas

transacciones hay certeza plena respecto del comportamiento de la UF, mientras que para otras tal evolución es incierta. Por ello, debería observarse una combinación de las ecuaciones (1) y (2). El siguiente gráfico muestra el lado derecho y el lado izquierdo de dichas ecuaciones, observándose visualmente que la evolución de ambos es muy similar.

Una evaluación formal de la existencia de arbitraje requiere suponer una forma funcional específica para la función de utilidad y estimar el parámetro estructural. Ello es realizado por Chumacero (2002), quien supone una función de tipo CRRA y

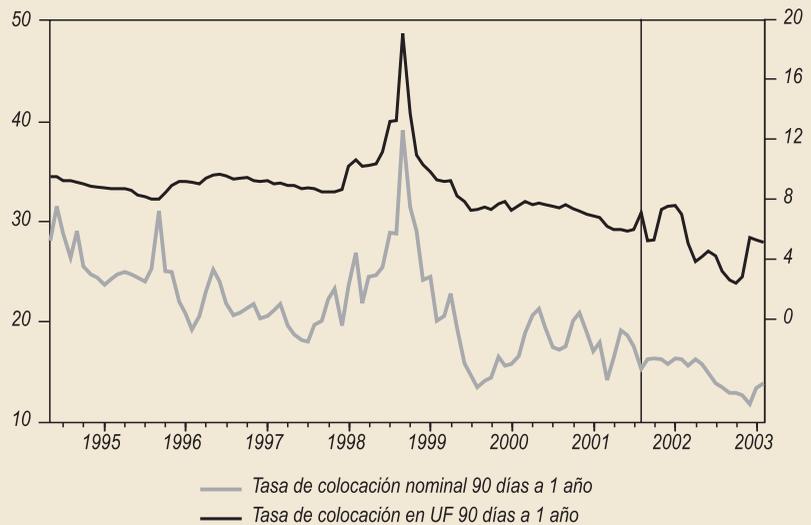
estima el parámetro de aversión al riesgo realizando las pruebas de identificación correspondientes. Chumacero concluye que el arbitraje existe, y que el valor del coeficiente de aversión al riesgo se encuentra entre 3 y 4, dentro de los rangos empíricos razonables. Ello valida los argumentos planteados en la sección anterior sobre la conducción de política monetaria con el nuevo instrumento.

2. Cambios en la Volatilidad de las Tasas

Un efecto esperado de la nominalización se produjo en los segundos momentos de las tasas nominales e indizadas. Fernández (2003), utilizando distintas medidas de volatilidad, encuentra que después de la nominalización la tasa en UF se hizo más volátil, mientras que la volatilidad de las tasas nominales se redujo. Claramente, esto está lejos de ser una sorpresa. Tal comportamiento se deduce de la manera en que se conduce la política monetaria, en que la tasa de política no responde uno a uno a la variación rezagada del IPC mensual (la variación contemporánea de la UF) sino que actúa de acuerdo con la proyección de inflación a un horizonte de 12 a 24 meses. Si en la ecuación (1) se fija la tasa en UF, todos

¹⁴ Esto puede ser válido para operaciones de un mes y menos, y es definitivamente válido para plazos superiores a 36 días.

Evolución de las Tasas en Pesos y en UF



los *shocks* de inflación (dados por U_{t+1}/U_t) son absorbidos por la tasa nominal. En cambio, como desde agosto de 2001 lo que se fija es la tasa nominal, el cumplimiento de la ecuación (1) implica que los *shocks* de inflación son ahora absorbidos por la tasa en UF.

El gráfico 6 muestra las tasas de colocación en pesos y en UF para el periodo entre mayo de 1994 y febrero del 2003. Si bien la simple inspección visual muestra que el cambio en la volatilidad relativa tras agosto de 2001 es evidente, se requiere una evaluación más rigurosa para confirmarlo. El uso de un test de razón de varianzas tradicional no es adecuado, ya que la serie de tasas no es independiente e idénticamente distribuida, impidiendo una comparación correcta de los periodos bajo estudio. Por ello, la estrategia empírica pasó por buscar el modelo ARMA que mejor representara la serie de tasas para cada caso. De esta forma simple se obtuvo la varianza incondicional de las series de tiempo de las tasas de interés para los préstamos en UF y en pesos.

Cabe notar que cualquier comparación de las varianzas antes y después de la nominalización estará fuertemente influenciada por el brusco aumento temporal de las tasas observado en septiembre de 1998, revertido el mes siguiente.¹⁵ Por ello, este período de comportamiento anormal se excluye, y se analiza el comportamiento de las tasas entre noviembre de 1998 y febrero del 2003. Se estimaron dos procesos autorregresivos (AR), uno para el período anterior a la nominalización y otro para el período posterior, para verificar si existe heterocedasticidad condicionada a ese evento. Como la varianza está influenciada por los parámetros de la media del proceso AR, no se condicionó al supuesto de que estos fueran iguales antes y después. Los resultados de la estimación se muestran en el cuadro 4.

El cambio experimentado por las varianzas se aprecia en el gráfico 4, que muestra los residuos al cuadrado de los modelos presentados en el cuadro anterior. Ello provee una estimación de la varianza de los residuos en cada momento del tiempo. Puede observarse el cambio de nivel experimentado en agosto de 2001.

Por último, la información se usa para computar las varianzas de las tasas de interés correspondientes a los distintos periodos, realizándose un test F para evaluar la existencia de heterocedasticidad asociada a la nominalización, resultado que muestra el cuadro 5.

La evidencia formal, entonces, confirma lo que sugería la observación visual, y que constituía un resultado esperado, dada la estrategia de conducción de tasas en cada momento del tiempo: la nominalización se asoció a un cambio de volatilidad relativa de las tasas de interés, al traspasarse desde las tasas nominales a las indizadas la volatilidad asociada a los *shocks* de inflación.

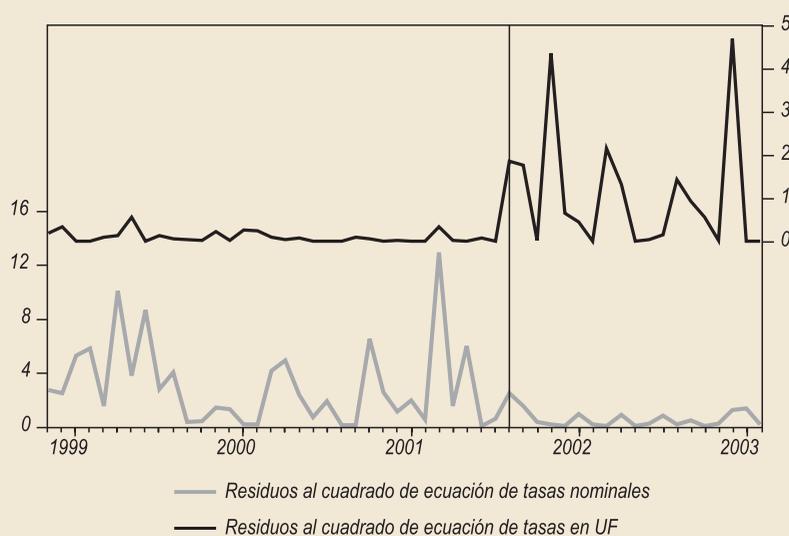
3. Efectos de la Nominalización sobre la Estructura Intertemporal de tasas

Fontaine (2002) menciona como una consecuencia adicional de la nominalización un cambio en la estructura intertemporal de la tasa de interés. Tal efecto se debería al impacto distinto que tiene el cambio de las volatilidades sobre tasas de diferentes plazos. En particular, se argumenta que, debido al

¹⁵ En efecto, la inclusión de ese episodio lleva a encontrar evidencia de heterocedasticidad condicional autorregresiva (ARCH), fenómeno que desaparece si solo se toma el período posterior a este evento.

GRÁFICO 7

Evolución de los Residuos al Cuadrado



CUADRO 4

Modelo AR para las Tasas de Interés de Colocación de 90 días a 1 año

	Tasa nominal		Tasa en UF	
	Antes	Después	Antes	Después
Constante	5.017 (1.496)	2.730 (1.708)	0.888 (0.433)	1.135 (0.813)
Tasa de interés en t-1	0.712 (0.077)	0.803 (0.114)	1.135 (0.135)	0.767 (0.153)
Tasa de interés en t-2			-0.264 (0.086)	
R cuadrado	0.732	0.745	0.929	0.598
Número de observaciones	33	19	33	19

Desviación estándar entre paréntesis. Antes corresponde al período de noviembre 1998 a julio 2001. Después corresponde al período de agosto 2001 a febrero 2003

CUADRO 5

Varianzas Incondicionales Estimadas

Período	Varianza de tasa nominal	Grados de libertad	Varianza de tasa indizada	Grados de libertad
Noviembre 1998 - julio 2001	10.976	30	0.835	31
Agosto 2001 - febrero 2003	3.252	17	5.162	17
Razón de varianzas	5.957*		0.295*	

* La hipótesis nula es que las varianzas son iguales. Significativo al 1%

uso de instrumentos de horizonte corto en la conducción monetaria, el impacto de la volatilidad afectaría más al nivel de las tasas de corto plazo que al de las de largo plazo. Sin embargo, ello parece contradecir el arbitraje demostrado en la sección IV.1. El cambio de la volatilidad no parece haberse asociado a cambios en niveles.

Desde una perspectiva conceptual, el nivel de un retorno (o tasa de interés) no depende de la volatilidad del mismo, sino de la covarianza entre el factor de descuento estocástico y dicho retorno. Este punto queda más claro si se utilizan las condiciones de primer orden expresadas en la ecuación (1). Para las tasas nominales, por ejemplo, la pendiente de la estructura intertemporal de tasas está dada por:

$$\begin{aligned} & \log(1+i_t^{j+1}) - \log(1+i_t^j) \\ &= \log(E_t(m_{t+j+1}\Pi_{t+j+1})) \\ & \quad - \log(E_t(m_{t+j}\Pi_{t+j})) \end{aligned}$$

donde

$$m_{t+j} = \beta^j E_t(u'(c_{t+j})/u'(c_t))$$

representa el factor de descuento estocástico entre t y $t+j$, y

$$\Pi_{t+j} = P_t / P_{t+j}$$

representa el inverso de la tasa bruta de inflación entre t y $t+j$. Solo se producirá un cambio en la pendiente si la covarianza entre el factor de descuento estocástico y el inverso de la inflación ha cambiado a raíz de la nominalización. Al no existir un argumento teórico que explique cómo la denominación de la tasa de política podría afectar dicha

covarianza, la defensa de tal punto requeriría evidencia empírica, la cual —hasta donde sabemos— no existe.

4. Efectos de la Nominalización sobre la Composición del Portafolio del Sector Financiero

La nominalización se ha asociado también a cambios en la composición de la cartera de activos del sector financiero.

Aunque la ecuación de arbitraje no estocástico establece que para plazos muy cortos la composición de la cartera es irrelevante, en períodos más largos este resultado no se mantiene, pues cobra importancia para la determinación de los precios y, por arbitraje, para la composición de la cartera, la oferta relativa de pagarés del Banco Central de distintas denominaciones.

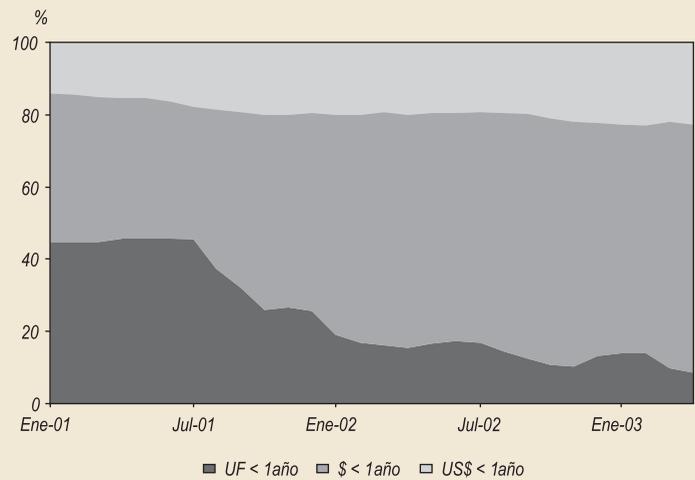
Tras adoptar la nueva política, el Banco Central comenzó a reemplazar en el mercado sus pagarés en UF por pagarés en pesos. El ajuste de precios causado por arbitraje se asoció a un cambio en la cartera de inversiones de los bancos. Ello, en respuesta al cambio en la composición de los depósitos, motivado por la variación de precios. El resultado final fue una reestructuración

gradual, pero masiva y significativa, de los activos y pasivos bancarios, con los instrumentos en pesos desplazando a los denominados en UF. Tal evolución puede observarse en el cambio en la participación relativa de los depósitos bancarios de corto plazo (gráfico 8) y en la caída significativa de instrumentos del BCCh en UF en poder de la banca (gráfico 9).

¹⁶ Solo hubo un aumento marginal de las captaciones y colocaciones en dólares.

GRÁFICO 8

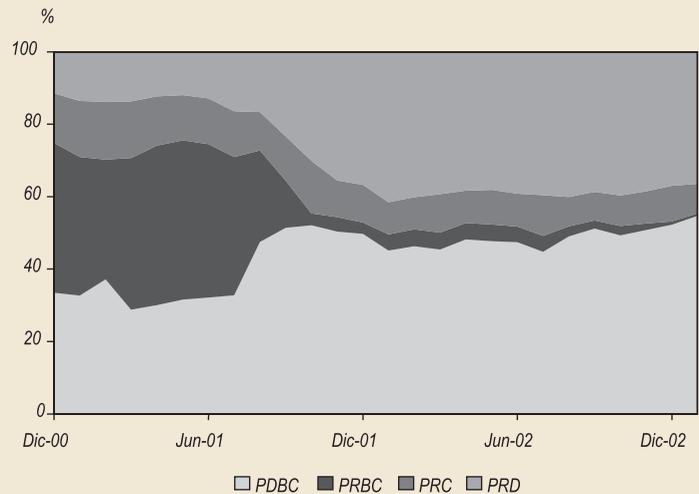
Participación de los Depósitos Bancarios por Monedas



Fuente: Superintendencia de Bancos e Instituciones Financieras (SBIF)

GRÁFICO 9

Participación de los Documentos del BCCh en Poder de los Bancos



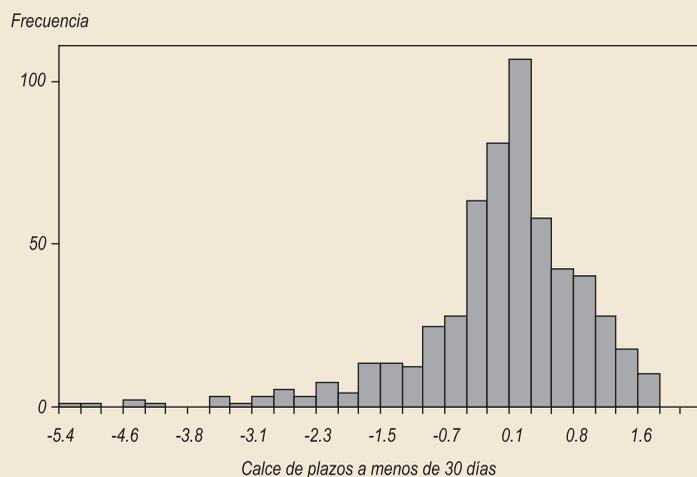
Fuente: Superintendencia de Bancos e Instituciones Financieras (SBIF)

Puede verse también que el aumento de la oferta relativa de instrumentos nominales no provocó una mayor preferencia por instrumentos en dólares, como ocurre en otros países cuyo sistema financiero se encuentra dolarizado.¹⁶ Ello se debe, probablemente, a la credibilidad en el valor de la moneda que proporciona una inflación baja y estable y una política monetaria basada en metas de inflación creíble.

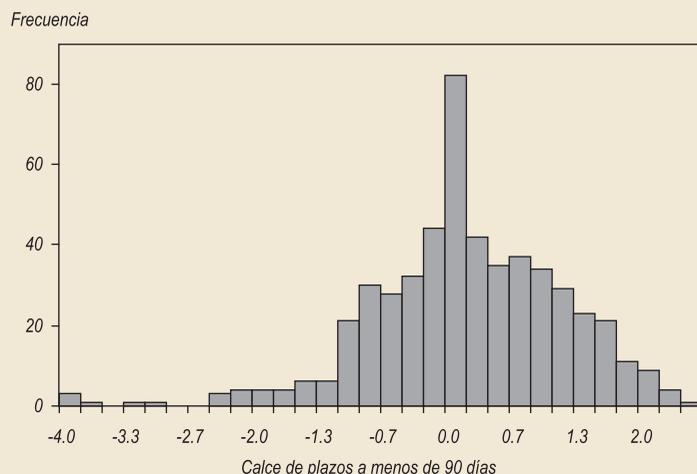
Mientras la nominalización de las inversiones financieras mantenidas por los bancos fue rápida,

**Distribución del Descalce de Plazo
a Menos de 30 Días y a Menos de 90 Días
(Período post-nominalización)**

Agosto 2001 - enero 2003



Agosto 2001 - enero 2003



las características inherentes al negocio bancario hicieron del ajuste de las colocaciones un proceso más lento. Esta asimetría en la velocidad de ajuste de pasivos bancarios (concentrados mayoritariamente en el corto plazo) y de colocaciones provocó cierta preocupación sobre el cumplimiento de los límites máximos de descalce de plazos.¹⁷ En respuesta a esto, permitiendo una transición adecuada en el sistema financiero, el Banco Central amplió transitoriamente los márgenes máximos de descalce de liquidez a tres veces el capital básico.¹⁸ El gráfico 10 muestra las distribuciones de las observaciones mensuales, para

el período post nominalización, del cociente entre el descalce de activos y pasivos residuales (a 30 y 90 días, respectivamente) y el capital básico de cada institución financiera. Como se puede apreciar, los descalces individuales se mantuvieron, en su mayoría, bajo los límites permanentes de la normativa, y solo en casos puntuales estos superaron dos veces el capital básico, aunque siempre se mantuvieron por debajo del límite transitorio. La salud y estabilidad del sistema bancario nunca estuvo amenazada.

5. Efectos transitorios de la nominalización

La ocurrencia de una variación negativa en el IPC del mes de julio de 2001 y su efecto sobre la evolución de la UF en el mes siguiente, hicieron que la nominalización tuviese un efecto sobre la valorización de los fondos mutuos, especialmente los de corto plazo. Este efecto se generó por el hecho de que los instrumentos de corto plazo en las carteras de inversión de esos fondos se registraban a su valor de adquisición más los intereses devengados, y no a su valor de mercado.

Conocida la inflación negativa de julio (-0,2%), la tasa en UF equivalente al 6,5% nominal de la TPM era de 8.9% anual.¹⁹

¹⁷ En su versión permanente, las normas de liquidez bancaria establecen que la diferencia entre pasivos y activos de una misma moneda, cuyo plazo residual sea inferior a 30 días, no puede exceder una vez el capital básico de cada banco; mientras que para las operaciones con plazos residuales inferiores a 90 días la normativa permite un descalce de dos veces el capital básico.

¹⁸ Esta ampliación se mantuvo durante el período agosto 2001 – mayo 2002. En mayo 2002 y hasta diciembre se acercaron a los límites permanentes, al establecer que los descalces de plazos no podían superar 2 y 2,5 veces el capital básico para operaciones con plazo residual de 30 y 90 días, respectivamente.

¹⁹ Equivalente aproximadamente a 0.02% diario.

De este modo, si un fondo mutuo tenía en cartera un depósito a plazo adquirido a UF + 3.5% anual, su valor de mercado se reducía en 4,2% aproximadamente.²⁰ Si la cartera de inversiones se valorizara diariamente a precios de mercado, ese ajuste sería inmediato y su efecto se reflejaría en el valor de la cuota del fondo mutuo. Dado que, a la fecha de la nominalización, estos instrumentos estaban registrados a valor de adquisición más intereses devengados, el valor de las cuotas no reflejaba su valor efectivo de mercado. Ello dejaba abierta la posibilidad de que los partícipes que se retiraran primero lo hicieran en condiciones más ventajosas respecto de quienes lo hicieran después, a medida que el fondo tuviese que vender instrumentos de su cartera en el mercado y comenzara así a reconocer el ajuste de los precios.

Reconociendo esta situación, la Superintendencia de Valores y Seguros (SVS) instruyó a las administradoras de fondos mutuos que ajustaran el valor de sus instrumentos en cartera a su valor de mercado los días 2 y 3 de agosto. Para el caso teórico de un fondo mutuo con duración promedio de un mes, esta situación generaría, tal como muestra el gráfico 11, un ajuste patrimonial equivalente a 0.45%.²¹ Dado que el ajuste realizado por cada administradora fue función del plazo promedio de los instrumentos que conformaban sus fondos mutuos, el menor valor no fue igual en todos los fondos. El cuadro 6 muestra el valor promedio ponderado de las cuotas de todos los fondos mutuos de renta fija los días previos y posteriores al anuncio del IPC de julio. El día 3 de agosto se percibió el mayor impacto del ajuste, el que provocó una caída promedio de 0.33% del valor de la cuota de estos fondos.

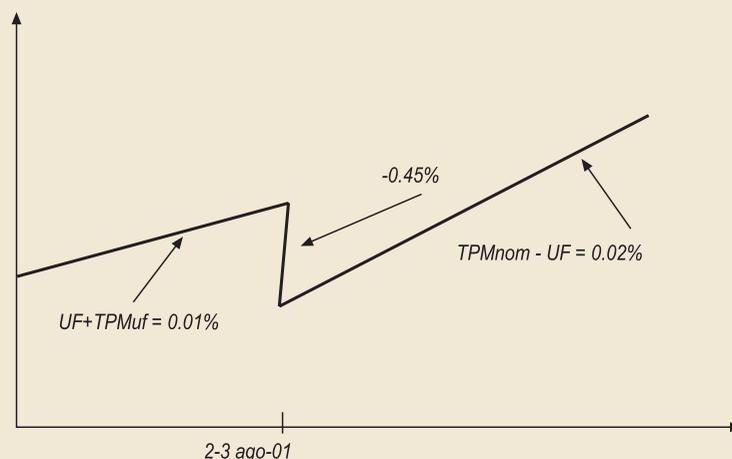
Es importante recalcar que, con posterioridad a este ajuste, los fondos comenzaron a rendir, en promedio,

²⁰ La variación del IPC de junio, cuyo valor afectaba la evolución de la UF los días previos a la nominalización, fue de 0.1%. De esta forma el $4.2 = 8.9 - 4.7$, que equivale al nuevo valor de mercado de la tasa menos el valor histórico que tenía. ($4.7\% = 1.2 + 3.5 = UF + 3.5$).

²¹ Este valor corresponde a la diferencia mensual entre la nueva TIR de mercado ($0.74 = 8.9/12$) y la TIR implícita en la adquisición de los instrumentos antes de la nominalización ($0.29 = 3.5/12$).

GRÁFICO 11

Impacto de la Nominalización sobre el Retorno de los Fondos Mutuos de Renta Fija de Corto Plazo



CUADRO 6

Retorno Efectivo de los Fondos de Renta Fija de Corto Plazo*

	\$	Variación diaria
30-Jul-01	22,253	0.01%
01-Ago-01	22,256	0.01%
02-Ago-01	22,258	0.01%
03-Ago-01	22,184	-0.33%
06-Ago-01	22,190	0.03%
07-Ago-01	22,194	0.02%

Fuente: Superintendencia de Valores y Seguros.

* Corresponde al promedio del valor de la cuota de los fondos mutuos de renta fija ponderados por el patrimonio a junio del 2003.

a la tasa en UF equivalente a la TPM de 6.5%, por lo que si un inversionista decidía permanecer en el fondo, recuperaba el valor de la cuota pre-nominalización en menos de 20 días.

V. CONCLUSIONES

Este artículo presenta una evaluación de los efectos de la nominalización en la conducción de la política monetaria y en los mercados financieros. Un elemento central de la discusión es el hecho de que a plazos cortos, el horizonte relevante para la política monetaria, una tasa indexada no es igual a la tasa real ex ante. Esto, combinado con la existencia de arbitraje entre tasas indexadas y nominales, hace que la denominación de la tasa de política no afecte la efectividad de la política

monetaria. Más aún, en una comparación internacional de políticas monetarias, Chile, cuando usaba una tasa de política indizada, mostraba efectos similares sobre la inflación y la actividad a los observados en otras economías que operaban con meta de inflación, pero con tasas nominales.

El efecto de mayor relevancia de la nominalización ha sido la ampliación del rango de política monetaria. El nivel de estado estacionario de inflación alcanzado por la economía chilena, unido a tasas de interés de política muy bajas, hace que, en circunstancias potencialmente frecuentes, la política monetaria no hubiera podido ser aplicada porque implicaría tener que anunciar una tasa en UF negativa o implementar una tasa nominal equivalente menor que cero. A modo de ejemplo, la tasa de política de 2.75% que ha imperado desde comienzos del 2003 sería imposible de implementar con una tasa de inflación anual esperada que superara esa cifra.

En los mercados financieros, los efectos de la nominalización fueron, como se esperaba, una disminución significativa de la volatilidad de las tasas nominales y un aumento, también significativo, de la volatilidad de las tasas en UF. Este resultado, combinado con la sustitución de la oferta relativa de instrumentos en UF por instrumentos en pesos hecha por el Banco Central, hizo variar los precios relativos entre instrumentos, llevando a un ajuste en la composición de los portafolios bancarios en pesos y en UF. Este cambio de portafolio no se ha asociado a una dolarización de los depósitos o colocaciones.

Los costos de la nominalización pueden ser considerados como temporarios, con efectos transitorios sobre los fondos mutuos. La modificación incorporada por la SVS, de valorar a fondo a precios de mercado terminó con el riesgo de una potencial corrida sobre estos fondos.

REFERENCIAS

- Benhabib, J., S. Schmitt-Grohé y M. Uribe (2002). "Avoiding Liquidity Traps." *Journal of Political Economy* 110(3): 535-63.
- Buiter, W.H. y N. Panigirtzoglou (1999). "Liquidity Traps: How to Avoid Them and How to Escape Them." NBER Working Paper 7245.
- Chumacero, R. (2002). "Arbitraje de Tasas de Interés en Chile." Mimeo. Banco Central de Chile.
- Consensus Forecasts, varias ediciones.
- Corbo, V. (2002). "Monetary Policy in Latin America in the 1990s." En *Monetary Policy: Rules and Transmission Mechanisms*, editado por N. Loayza y K. Schmidt-Hebbel. Santiago: Banco Central de Chile.
- Corbo, V., O. Landerretche y K. Schmidt-Hebbel (2002). "Does Inflation Targeting Make a Difference?" En *Inflation Targeting: Design, Performance, Challenges*, editado por N. Loayza y R. Soto. Santiago: Banco Central de Chile.
- Fernández, V. (2003). "Interest rate volatility and nominalization." Documento de Trabajo N°153, Departamento de Ingeniería Industrial, Universidad de Chile.
- Fontaine, J.A. (2002). "Consecuencias de la Nominalización de la Política Monetaria." *Cuadernos de Economía* 117: 253-75.
- Friedman, M. (1970). "A Theoretical Framework for Monetary Analysis." *Journal of Political Economy* 78(2): 193-238.
- Fuentes, R., A. Jara, K. Schmidt-Hebbel, M. Tapia y E. Arraño (2003). "Efectos de la Nominalización de la Política Monetaria en Chile." Documento de Trabajo N°197, Banco Central de Chile.
- Loayza, N. y K. Schmidt-Hebbel (2002). "Monetary Policy Functions and Transmission Mechanisms: An Overview." En *Monetary Policy: Rules and Transmission Mechanisms*, editado por N. Loayza y K. Schmidt-Hebbel. Santiago: Banco Central de Chile.
- McCallum, B. (2002). "Inflation Targeting and the Liquidity Trap." En *Inflation Targeting: Design, Performance, Challenges*, editado por N. Loayza y R. Soto. Santiago: Banco Central de Chile.
- Mies, V. y F. Morandé (2001). "¿Tasas de Interés o Agregados Monetarios? El Problema del Instrumento Óptimo Nuevamente en el Debate." Nota de Investigación y Estudios N°8. Banco Central de Chile.
- Morandé, F. (2002). "Nominalización de la Tasa de Política Monetaria: Debate y Consecuencias." *Cuadernos de Economía* 117: 239-52.
- Poole, W. (1970). "Optimal Choice of Monetary Policy Instrument in a Simple Stochastic Macro Model." *Quarterly Journal of Economics* 84(2): 197-216.
- Restrepo, J. (1999). "Monetary Rules in Colombia and Chile" Mimeo. Departamento Nacional de Planificación de Colombia.
- Rosende, F. (2002). "Introducción al Debate acerca de los Efectos de la Nominalización de la Política Monetaria." *Cuadernos de Economía* 117: 235-38.
- Schmidt-Hebbel, K. y M. Tapia (2002). "Monetary Policy Design and Transparency: Evidence from 20 Inflation Targeting Countries." Documento de Trabajo N°166, Banco Central de Chile.
- Taylor, J. (1993). "Discretion versus Policy Rules in Practice." *Carnegie Rochester Conference Series on Public Policy* 39: 195-214.

APÉNDICE

Para dar un mayor sustento analítico a la pregunta sobre la equivalencia entre tasas de denominaciones distintas y los efectos financieros de la nominalización, así como a preguntas relacionadas, en esta sección establecemos un modelo de consumo simple en que un agente debe tomar decisiones de consumo y portafolio.¹

El consumidor maximiza la siguiente función objetivo:

$$\max E_0 \sum_0^{\infty} \beta^t u(c_t)$$

donde $0 < \beta < 1$ corresponde al factor subjetivo de descuento, $u(\cdot)$ es una función de utilidad que cumple con $u' > 0, u'' < 0$, c_t es el consumo en el período t , y E_0 representa la esperanza condicional al conjunto de información disponible en el período 0. Este agente enfrenta la siguiente restricción presupuestaria:

$$y_t + \sum_{j=0}^k \left[(1+r_{t-j}^i) b_{t-j}^i + (1+i_{t-j}^j) \frac{B_{t-j}^j}{P_t} + (1+f_{t-j}^j) \frac{F_{t-j}^j U_t}{P_t} \right] + \frac{M_{t-1}}{P_t} \geq$$

$$c_t + \sum_{j=1}^k \left[b_{t-j}^j + \frac{B_t^j}{P_t} + \frac{F_t^j U_t}{P_t} \right] + \frac{M_t}{P_t}$$

en que y_t es la dotación en t , b_{t-j}^i es la demanda por bonos perfectamente indizados (que pagan una tasa de interés real r) comprados en el período $t-j$ y que vencen j periodos adelante, B_{t-j}^j es la demanda por bonos nominales (que pagan una tasa de interés nominal i) comprados en el período $t-j$ y que vencen j periodos adelante, F_{t-j}^j es la demanda por bonos indizados a la UF (que pagan una tasa de interés indizada f) comprados en el período $t-j$ y que vencen j periodos adelante, P_t es el nivel de precios en t , U_t es el valor de la UF en el momento t y M_t son los saldos monetarios en t .

¹ Este modelo es el desarrollado por Chumacero (2002) para probar las condiciones de arbitraje de tasas, argumento que es central para analizar varios de los efectos financieros del cambio en la forma de hacer política.

Las condiciones de primer orden para la selección de cartera son las siguientes:

$$\frac{1}{1+r_t^j} = E_t \left[\frac{\beta u'(c_{t+j})}{u'(c_t)} \right] \equiv E_t(m_{t+j}) \tag{A1}$$

$$\frac{1}{1+i_t^j} = E_t \left[m_{t+j} \frac{P_t}{P_{t+j}} \right] = Cov \left[m_{t+j} \frac{P_t}{P_{t+j}} \right] + E_t(m_{t+j}) E_t \left(\frac{P_t}{P_{t+j}} \right) \tag{A2}$$

$$\frac{1}{1+f_t^j} = E_t \left[m_{t+j} \frac{P_t}{P_{t+j}} \frac{U_{t+j}}{U_t} \right] \tag{A3}$$

La ecuación (A1) muestra la condición típica de un agente en que la tasa marginal de sustitución estocástica en el consumo es igual al retorno real, en que m_{t+j} representa el factor de descuento estocástico. Para el caso de un activo que paga un retorno nominal, la ecuación (A2) muestra que en equilibrio debe pagar una tasa que es función de la covarianza entre la inflación y el factor de descuento estocástico. Cabe notar que solamente si la covarianza entre el factor de descuento estocástico y la inflación es cero, la ecuación (A2) da origen a la ecuación tradicional de Fisher, al reemplazar la esperanza del factor de descuento estocástico por el inverso de la tasa bruta de interés real. Finalmente, la ecuación (A3) establece que la tasa pagada por el instrumento indizado en unidades de fomento debe considerar la esperanza del producto de tres términos: el factor de descuento estocástico, la tasa de inflación futura y la variación de la unidad de fomento. Si esta última es conocida, se puede separar la variación de la UF del valor esperado, dando origen a una relación entre la tasa de interés en UF y la tasa nominal corregida por la variación de la UF.

De las ecuaciones (A1) y (A3) se deduce que para considerar la tasa indizada numéricamente equivalente a la tasa real se debe cumplir que la UF se indiza con el IPC contemporáneo:

$$\frac{P_t}{P_{t+1}} \frac{U_{t+1}}{U_t} = 1 \quad \forall t, j \tag{A4}$$

Sin embargo, de acuerdo con lo expuesto en la sección 2, existe un rezago de 37 a 40 días entre

la UF y el IPC. Dada la forma como se calcula el valor de la UF, Chumacero (2002) demuestra que la expresión del lado izquierdo de (A4) es igual a:

$$\frac{P_t}{P_{t+j}} \frac{U_{t+j}}{U_t} = \left(\frac{P_t}{P_{t+j}} \right) \left(\frac{P_{t+j-1}^{1-\alpha_{t+j}}}{P_{t-1}^{1-\alpha_t}} \right) \left(\frac{P_{t+j-2}^{\alpha_{t+j}}}{P_{t-2}^{\alpha_t}} \right) \quad (A5)$$

Donde $\alpha_t = 9/d_t$ y d_t representa el número de días que tiene el mes t . Si todos los meses tuviesen el mismo número de días, α_t sería constante para todo t , con lo cual si la inflación sigue un proceso

estacionario y $j \rightarrow \infty$ el lado derecho de (A5) converge en probabilidad² a 1. Sin embargo, tal como argumenta Chumacero (2002), esto sucede para plazos muy largos que no son los plazos de los instrumentos de la política monetaria. Por esta razón, esta equivalencia entre tasa indizada y tasa real no es relevante en el caso bajo análisis.

² Se dice que una secuencia de variables aleatorias x_t con $t=1, 2, \dots$ converge en probabilidad a x_0 si se cumple que para todo $\varepsilon > 0$, $\lim_{t \rightarrow \infty} \text{prob}(|x_t - x_0| < \varepsilon) = 1$.

IMPACTO DE LA POLÍTICA MONETARIA SOBRE EL TIPO DE CAMBIO BILATERAL: CHILE Y ESTADOS UNIDOS

*Jeromin Zettelmeyer**

I. INTRODUCCIÓN

¿Cómo reacciona el tipo de cambio bilateral entre el dólar de Estados Unidos y la moneda de una economía pequeña y abierta con flotación cambiaria —como es Chile desde septiembre de 1999—, a medidas de política monetaria? ¿Cómo se compara con la reacción del mismo tipo de cambio a la política monetaria de Estados Unidos? El tipo de cambio es uno de los canales principales —junto con las tasas de interés de mercado y la oferta de créditos— por los que la política monetaria afecta al producto y a los precios. Así, es importante poder predecir el impacto de las acciones de política monetaria sobre el tipo de cambio, a fin de medir su efecto sobre los objetivos últimos de la política. Por lo mismo, las autoridades deberían preocuparse de la reacción del tipo de cambio frente a *shocks* externos, entre los cuales la política monetaria estadounidense ocupa un lugar relevante.

Sorprende lo difícil que resulta obtener respuestas satisfactorias. Existe una visión estándar sobre la forma en que la política monetaria afecta normalmente al tipo de cambio —la moneda local debiera apreciarse luego de una contracción monetaria y depreciarse luego de una expansión, con alguna sobrerreacción inicial. La literatura empírica es ambivalente sobre este tema, particularmente cuando el país no es Estados Unidos. Los estudios basados en los vectores autorregresivos (VAR) a comienzos de los noventa, que miraban a los países europeos, encontraban efectos insignificantes, o incluso, efectos significativos en la dirección opuesta a esta visión estándar.¹ Con respecto al impacto de la política monetaria en el tipo de cambio en tiempos de recesión, no hay consenso— ni siquiera a nivel teórico— entre las autoridades monetarias. Recientemente, una postura revisionista² ha sostenido que la predicción común no proviene solo de argumentos de arbitraje: aun si

existe paridad descubierta entre las tasas de interés, un aumento de la tasa de interés en casa puede ocasionar una depreciación de la moneda local si se prevé una depreciación *futura* del tipo de cambio (por ejemplo, si las tasas de interés muy altas provocan un desastre en las empresas nacionales).

En términos empíricos, es difícil medir la dirección y el efecto de la política monetaria sobre el tipo de cambio en tiempos de turbulencia, principalmente porque es difícil desentrañar causa y efecto en la relación entre política monetaria y movimientos cambiarios. Por ejemplo, una correlación entre un aumento de la tasa de interés y una depreciación del tipo de cambio, ¿indica un efecto contraproducente de una contracción del dinero, o es solo que los bancos centrales tienden a contraer la política cuando la moneda se ve presionada? La misma dificultad de interpretación puede surgir en un VAR que identifique la política monetaria con el supuesto de que la variable de política del Banco Central no depende, en forma contemporánea, del tipo de cambio.³

En un novedoso estudio, Rebucci (2002) estima los efectos de varios factores internos y externos, como el diferencial de tasas de interés con respecto a Estados Unidos, el premio por riesgo soberano en Chile, Argentina y Brasil, y ciertos precios internacionales sobre el tipo de cambio diario peso/dólar usando una estimación bayesiana

* Fondo Monetario Internacional, Washington, DC, EE.UU. email: jzettelmeyer@imf.org. El contenido de este artículo es exclusivamente responsabilidad de su autor y no refleja necesariamente la opinión del Fondo Monetario Internacional.

Agradezco a Luis Óscar Herrera, Martín Kaufmann, Saúl Lizondo, Steven Phillips, Francisco Nadal de Simone, Alessandro Rebucci, Klaus Schmidt-Hebbel, Raimundo Soto, dos árbitros anónimos y, en especial, a Rodrigo Valdés por sus útiles comentarios y sugerencias. Estoy agradecido también con Mónica Espinosa y Verónica Astorga del Banco Central de Chile, por su ayuda en la recolección de datos sobre la tasa de interés.

¹ Véase Grilli y Roubini (1995, 1996).

² Véase, por ejemplo, Furman y Stiglitz (1998).

³ Para un debate más profundo y referencias, ver Skimmer y Zettelmeyer (1995), Bagliano y Favero (1999), Zettelmeyer (2000), y Basurto y Ghosh (2001).

diseñada para detectar posibles cambios estructurales causados por “contagio” de las crisis regionales. Sin embargo, su metodología no aborda los problemas de identificación arriba descritos. Por el problema de simultaneidad, el modelo empírico se especifica de tal modo que el diferencial de tasas de interés entra en el modelo de estimación con un día de rezago, controlando por variaciones rezagadas del tipo de cambio. Esto implica que los coeficientes estimados no capturan la reacción contemporánea (el mismo día) a los *shocks* de política monetaria sobre el tipo de cambio. En la medida en que los mercados financieros sean eficientes, no se puede estimar el efecto de los *shocks* de política en este esquema.

Este artículo toma un camino alternativo, enfocado en el problema de identificación. En lugar de hacer un análisis de series de tiempo, usa una metodología que examina el impacto de las acciones de política monetaria sobre el tipo de cambio del día en que se anuncia la política. Dada la estructura de la formulación de la política monetaria tanto en Estados Unidos como en Chile durante nuestro período muestral, esto es, reuniones periódicas de política monetaria fijadas con anticipación, el riesgo de endogeneidad de las acciones de política monetaria a movimientos del tipo de cambio —o cualquier otro hecho económico— *en el mismo día* es muy bajo. En consecuencia, en esta muestra, se puede suponer que la causalidad va de la tasa de interés al tipo de cambio. Naturalmente, este método no está libre de costo. Primero, se pierde la capacidad de rastrear la respuesta *dinámica* de la política a través de funciones de impulso —respuesta calculados mediante los coeficientes VAR. Segundo, y tal vez más importante, la muestra de acciones de política disponibles para el período de flotación cambiaria en Chile es pequeña; por lo tanto, las estimaciones son imprecisas.

Los principales resultados son los siguientes: primero, y tal como era de esperar, el tipo de cambio peso/dólar muestra reacciones significativas y relativamente grandes a las acciones de política monetaria en Estados Unidos. Los *shocks* de política que hacen subir la tasa del T-bill a tres meses en un punto porcentual provocan una depreciación del peso de entre 1.5 y 2.0%. La reacción del tipo de cambio peso/dólar a las acciones de política de Chile parece ser menor (entre 0.6 y 1.0%), es algo sensible

a observaciones extremas o *outliers*, y no siempre estadísticamente significativa. Para esto se revisan varias interpretaciones. Una es la falta de un mercado secundario de dinero en Chile en la línea del mercado de los T-bills en Estados Unidos, lo que hace difícil medir —y probable de medir mal— el *shock* asociado con un anuncio de política monetaria.

II. MÉTODO

Típicamente, los estudios que intentan hacer una regresión del tipo de cambio sobre medidas de política monetaria (por ejemplo, la tasa de interés controlada por el Banco Central) enfrentan un dilema de “endogeneidad”. ¿Reflejan las correlaciones entre tipo de cambio y tasa de interés, el efecto de la política monetaria sobre el tipo de cambio, o los efectos del tipo de cambio sobre la política monetaria (por la vía de la función de reacción del Banco Central)? Se puede soslayar este problema poniendo el foco de atención en la reacción de corto plazo del tipo de cambio frente a *acciones* de política monetaria que no sean ellas mismas endógenas a los movimientos cambiarios.

Supongamos que se pueden identificar y enumerar tales acciones. Entonces, se podría estimar una regresión de la forma:

$$\Delta e_t = \alpha + \beta \Delta i_t + \varepsilon_t \quad (1)$$

donde i_t es la variación de una tasa de mercado líquida de 90 días a un año el día en que se anuncia la política y e_t es la variación del tipo de cambio el mismo día. i_t mide el “contenido de sorpresa” del anuncio de política. Es lo suficientemente corto como para reflejar las tasas de política o metas que establece la autoridad para el futuro inmediato, pero a la vez lo suficientemente largo como para reaccionar sólo en la medida en que los cambios de la tasa de política tomen al mercado por sorpresa. El problema es que como i_t es una tasa de interés de mercado, obviamente podría absorber otros *shocks*, distintos de la política monetaria. Aun si las propias acciones de política son contemporáneamente exógenas, la regresión (1) podría resultar mal especificada. En principio, este problema se puede abordar estimando el modelo mediante mínimos cuadrados en dos etapas, usando el cambio de la variable de política monetaria como instrumento (por

ejemplo, la meta de Fondos Federales en Estados Unidos o la Tasa de Política Monetaria en Chile). En tanto se disponga de los datos, también se puede controlar directamente por algunos de estos otros *shocks*, tales como variaciones de los precios de las mercancías o del premio por riesgo soberano.

Que se puedan o no identificar acciones de política que sean “contemporáneamente exógenas” en el sentido arriba descrito, dependerá de la estructura del proceso de política. Por ejemplo, en un país o período en que los instrumentos de política del Banco Central pueden cambiar en cualquier momento, y donde el tipo de cambio juega un papel relevante en la función de reacción de la autoridad, claramente las acciones de política no pueden suponerse exógenas a los movimientos cambiarios del día en que se tomó la acción de política. Por ejemplo, un movimiento cambiario en la mañana (u otra noticia económica a la que el tipo de cambio sea endógeno) podría desencadenar un anuncio de política al mediodía, que a su vez afectara el tipo de cambio antes del cierre del mercado. Una vez más, no se pueden desentrañar causas y efectos de la política usando datos diarios. Sucesos como este ocurrieron con relativa frecuencia, por ejemplo, en Canadá y Nueva Zelanda en la primera mitad de la década de los noventa.⁴

Por fortuna, el proceso de política monetaria, tanto en Estados Unidos como en Chile, nos permite suponer exogeneidad contemporánea sobre fundamentos *a priori*. Este es el caso particularmente en Chile, que luego de introducir formalmente la meta de inflación y flotación libre adoptó un sistema de reuniones de política monetaria seguidas de un anuncio, a una hora en que el mercado ya ha cerrado.⁵ Así, el anuncio impacta las tasas de interés de mercado el día *después* del anuncio. Siempre que nos concentremos en el efecto del anuncio solamente, este manejo del tiempo deja fuera cualquier endogeneidad de las tasas de interés por la vía de la función de reacción de la política, salvo cuando se toma una decisión fuera del programa preanunciado de reuniones, lo que ha ocurrido una única vez durante todo el período de flotación libre.⁶ Para Estados Unidos, la endogeneidad de las acciones de política a movimientos cambiarios no se puede descartar sólo sobre la base de la oportunidad, ya que la reunión se realiza en la mañana, luego se hace un anuncio a media tarde, típicamente antes del cierre del mercado. Sin embargo, las

reuniones se programan con mucha anticipación, por lo que se descarta la posibilidad de que se convoque a una reunión en respuesta a los hechos económicos del mismo día.⁷ Más aún, es sabido que la política monetaria estadounidense presta poca atención al tipo de cambio en general, y ciertamente ninguna al tipo de cambio bilateral entre el dólar y el peso chileno, que es el tema de este estudio.

Lo más difícil de este artículo no es, entonces, identificar eventos de política exógenos (como puede ser para otros países⁸) sino el bajo número de eventos de política, tanto en Chile como en Estados Unidos, durante el corto tiempo en que ha habido flotación libre. Esto plantea un problema serio, porque el método recién explicado, esto es, una regresión de los movimientos cambiarios como reacción a la política monetaria, empleando la variación de la tasa de política como instrumento, no elimina necesariamente el sesgo en las muestras pequeñas, sino que entrega estimaciones precisas únicamente en las muestras de tamaño suficiente. Una alternativa es estimar la ecuación (1) usando mínimos cuadrados ordinarios (MCO), controlando por otros *shocks* importantes observables en frecuencia diaria. Esto resulta en estimaciones insesgadas solo bajo el supuesto de que los *shocks* no observables al tipo de cambio no tienen correlación con la tasa de interés (o la tienen en magnitud despreciable al compararla con el *shock* de política monetaria), pero usa los datos disponibles en forma más eficiente.

III. REACCIONES A LOS EVENTOS DE POLÍTICA MONETARIA EN CHILE

1. Acciones de Política y Datos

En septiembre de 1999, el Banco Central de Chile abolió la banda cambiaria que había sido un instrumento más o menos esencial de la política

⁴ Véase Zettelmeyer, 2000.

⁵ La reunión, que se realiza normalmente en martes o jueves, comienza a las 16:00 horas. Luego se publica una declaración de prensa, típicamente entre las 19:00 y las 19.30 horas. Desde febrero del 2000, se publica la fecha de las reuniones mensuales de política monetaria con seis meses de anticipación.

⁶ El 2 de marzo de 2001. Más adelante se presentarán más detalles sobre esta acción de política.

⁷ A comienzos de los noventa, las acciones de política de Estados Unidos se anunciaban entre reuniones de directorio programadas, pero eso no sucedió en el período correspondiente a este estudio (1999-2003).

⁸ Véase Zettelmeyer, 2000.

monetaria durante la década anterior.⁹ Anteriormente, el Banco había comenzado a ampliar la banda gradualmente desde fines de 1998, cuando las turbulencias que habían agitado los mercados financieros internacionales tras la crisis rusa estaban en retirada. El cuadro 1 muestra una lista de las variaciones de la tasa de política del Banco Central efectuadas durante el período de flotación libre y meses anteriores, y los movimientos de la tasa de interés y del tipo de cambio que las acompañaron. Hemos escogido como punto de partida el 27 de enero de 1999, porque en esa fecha se tomó la primera acción de política después de haber ampliado la banda cambiaria en 16% a fines de diciembre. Las fechas que aparecen en el cuadro se refieren al primer día en que entró en efecto la nueva tasa de política, esto es, típicamente al día siguiente de la reunión de política monetaria.

El cuadro 1 incluye las reacciones de varias medidas alternativas de la tasa de interés frente a las acciones de política. El uso de medidas múltiples refleja dos problemas o *tradeoffs* específicos para Chile durante nuestro período muestral. El primero tiene que ver con el hecho de que hasta agosto del 2001, la política monetaria chilena se aplicaba usando una tasa de interés en unidades de fomento, esto es, reajutable. En contraste, el tipo de cambio bilateral se refiere a pesos nominales por dólar estadounidense. Desde la perspectiva de medir la política monetaria antes de agosto del 2001, puede ser preferible usar una tasa de interés “real” (que existe para diversos plazos); en cambio, desde la perspectiva de obtener una relación estrecha con los tipos de cambio, puede ser mejor usar una tasa de interés nominal estándar.

El segundo problema, más severo que el anterior, es la ausencia de un mercado monetario secundario. Como dijimos, sería deseable usar las tasas de interés como una eficiente medida informativa del “*shock* de política” asociado con una variación de la tasa de política. La tasa ideal para estos efectos sería el rendimiento en el mercado secundario de un instrumento líquido, similar al T-bill. Sin tal mercado, se podría usar una tasa primaria, como la de las licitaciones de PDBC-90, un instrumento nominal del Banco Central que se licita dos veces a la semana, saltándose una que otra vez. Se supone que es

eficiente en términos de la información que entrega, pero sólo está disponible los días en que se licita, martes y jueves. Entre una licitación y otra, puede haber hasta tres días hábiles, con noticias ajenas a la política que podrían “contaminar” la variación de la tasa del PDBC. Como alternativa se podría usar la variación de alguna tasa de captación promedio, por la ventaja de que está presente todos los días. La desventaja es que la capacidad informativa de las tasas de captación, que es fijada por un número limitado de bancos en vez de mercados atomizados, es menos eficiente que la de una tasa de interés determinada en una licitación.

Frente a estas opciones, aquí utilizamos cuatro tasas de interés alternativas. Primero, un promedio diario de la tasa nominal de captación a 30-90 días, disponible para todos los días. Segundo, un promedio diario de la tasa de captación en UF a 90-365 días. Tercero, la tasa del PDBC a 90 días. Cuarto, la tasa del PRBC a 90 días, similar a la tasa de los PDBC, salvo su denominación en UF, hasta agosto del 2001, complementada con la tasa de los PDBC para el resto del período. Además, para las tasas diarias usamos tanto las variaciones en un día (la tasa del día posterior a la reunión de política monetaria menos la tasa del día de la reunión), como las variaciones en dos días (la tasa del día posterior a la reunión de política monetaria menos la tasa del día anterior a la reunión), porque el resultado de la reunión puede haber sido previsto, en parte, el mismo día de la reunión, por ejemplo justo antes del anuncio. Si tal fuera el caso, al emplear la variación en dos días se podría ganar en eficiencia sobre la variación en un día, lo que podría hacer una diferencia relevante, dado el pequeño tamaño de nuestra muestra. El costo es que la independencia de una variación de la tasa de interés en dos días de información que podría haber sido usada por la autoridad, ya no deriva de la oportunidad del proceso de política por sí solo. Exige un supuesto adicional, que el Consejo del Banco Central no usó la información del mismo día para tomar su decisión de política. Pero este es un supuesto que tuvimos que hacer para la política monetaria de Estados Unidos por razones ya descritas, y para usar tasas primarias de licitación, las que se observan en un intervalo de a lo menos dos días. Para Chile, parece un supuesto aceptable como mínimo a partir de enero del 2000, cuando se introdujo la práctica de hacer reuniones de política monetaria programadas con anticipación. Probablemente, es válido para todas las acciones de política menos una (marzo del 2001, ver más adelante).

⁹ Ver Morandé y Tapia (2003) sobre el desarrollo del régimen de política monetaria vigente en Chile en los años noventa.

CUADRO 1

**Chile: Variación de la Tasa de Interés y del Tipo de Cambio
ante Acciones de Política Monetaria, 1999-2003**

(Variación porcentual del tipo de cambio, variación en puntos porcentuales de las tasas de interés)

Fecha	Tasa de Política	Tasa Ch\$/US\$ 30-90 1-día	Tasa Ch\$/US\$ 30-90 2-días	Tasa UF 90-365 1-día	Tasa UF 90-365 2-días	90-días PDBC	90-días PRBC	1-día	2-días	Tipo de cambio ^a PDBC ^b
27-Ene-99	-0.55	-0.96	-1.32	-0.43	-0.38	-0.49	-0.10	0.33	0.79	0.99
10-Mar-99	-0.25	0.12	0.24	-0.18	-0.17	n.d.	n.d.	-0.42	-0.72	-2.71
07-Abr-99	-0.50	-0.36	0.00	-0.46	-0.36	n.d.	n.d.	0.27	0.10	-1.05
07-May-99	-0.50	-1.08	-1.08	-0.52	-0.56	-0.67	-0.43	0.00	-0.25	0.04
02-Jun-99	-0.25	-0.60	-0.72	-0.41	-0.42	-1.47	-0.29	0.61	0.95	0.45
22-Jun-99	-0.75	-0.36	-0.36	-0.07	0.07	-0.48	-0.12	-1.76	-0.60	0.76
28-Ene-00 ^c	0.25	-0.12	0.00	-0.09	-0.21	0.41	0.07	0.05	0.12	0.25
17-Mar-00	0.25	-0.48	-0.12	-0.01	-0.06	0.29	0.03	-0.07	0.11	-0.42
29-Ago-00	-0.50	-0.36	-0.12	-0.24	-0.34	-0.29	-0.36	2.41	2.15	2.10
19-Ene-01	-0.25	0.00	0.00	0.07	-0.06	0.17	-0.01	-0.30	-0.30	-0.94
21-Feb-01	-0.25	-0.24	-0.48	-0.05	0.05	-0.05	-0.06	0.80	0.65	1.20
03-Mar-01	-0.50	-0.84	-2.88	-0.26	-0.40	-2.24	-0.30	1.58	2.43	2.41
11-Abr-01	-0.25	0.00	-0.24	-0.24	-0.29	-0.11	-0.09	0.37	0.03	0.54
13-Jun-01	-0.25	-0.12	0.00	-0.17	0.03	-0.53	-0.14	0.36	0.71	0.41
09-Ago-01 ^d	3.00	0.00	0.12	0.15	0.57	0.16	n.d.	-0.10	0.18	0.18
11-Ene-02	-0.50	-0.60	-0.48	-0.20	-0.01	-0.06	n.d.	-0.82	0.88	-2.15
20-Feb-02	-0.50	-0.12	-0.24	0.17	0.21	-0.04	n.d.	0.25	0.21	0.04
13-Mar-02	-0.75	-0.24	-0.24	-0.35	-0.47	-0.38	n.d.	-0.83	-0.95	-1.02
10-May-02	-0.75	-0.36	-0.48	-0.18	-0.22	-0.18	n.d.	-0.45	0.43	-0.53
12-Jul-02	-0.75	-0.36	-0.60	-0.29	-0.33	-0.30	n.d.	-0.35	-0.85	0.06
09-Ago-02	-0.25	-0.24	-0.36	-0.15	-0.11	-0.05	n.d.	0.58	0.04	1.15
10-Ene-03	-0.25	-0.60	-0.60	-0.56	-0.10	-0.43	n.d.	0.36	0.41	0.31

Fuentes: Banco Central de Chile, Bloomberg.

a. Se define como Ch\$/US\$, de modo que un valor positivo denota una depreciación del peso.

b. Variaciones medidas sobre el mismo intervalo de tiempo que las variaciones de las tasas de los PDBC y PRBC.

c. Primera acción de política con flotación libre.

d. Normalización de la política monetaria.

Los datos del cuadro 1 se pueden visualizar en los dos gráficos que siguen, ya que primero muestran la respuesta de las dos tasas de interés de mercado a las variaciones de la tasa de política (gráfico 1), y luego, la respuesta conjunta de las tasas de interés y del tipo de cambio a la misma acción de política (gráfico 2). El período anterior al abandono de la banda cambiaria en septiembre de 1999 se muestra con símbolos distintos, por dos razones: la primera, permitir un posible quiebre estructural como consecuencia del cambio de régimen cambiario, en particular, de la intervención cambiaria directa por parte del Banco Central antes del cambio de régimen.¹⁰ La segunda, porque el proceso de toma de decisiones de política monetaria que nos permite suponer exogeneidad contemporánea de las acciones de política en Chile —reuniones de política monetaria anunciadas al público con anticipación, seguidas de un anuncio después del cierre del mercado— fue instaurado sólo después de adoptarse la flotación libre. En efecto, hay signos de que algunas acciones de política que se tomaron en el primer semestre de 1999 pueden haber sido endógenas a las noticias que se hicieron públicas más o menos al mismo tiempo en que se tomó la acción propiamente tal. A veces, las acciones de política coincidieron con la difusión de datos sobre la actividad económica, y en algunos casos con hechos que tendieron a apreciar el tipo de cambio, tales como la entrada de inversión extranjera directa (IED). Dado que un objetivo declarado del Banco Central durante este tiempo era relajar la política sin desatar presiones sobre el tipo de cambio (la que había sido la principal razón para la fuerte contracción de la política durante 1998), es posible pensar que algunas de sus medidas se planearon para coincidir con los días en que el riesgo de una depreciación brusca parecía especialmente bajo.

¹⁰ *Luego de cambiar a flotación libre, el Banco Central de Chile intervino varias veces en dos periodos: entre mediados de agosto del 2001 hasta el fin de ese año, en respuesta a la crisis argentina (véase comunicado de prensa del Banco Central del 16 de agosto de 2001) y durante cuatro meses contados desde mediados de octubre del 2002, nuevamente como reacción a turbulencias del mercado financiero en la región (comunicado de prensa, 10 de octubre de 2002). Sólo una de las acciones de política de nuestra muestra (10 de enero de 2002) ocurrió durante estos periodos de intervenciones anunciadas. No coincidió con un episodio de intervención real y, si se excluye, no afecta los resultados.*

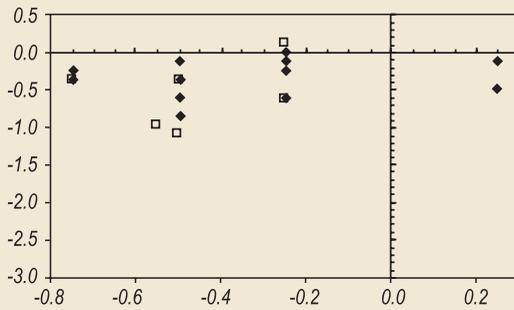
El gráfico 1 muestra que las tres medidas del impacto de las acciones de política sobre el mercado están correlacionadas con las variaciones de la tasa de política, pero en forma no muy estrecha. Para las dos tasas de captación, la correlación simple es del orden de 0.25, para la tasa de los PDBC se acerca a 0.3. Solo el PRBC está correlacionado en forma más estrecha (alrededor de 0.5), tal como podría esperarse tal vez en el entendido de que la política monetaria tiene como objetivo una tasa “real” por la mayor parte del período. El hecho de que las tasas de interés de mercado estén imperfectamente correlacionadas con la tasa de política no debe necesariamente ser motivo de preocupación. Todo el propósito de usar tasas de mercado es que el cambio subyacente de la tasa de política no puede usarse como *proxy* del contenido informativo de un anuncio de política, puesto que tales anuncios suelen anticiparse con bastante precisión. De hecho, y como muestra el cuadro 1, la variación de las tasas de mercado tiende a ser menor en valor absoluto que la variación correspondiente de la tasa de política. Sin embargo, hay algunas observaciones extremas en la variación en dos días de la tasa en pesos a 30–90 días, al igual que en la tasa de los PDBC, particularmente el 2 de junio de 1999 y el 5 de marzo del 2001. Estas dos observaciones extremas causan, en parte, la menor correlación de los PDBC con la tasa de política, comparada con la correlación entre PRBC y tasa de política. Si se eliminan, la correlación sube a alrededor de 0.48.

El gráfico 2 muestra la forma en que las variaciones de las tasas de interés alrededor de acciones de política se correlacionan con la variación del tipo de cambio sobre el mismo intervalo de tiempo. Tal como es de esperar, existe una correlación negativa pero, una vez más, no es muy estrecha y hay algunas observaciones extremas importantes. Una, que es común a ambos conjuntos de puntos es el 29 de agosto del 2000, día en que ocurrió una depreciación cambiaria extraordinariamente grande, combinada con un relajamiento de -0.5 punto que se tradujo en reducciones de las tasas de mercado de -0.24 y -0.29%, respectivamente. En la prensa aparecen otras noticias económicas el mismo día (principalmente medidas fiscales para estimular la demanda agregada), pero no explican una depreciación de tal magnitud.

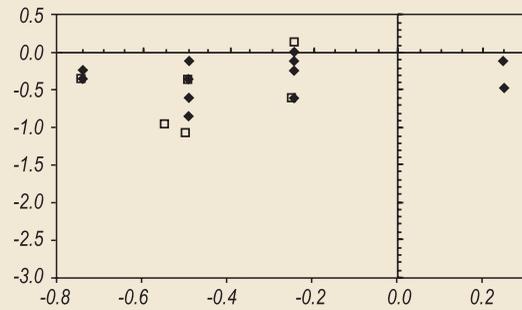
GRÁFICO 1

Chile: Reacción de las Tasas de Interés de Mercado a Variaciones de la TPM
 (Variación de la tasa de política en eje X, en la tasa de mercado en eje Y)

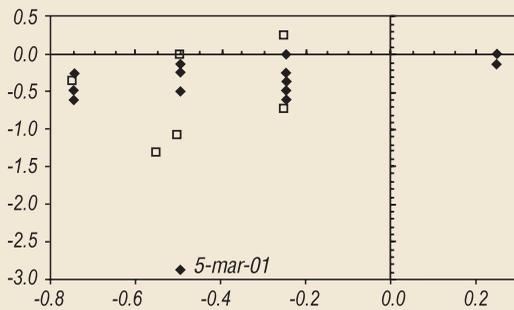
Tasa de captación en pesos a 30-90 días, un día



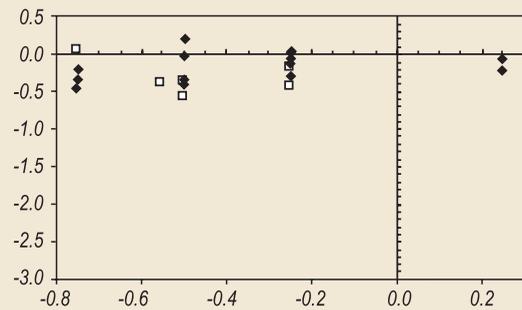
Tasa de captación en UF a 90-365 días, un día



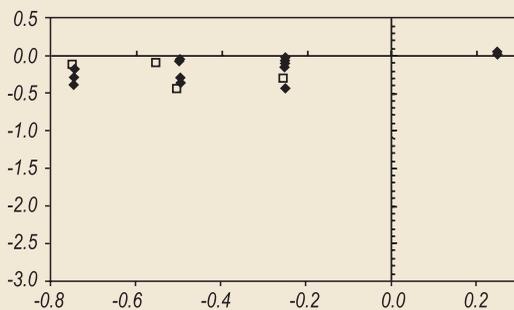
Tasa de captación en pesos a 30-90 días, dos días



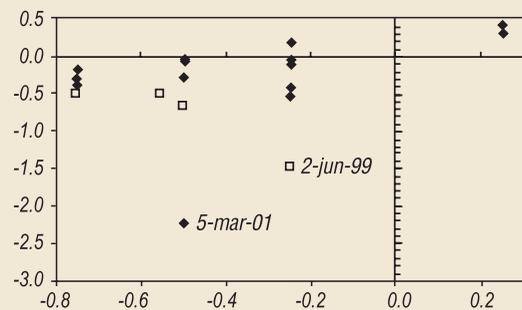
Tasa de captación en UF a 90-365 días, dos días



PRBC complementada por PDBC-90



PDBC-90

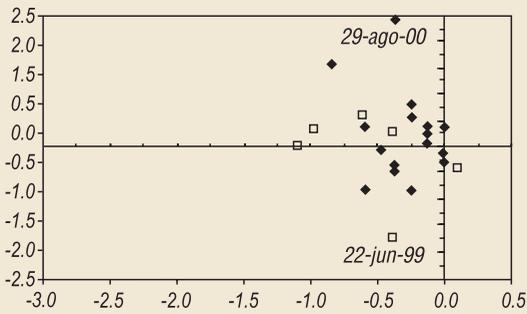


- Datos anteriores a septiembre 2000 (inicio flotación libre)
- ◆ Datos posteriores a septiembre 2000 (inicio flotación libre)

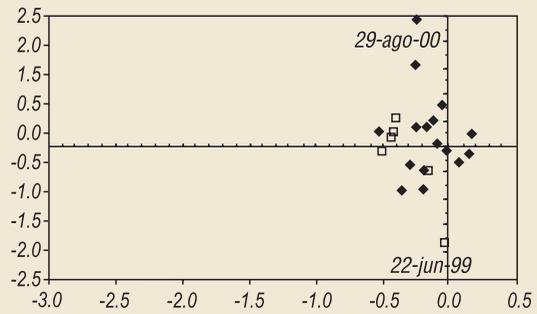
GRÁFICO 2

Chile: Reacción del Tipo de Cambio a las Acciones de Política Monetaria
 (Variación de la tasa de mercado en eje X, del tipo de cambio Ch\$/US\$ en eje Y)

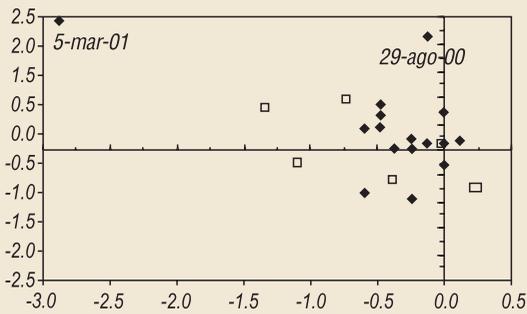
Usando tasa de captación en pesos a 30-90 días, un día



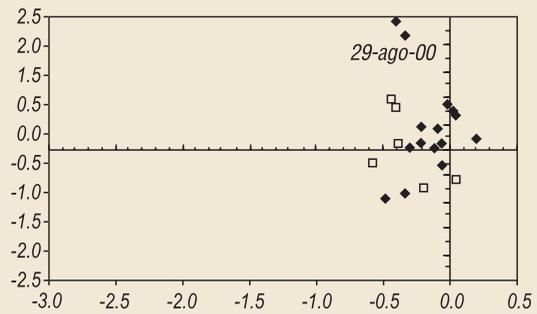
Usando tasa de captación en UF a 90-365 días, un día



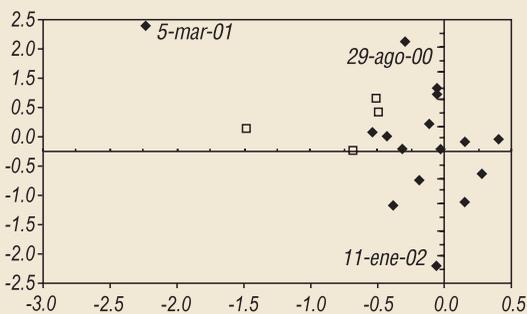
Usando tasa de captación en pesos a 30-90 días, dos días



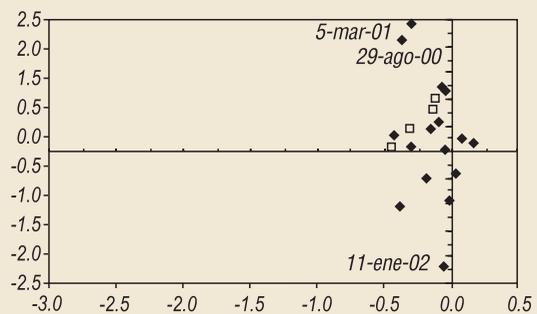
Usando tasa de captación en UF a 90-365 días, dos días



Usando tasa de licitación de PDBC-90



Usando tasa de PRBC-90 y luego PDBC-90



□ Datos anteriores a septiembre 2000 (inicio flotación libre)
 ◆ Datos posteriores a septiembre 2000 (inicio flotación libre)

Fuente: Banco Central de Chile, Bloomberg.

Otra observación extrema al usar la variación en un día de la tasa de captación en UF a 90-365 días, es el 22 de junio de 1999. Este día supone un evento sumamente inusual, pues es cuando se anunció un relajamiento monetario sustancial junto con un paquete de estímulo fiscal y un comunicado de la autoridad que proclamaba que: “no se contemplan nuevas rebajas de la tasa de política monetaria dentro del futuro previsible”. El tipo de cambio reaccionó a estos anuncios con una fuerte *apreciación*, en tanto las tasas de interés cortas variaron muy poco. La interpretación en la prensa financiera fue que el hecho de la reducción, que vino a continuación de una difusión de información el 17 de junio que mostraba a la economía en “profunda recesión” (*El Mercurio*) no tomó a nadie de sorpresa, pero el comunicado sí. El resultado fue una apreciación cambiaria que canceló su anterior depreciación en anticipación a la baja, así como un leve incremento de las tasas de interés *largas*. La expectativa de que el estímulo fiscal impulsaría la economía también puede haber tenido algo que ver con la apreciación cambiaria y el alza de tasas largas.

Por último, una observación extrema en ambos gráficos es la del 5 de marzo del 2001. Esta refleja las reacciones del mercado a una baja desusadamente grande (50 puntos base) que se tomó el 2 de marzo, luego de conocerse malas noticias relativas al desempleo, así como una caída imprevista de los precios al consumidor, que fue anunciada en la mañana del día en que se tomó la acción de política. El momento de la acción del Banco Central fue una sorpresa, pues se decidió y comunicó un viernes, fuera del programa de reuniones avisadas con antelación. Como tal, es la única acción de política de toda la muestra del período de flotación para la cual la endogeneidad a la información del mismo día parece posible o aun probable. Las modificaciones excepcionalmente grandes de la tasa de los PDBC (cierre del martes menos cierre del jueves) y del tipo de cambio y de la tasa en pesos a 30-90 días medidas entre dos días, probablemente reflejan una combinación de reacciones a la acción propiamente tal y a la sorpresa de la inflación subyacente. En contraste, la tasa en UF a 90-365 días y la tasa de los PRBC medida sobre los mismos intervalos no muestran reacciones tan grandes, presumiblemente porque — en su calidad de tasas “reales”— habrían reaccionado sólo a la sorpresa de la política, pero no directamente a la sorpresa inflacionaria.

2. Resultados de la regresión

Utilizando los datos del cuadro 1, se estimó la variación del tipo de cambio bilateral luego de un anuncio de política sobre la variación de las tasas de interés de mercado en Chile y en Estados Unidos en los mismos días, así como el número de controles, incluyendo el precio del cobre, el premio por riesgo soberano en Argentina y Brasil para capturar cualquier contaminación desde las crisis de esos países, y el *spread* de los bonos soberanos denominados en dólares (disponible desde fines de mayo de 1999). El precio del cobre resultó ser no significativo en todas las especificaciones y su inclusión no causó ninguna diferencia en los demás coeficientes. En contraste, los *spreads* soberanos tanto para Argentina y Brasil como para Chile resultaron significativos en algunas especificaciones y tuvieron un efecto sobre la precisión del efecto estimado para la tasa de interés chilena, nuestra principal variable de interés.

El cuadro 2 presenta los resultados para la muestra completa usando los *spreads* soberanos de Argentina y Brasil como controles, y para la muestra que abarca el período de flotación empleando el *spread* de Chile como control (al controlar por el *spread* chileno, los *spreads* de los países vecinos no resultaron significativos en esta muestra, y se eliminaron del modelo). Nuestra estrategia fue hacer primero un test de especificación de Hausman, que compara efectivamente los resultados de la estimación por MCO con resultados que utilizan la variación de la tasa de política monetaria como instrumento para la variación de la tasa de interés de mercado chilena. Este test nunca rechazó la hipótesis nula, de que no hubo error de especificación. Dado que los coeficientes de MCO son mucho más precisos que los coeficientes estimados utilizando instrumentos, aquí solo se muestran los primeros. El cuadro también muestra los valores p asociados al test de Hausman. Todos los modelos se estimaron con una constante, que resultó ser no significativamente distinta de cero y no aparece para evitar sobrecargar el cuadro.

Las regresiones muestran: primero un ajuste mucho mejor para las regresiones de dos días que para las regresiones de un día si se usan las tasas de captación; segundo un ajuste mejor para las medidas de la tasa de interés nominal (en pesos a 30-90 días y PDBC) que para las medidas denominadas en UF. Dos conjuntos de modelos producen coeficientes

CUADRO 2

Resultados de la Regresión de Acciones de Política Monetaria en Chile
(Variable dependiente: variación porcentual del tipo de cambio Ch\$/US\$)

Coeficiente	Medida de la tasa de interés usada para medir el <i>shock</i> de política:					
	Ch\$ 30-90		UF 90-365		PDBC	PRBC/ PDBC
	1-día	2-días	1-día	2-días	Todos	
Muestra completa						
i	-0.42	-0.75	-0.76	-1.05	-0.93	-1.82
(valor t)	-0.66	-3.07	-0.79	-1.23	-2.46	-1.28
i_{US}	1.98	-1.15	1.27	-2.14	2.17	-0.43
(valor t)	0.49	-0.46	0.32	-0.65	0.66	-0.12
ARG spread	-0.27	-0.16	-0.32	-0.34	-0.25	-0.31
(valor t)	-0.80	-0.84	-1.01	-1.42	-1.54	-1.73
BRA spread	0.25	0.66	0.29	0.62	0.27	0.26
(valor t)	0.80	1.86	0.90	1.41	1.50	1.25
R ²	0.10	0.43	0.11	0.18	0.40	0.24
Hausman ρ	0.49	0.57	0.48	0.79	0.67	0.85
N	22	22	22	22	20	20
Solo período de flotación						
i	-1.30	-0.67	-0.41	-1.50	-0.94	-0.92
(valor t)	-1.31	-2.47	-0.33	-1.47	-1.68	-0.48
i_{US}	6.43	1.98	4.02	1.15	-0.52	-5.16
(valor t)	1.38	0.62	0.88	0.31	-0.09	-0.98
CHL spread	-0.80	6.93	0.18	10.72	-3.67	-6.10
(valor t)	-0.22	2.00	0.05	2.43	-0.61	-0.91
R ²	0.18	0.48	0.07	0.34	0.29	0.14
Hausman ρ	0.83	0.58	0.84	0.52	0.23	0.27
N	16	16	16	16	16	16

estadísticamente significativos en las medidas de tasas de interés: los que usan la variación en dos días de las tasas en pesos a 30–90 días, y los que utilizan la tasa de los PDBC a 90 días. Los coeficientes estimados para la variable tasa de interés es del orden de dos tercios y la unidad en estas regresiones. Esto es cerca de la mitad del efecto encontrado por Zettelmeyer (2000) para Australia, Canadá y Nueva Zelanda, empleando una metodología similar.

¿Hasta qué punto son robustos estos resultados a la eliminación de las observaciones extremas? Tras eliminar las dos observaciones más grandes que aparecen en el gráfico 2, esto es, el 5 de marzo del 2001 y el 29 de agosto del 2000, la estimación para la tasa en pesos a 30–90 días sobre dos días cae ligeramente en términos absolutos (desde -0.75 a

-0.65) pero permanece estadísticamente significativa ($t = -2.04$). En contraste, si se eliminan las observaciones extremas en la muestra de PDBC–90 (5 de marzo del 2001 y 11 de enero del 2002, véase gráfico 2) se tienen coeficientes más pequeños y estadísticamente no significativos. En este sentido, los coeficientes estimados para la tasa de PDBC–90 son efectivamente sensibles a las observaciones extremas, en particular a la acción de política del 5 de marzo del 2001. Como esta última fue probablemente endógena a la información económica del mismo día (un comunicado de la inflación, como vimos), tendría que ser excluida por este solo motivo.

Las regresiones también muestran una relación positiva y a veces significativa entre el *spread* del bono brasileño, coherente con los resultados

CUADRO 3

**Chile: Variación de la Tasa de Interés y del Tipo de Cambio
ante Acciones de Política Monetaria en EE.UU., 1999 - 2000^a**
(Variación porcentual del tipo de cambio, variación en puntos porcentuales de las tasas de interés)

Fecha	FF Target	EE.UU. 3m T-Bill	Ch\$ 30-90 Captación	UF90-365 Captación	Tipo de cambio ^b	Chile Spread bono
30-Jun-99	0.25	-0.04	-0.12	0.23	0.15	0.14
24-Ago-99	0.25	0.07	0.24	0.04	0.17	0.06
16-Nov-99	0.25	0.05	0.12	0.17	0.17	-0.03
02-Feb-00	0.25	-0.06	-0.12	-0.08	-0.37	0.01
21-Mar-00	0.25	0.02	0.12	0.13	-0.28	0.03
16-May-00	0.50	0.13	-0.12	0.17	-0.04	0.03
03-Ene-01	-0.50	-0.24	-0.12	-0.01	-0.47	-0.19
31-Ene-01	-0.50	-0.03	0.12	-0.04	-0.04	-0.02
20-Mar-01	-0.50	-0.05	0.48	0.05	-0.12	0.05
18-Abr-01	-0.50	-0.20	-0.24	-0.01	-0.53	0.02
15-May-01	-0.50	-0.09	-0.12	0.16	0.25	0.01
27-Jun-01	-0.25	0.08	-0.48	-0.03	0.14	-0.10
21-Ago-01	-0.25	-0.07	0.12	-0.05	-0.43	0.04
17-Sep-01	-0.50	0.01	-0.72	-0.24	-0.04	-0.18
02-Oct-01	-0.50	-0.08	0.00	-0.07	-0.01	0.06
06-Nov-01	-0.50	-0.17	-0.12	0.46	-0.90	-0.02
11-Dic-01	-0.25	-0.07	-0.12	0.01	0.26	0.00
06-Nov-02	-0.50	-0.19	0.00	-0.03	-0.18	-0.02

Fuentes: Banco Central de Chile para la tasa de captación en UF a 90-365 días, Bloomberg.

a. Se refiere a la primera cotización disponible tras el anuncio de política monetaria menos la última cotización antes del anuncio.

b. Definido como Ch\$/US\$, de modo que un valor positivo denota una depreciación del peso chileno.

de Rebucci (2002), quien encuentra un fuerte nexo entre el riesgo soberano de Brasil y el tipo de cambio entre pesos chilenos y dólares estadounidenses, más fuerte que con respecto al riesgo de Argentina. Este último exhibe una relación no significativa en nuestros modelos. Cabe notar que nuestra muestra no contiene acciones de política monetaria durante el período de agosto a diciembre del 2001, tiempo en el que, según Rebucci, existió algún contagio de Argentina a Chile.

IV. REACCIONES FRENTE A MEDIDAS DE POLÍTICA MONETARIA EN ESTADOS UNIDOS

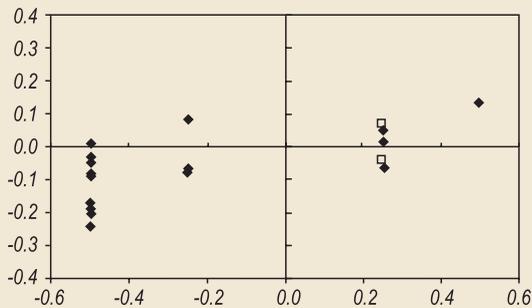
Veamos ahora las medidas de política en Estados Unidos. El cuadro 3 muestra todos los cambios en el objetivo de los Fondos Federales para el período

1999–2003 que analizamos en la sección anterior. La tasa del bono del Tesoro o T-bill de Estados Unidos se usa como vara para medir su contenido de información (como alternativa, se podría haber utilizado la variación de las tasas a futuro de los Fondos Federales tal como hacen Borensztein, Philippon y Zettelmeyer (2000) y Kuttner (2001), pero la tasa del T-bill a tres meses sirve el mismo propósito, y es más fácil de comparar con las tasas de interés que se usan para Chile). Además, el cuadro muestra las variaciones en las dos tasas diarias de captación en Chile que se emplearon antes, y del *spread* del bono soberano chileno denominado en dólares en los días en que hubo anuncio de política en Estados Unidos. Como era de esperar, las contracciones monetarias en EE.UU. se asocian a incrementos del *spread*, pero el efecto es menor y estadísticamente no significativo en esta muestra pequeña.

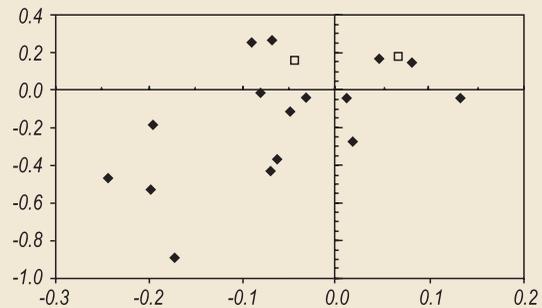
GRÁFICO 3

Reacciones de las Tasas de Interés de Mercado de EE.UU. y del Tipo de Cambio a la Política Monetaria Estadounidense, Junio 1999 - Enero 2003

Reacción de T-Bill a 3m. a cambios de FF objetivo



Variación de tipo de cambio y variación de T-Bill a 3m.



Fuentes: Bloomberg, The Wall Street Journal

El gráfico 3 describe las correlaciones más esenciales. Al igual que en los gráficos 1 y 2, las reacciones a las acciones de política previas a septiembre del 2000 (hay dos) se ilustran por medio de cuadrados, en tanto que para el resto del período se usan rombos. A la izquierda se muestran las reacciones de la tasa del T-bill frente a una variación de la tasa del fondo federal; a la derecha, las reacciones del T-bill y del tipo de cambio. Nótese que, dado que el tipo de cambio bilateral aún se expresa como Ch\$/US\$, se puede esperar un incremento del tipo de cambio (una depreciación del peso) en respuesta a las contracciones monetarias de Estados Unidos. Los puntos muestran las correlaciones esperadas, que aparecen más estrechas en los casos de los gráficos 1 y 2, y carecen de las observaciones extremas que aparecen en ellos.

El cuadro 4 muestra los resultados de la regresión utilizando la tasa en pesos a 30–90 días o la tasa de captación en UF a 90–365 días como control. Además, el *spread* del bono soberano de Argentina y Brasil y/o el *spread* de Chile están controlados. Como sólo hay dos observaciones anteriores al traspaso oficial a la flotación libre, solo presentamos resultados de la regresión para la muestra completa. Si se eliminaran esas dos observaciones no cambiaría nada. Los resultados confirman que la relación entre las acciones de política monetaria en Estados Unidos y el tipo de

cambio bilateral Ch\$/US\$ es a la vez más estrecho y más grande que lo que se encontró para las acciones de política monetaria en Chile. Un anuncio de política monetaria en Estados Unidos que conduce a un aumento de un punto porcentual en el T-bill a tres meses aprecia el dólar estadounidense con respecto al peso chileno en alrededor de 1.7 a 2.0%. Esto es válido no sólo para todas las especificaciones que aparecen en el cuadro, sino también para todas las demás especificaciones que probamos (por ejemplo, incluyendo el precio del cobre como control).

Una implicancia notable de estos resultados es que, a partir de mediados de 1999, la política monetaria chilena parece estar prácticamente libre del “miedo a flotar” (Calvo y Reinhart, 2002), al menos con respecto a esta variedad particular de *shocks*, esto es, los *shocks* al interés internacional debidos a la política monetaria estadounidense. La capacidad de respuesta del tipo de cambio bilateral Ch\$/US\$ a la política monetaria de EE.UU. es casi tan alta como, por ejemplo, la del tipo de cambio bilateral Cn\$/US\$ o Au\$/US\$ a los *shocks* de política canadiense o australiana, respectivamente (ver Zettelmeyer, 2000). Estos entregan un útil punto de referencia, ya que nadie podría acusar a la Reserva Federal de “miedo a flotar” con respecto a los *shocks* de política monetaria canadiense o australiana.

CUADRO 4

Resultados de la Regresión de Acciones de Política Monetaria en EE.UU.
(Variable dependiente: variación porcentual del tipo de cambio Ch\$/US\$)

Coeficiente	Tasa de interés chilena usada como control:					
	Ch\$ 30-90			UF 90-365		
	(1)	(2)	(3)	(1)	(2)	(3)
i_{US}^a	1.74	1.96	1.89	1.69	1.87	1.76
(valor t)	2.57	2.89	2.84	2.61	2.83	2.82
i^a	-0.07	0.03	-0.22	-0.52	-0.44	-0.74
(valor t)	-0.21	0.11	-0.69	-1.12	-0.97	-1.58
CHL <i>spread</i>	0.39		1.47	0.65		1.52
(valor t)	0.38		1.25	0.74		1.65
ARG <i>spread</i>		-0.36	-0.54		-0.36	-0.56
(valor t)		-1.36	-1.83		-1.40	-2.08
BRA <i>spread</i>		0.33	0.57		0.22	0.42
(valor t)		0.95	1.46		0.62	1.18
R ²	0.35	0.42	0.49	0.40	0.46	0.59
Hausman ρ	0.37	0.51	0.26	0.50	0.72	0.38
N	18	18	18	18	18	18

a. Variación de la tasa del T-bill a 3 meses el día del anuncio de política de EE.UU.

b. Variación de la tasa en Ch\$ a 30-90 días o en UF a 90-365 días el día del anuncio de política en EE.UU.

¿Es la discrepancia entre los resultados para las acciones de política monetaria en Estados Unidos y Chile lo suficientemente grande como para ser estadísticamente significativa? La respuesta es no. El cuadro 5 muestra los resultados de una serie de tests de quiebre estructural, aplicados luego de aglutinar los datos del cuadro 1 con los del cuadro 3, habiendo invertido el signo de la variación de la tasa de interés en Estados Unidos, de manera que las acciones en ambos países tengan el mismo signo. Las especificaciones del modelo en que se basan los tests siguen a las del cuadro 2. En la fila “respuesta al *shock* en Chile” simplemente se reproduce el coeficiente y el valor *t* estimado para la variable i en ese cuadro. La fila “respuesta al *shock* de EE.UU.” reproduce el coeficiente y el valor *t* en i_{US} en una regresión exactamente análoga basada en los datos del cuadro 3, usando la reacción del T-bill estadounidense a tres meses para medir los *shocks* de la política de Estados Unidos y la variación de la tasa de captación en pesos a 30-90 días para controlar por los movimientos de la tasa de interés chilena el momento de la acción de política de Estados Unidos. La fila “Chow valor *p*” muestra los resultados de un

test F a la hipótesis de que los dos modelos son estructuralmente idénticos. Como puede apreciarse en el cuadro, la hipótesis nula se rechaza en solo un caso, donde el rechazo proviene no tanto del coeficiente de la variable del *shock* de política, sino de la discrepancia entre el coeficiente del *spread* chileno en las dos regresiones (no se muestra). Si se aplican los tests F sólo al coeficiente de las variables de política, permitiendo que los coeficientes de las demás variables varíen a través de las muestras de política de Estados Unidos y Chile, entonces la hipótesis de coeficientes idénticos para ambas variables de política no se pueden rechazar.

V. CONCLUSIÓN

Con apenas cuatro años de experiencia con la flotación, todavía es pronto para estimar con precisión la relación entre la política monetaria y el tipo de cambio bilateral entre pesos y dólares, al menos usando la metodología propuesta aquí, centrada en la reacción del mercado a los hechos de política. A continuación resumimos lo que hasta ahora se puede concluir acerca de esta relación.

CUADRO 5

Tests de Estabilidad Estructural
(Variable dependiente: variación porcentual del tipo de cambio Ch\$/US\$)

Coeficiente	Medida de la tasa de interés usada para Chile					
	Ch\$ 30-90		UF 90-365		PDBC Todos	PRBC/ PDBC
	1-día	2-días	1-día	2-días		
Usando muestra completa para acciones de Chile, ARG y BRA como controles						
Respuesta al <i>shock</i> de Chile (valor t)	-0.42 -0.66	-0.75 -3.07	-0.76 -0.79	-1.05 -1.23	-0.93 -2.46	-1.82 -1.28
Respuesta al <i>shock</i> de EE.UU. (valor t)	-1.96 -2.89	-1.96 -2.89	-1.87 -2.83	-1.87 -2.83	-1.96 -2.89	-1.96 -2.89
Valor p de Chow	0.93	0.79	0.99	0.74	0.93	1.00
Usando período de flotación para acciones de Chile, <i>spread</i> CHL como control						
Respuesta al <i>shock</i> de Chile (valor t)	-1.30 -1.31	-0.67 -2.47	-0.41 -0.33	-1.50 -1.47	-0.94 -1.68	-0.92 -0.48
Respuesta al <i>shock</i> de EE.UU. (valor t)	-1.74 -2.57	-1.74 -2.57	-1.69 -2.61	-1.69 -2.61	-1.74 -2.57	-1.74 -2.57
Valor p de Chow	0.43	0.25	0.74	0.05	0.89	0.70

En primer lugar, el tipo de cambio Ch\$/US\$ exhibe una respuesta significativa a la política monetaria de Estados Unidos, de más o menos el mismo orden de magnitud que el que se observa en países como Australia, Canadá y Nueva Zelanda, tanto para su política monetaria propia como para la de Estados Unidos. Un aumento inducido de la tasa del T-bill a tres meses genera una depreciación del peso chileno de entre 1.5 y 2.0% en el impacto. Una implicancia de este hecho es que la política monetaria que viene aplicando Chile desde 1999 parece estar prácticamente libre del “miedo a flotar.” Nadie parece esperar que la política monetaria chilena vaya a ir a la siga de la estadounidense de manera que pudiera neutralizar el impacto de esta última en el tipo de cambio bilateral.

En segundo lugar, también se detecta una respuesta del tipo de cambio bilateral a las acciones de política monetaria en Chile, aunque menos robusta entre especificaciones y medidas de política alternativas, y estimada con menos precisión. También es algo sensible a las observaciones extremas. Las

estimaciones sugieren que la respuesta del tipo de cambio bilateral a las acciones de política que se adoptan en Chile es del orden de 0.66 a 1.0%, esto es, menos de la mitad de lo estimado para Estados Unidos.

No hay que exagerar la diferencia entre nuestras conclusiones para las acciones de política en Estados Unidos y Chile. Debido a la falta de precisión en las estimaciones chilenas, la diferencia no es estadísticamente significativa: los tests de quiebre estructural no rechazan, de manera que la pregunta de si efectivamente existe un quiebre queda abierta. En la medida en que la aparente diferencia entre las estimaciones para las acciones iniciadas por Chile y Estados Unidos se tomen con seriedad, aparecen varias interpretaciones posibles. Una es invocar la “visión revisionista” de la política monetaria y el tipo de cambio, donde un relajamiento monetario, por ejemplo, no causa necesariamente una depreciación del tipo de cambio porque su efecto a través del canal estándar de la paridad de la tasa de interés puede verse contrarrestado por un efecto a través del premio por riesgo o de las expectativas de

largo plazo sobre el tipo de cambio. Zettelmeyer (2000) ha encontrado alguna evidencia de este efecto en circunstancias en que la economía está deprimida y los mercados perciben el relajamiento como un paso necesario para favorecer la recuperación. Sin embargo, tales efectos son inusuales, y el comentario del mercado a los relajamientos ocurridos en Chile en los años 2001 y 2002 no parece ajustarse a este patrón (de haber algo, más parece haber sido el escepticismo sobre el poder de la política monetaria para resucitar el crecimiento económico).

Otra explicación posible es que podría esperarse que la política monetaria fuera menos persistente en Chile que en Estados Unidos. Si existe la percepción de que las acciones de política podrían ser revertidas después de unas cuantas semanas o meses, tanto los tipos de cambio como las tasas de interés usadas en este estudio (las últimas con un plazo de alrededor de tres meses) reaccionarían menos a los anuncios sorpresivos. Esto rebajaría el cociente entre señal y ruido y, eventualmente, sesgaría los coeficientes hacia abajo. En principio, este problema se podría abordar utilizando el enfoque de las variables instrumentales descrito en las secciones anteriores, pero en la práctica la muestra es demasiado pequeña. Más aún, en la medida en que el tipo de cambio capte las expectativas sobre la política monetaria más allá de un horizonte de tres meses, la expectativa de reversión de la política después de tres meses se reflejaría sólo en el tipo de cambio, pero no en la tasa de interés a tres meses, llevando a un menor coeficiente de regresión sobre la tasa de interés que el que resultaría si los cambios de política fueran percibidos como permanentes.

El problema es que, en los hechos, la política monetaria chilena no parece haber sido menos persistente que la de Estados Unidos durante nuestro período muestral. En el primer semestre de 1999, hubo seis relajamientos sucesivos en Chile, seguidos de dos alzas a comienzos del 2000, para volver a trece relajamientos sucesivos a partir de agosto del 2000, interrumpidos por la *nominalización*. En Estados Unidos, hubo seis alzas sucesivas entre junio de 1999 y mayo del 2000, seguidas por doce relajamientos sucesivos entre comienzos del 2001 y fines del 2002 (cuadro 3). Así, para que la explicación funcione, habría que argumentar que los mercados *esperaban* que la política chilena no fuera muy persistente, aunque en la realidad lo fue bastante.

Por último, una interpretación simple y quizá más plausible es que las tasas de interés de mercado que se usan para medir la política en Chile tienen ruido, y no reflejan las sorpresas de la política monetaria con precisión suficiente. Como dijimos, este problema se puede subsanar mediante un enfoque de variables instrumentales, donde el instrumento es la variación de la tasa subyacente de política monetaria, pero esto exige contar con una muestra más grande de la que tenemos en este punto, dada la pobre correlación que existe entre las tasas de mercado ruidosas y el instrumento. En contraste, si los problemas de medición no son gran cosa, podrían bastar 18 observaciones para decir algo bastante definitivo, como parece ser el caso para la reacción estimada del tipo de cambio bilateral a las sorpresas de la política monetaria de Estados Unidos.

REFERENCIAS

- Bagliano, F.C. y C.A. Favero (1999). "Information from Financial Markets and VAR Measures of Monetary Policy." *European Economic Review* 43: 825–37.
- Basurto, G. y A. Ghosh (2001). "The Interest Rate-Exchange Rate Nexus in Currency Crises." *IMF Staff Papers* 47 número especial: 99–120.
- Borensztein, E., J. Zettelmeyer y T. Philippon (2001). "Monetary Independence in Emerging Markets: Does the Exchange Rate Regime Make a Difference?" Documento de Trabajo N°1. Fondo Monetario Internacional.
- Calvo, G. y C. Reinhart (2002). "Fear of Floating." *Quarterly Journal of Economics* 117(2): 379–408.
- Furman, J. y J.E. Stiglitz (1998). "Economic Crises: Evidence and Insights from East Asia." *Brookings Papers on Economic Activity* 2: 1-114.
- Grilli, V. y N. Roubini (1995). "Liquidity and Exchange Rates: Puzzling Evidence From the G-7 Countries." Documento de Trabajo N°31. Salomon Brothers, Nueva York.
- Grilli, V. y N. Roubini (1996). "Liquidity Models in Open Economies: Theory and Empirical Evidence." *European Economic Review* 40: 847–59.
- Kuttner, K. (2001). "Monetary Policy Surprises and Interest Rates: Evidence from the Federal Funds Futures Market." *Journal of Monetary Economics* 47(3): 523–44.

DISCIPLINA DE MERCADO EN LA CONDUCTA DE LOS DEPOSITANTES Y ROL DE LAS AGENCIAS CLASIFICADORAS DE RIESGO: EL CASO DE CHILE

*Carlos Budnevich L.**
*Helmut Franken M.***

I. INTRODUCCIÓN

La posibilidad de corridas bancarias es inherente a la naturaleza de los bancos. Además, las corridas bancarias que afectan a un banco en particular están fuertemente correlacionadas con las crisis sistémicas, por la ocurrencia de efectos contagio y dominó. Antes del establecimiento de los bancos centrales, las crisis sistémicas eran un fenómeno recurrente en Estados Unidos, el Reino Unido y Europa Continental. El rol de prestamista de última instancia asumido por los bancos centrales, esto es, la posibilidad de que un banco comercial que enfrenta problemas de liquidez pueda obtener fondos de corto plazo del Banco Central, parece haber jugado un importante papel en términos de prevenir dichos contagios. No obstante, durante las últimas dos décadas, una ola de crisis bancarias de carácter sistémico ha afectado a un conjunto importante de países en el mundo.

Para hacer menos costosas y probables estas crisis sistémicas, típicamente los países cuentan con redes de seguridad, compuestas por un conjunto de políticas financieras prudenciales, orientadas a prevenir dichas crisis y mitigar las alteraciones asociadas a ellas. Dichas políticas incluyen la regulación y supervisión bancaria —procedimientos previamente especificados para la investigación y resolución de insolvencias bancarias— y seguros de depósitos (SD) explícitos e implícitos.

Sin embargo, la creación de estas redes de seguridad puede incentivar una toma excesiva de riesgo por parte de quienes administran los bancos. En particular, las consecuencias de riesgo moral de un esquema de SD son bien conocidas. En este contexto, la literatura ha otorgado considerable atención al diseño de mecanismos que promuevan la disciplina de mercado en la conducta de los depositantes, como una forma de complementar la supervisión oficial in situ. A este

respecto, las características específicas de un esquema de SD, tales como monto de la cobertura y tipo de depósitos y agentes cubiertos resultan críticas. Teóricamente, se espera que la disciplina de mercado provenga de depositantes cuyas inversiones no estén debidamente protegidas por el seguro.

La disciplina de mercado también depende de las creencias existentes respecto del SD. Incluso en ausencia de un SD explícito los depositantes pueden creer, fundada o infundadamente, que de ocurrir una corrida bancaria el sector público va a rescatar al banco en problemas, cubriendo las eventuales pérdidas de sus depositantes. En otras palabras, los depositantes pueden creer en la existencia de un SD implícito, lo que disminuye sus incentivos a ejercer disciplina de mercado.

En Chile existe un esquema de SD explícito, con límites bien establecidos, y distinciones claras entre los depositantes que están cubiertos por el SD de los que no lo están. Uno esperaría que las decisiones de riesgo-retorno de estos últimos fuesen coherentes con la exposición al riesgo al que están sujetos sus depósitos. Cuando los depositantes internalizan el riesgo que asumen al prestar a un banco, esto debería inducirlos a exigir una mayor tasa de interés a los bancos menos seguros, o a sacrificar rentabilidad por menor riesgo, trasladando sus depósitos hacia un banco que les brinde más seguridad, ejerciendo así disciplina de mercado. Esta actitud frente al riesgo disuadiría a los bancos de incursionar en actividades demasiado riesgosas, motivándolos a operar con un amplio respaldo de capital propio y a diversificar al máximo su riesgo de crédito. Sin embargo, nada de esto ocurrirá si el público ahorrante actúa con el convencimiento de que, en la práctica, el Estado provee una garantía total a los depósitos.

El objetivo de este estudio es revisar la evidencia sobre disciplina de mercado en la conducta de los depositantes del sistema bancario chileno y analizar

* *Universidad Finis Terrae; Budnevich y Asociados.*

** *Fondo Monetario Internacional.*

el rol de las agencias clasificadoras de riesgo en cuanto a complementar la información a la que el mercado tiene acceso para evaluar la solidez de las instituciones bancarias en Chile. Con este propósito, utilizamos datos de depósitos por tamaño y por sector institucional, tasas de interés efectivas de captación, un conjunto de indicadores sobre solidez de las instituciones bancarias, y la clasificación de riesgo de los instrumentos de renta fija emitidos por los bancos realizada por una de las principales agencias clasificadoras en Chile.¹

En lo que sigue, este documento se organiza de la siguiente manera. La segunda sección presenta una breve revisión de la literatura. La tercera describe brevemente la institucionalidad chilena respecto del esquema de SD. Las principales características de la base de datos utilizada en este estudio se describen en la cuarta sección. La quinta se aboca a delinear aspectos metodológicos y nuestra estrategia de investigación. Los resultados empíricos se presentan en la sexta sección. El trabajo concluye con reflexiones finales y líneas de investigación futura.

II. REVISIÓN DE LA LITERATURA²

La literatura teórica moderna sobre corridas bancarias se origina en Bryant (1980 y 1981) y Diamond y Dybvig (1983). El aparato teórico de Bryant-Diamond-Dybvig nos enseña que en un sistema bancario con reservas fraccionales existe un problema de inestabilidad fundamental, pudiendo ocurrir corridas bancarias de naturaleza puramente especulativa. La causa de la inestabilidad es la existencia de dos equilibrios, uno eficiente y otro ineficiente. La economía puede moverse desde el

equilibrio eficiente al ineficiente por una falta de coordinación entre los depositantes. Una conclusión natural de esta literatura es que un esquema de SD explícito puede resolver el problema de coordinación.³ Sin embargo, cuando se introduce incertidumbre en los retornos en un modelo similar al de Diamond y Dybvig, como hacen Chari y Jagannatan (1988), existe la posibilidad de corridas bancarias basadas en variables fundamentales en un equilibrio de expectativas racionales. Estas corridas bancarias basadas en los determinantes fundamentales pueden ocurrir ya sea porque un banco toma posiciones excesivamente riesgosas o porque tiene un muy mal desempeño. Sin embargo, puede ser necesario solo un temor de mal desempeño para que se origine una corrida bancaria. Por lo anterior, mecanismos de transparencia, tal como lo muestran Allen y Gale (1998), pueden servir como mecanismos de selección para evitar la posibilidad de una corrida bancaria especulativa.

Esto último resalta la importancia de la disciplina de mercado. Uno de los efectos colaterales de la existencia de redes de seguridad financiera como el seguro de depósitos es que disminuyen los incentivos a ejercer disciplina de mercado al generar riesgo moral. Esto hace que el efecto global sobre la estabilidad del sistema bancario sea difícil de establecer. Por un lado, su diseño apunta precisamente a disminuir la probabilidad de una corrida bancaria especulativa; por otra, al generar riesgo moral, que incentiva a los bancos a tomar riesgos excesivos, aumenta la probabilidad de una corrida bancaria basada en las variables fundamentales. Adicionalmente, el menor incentivo de los depositantes para ejercer disciplina de mercado reduce también la capacidad de los mecanismos de transparencia de eliminar por completo la posibilidad de una corrida bancaria especulativa. Dados estos efectos teóricos opuestos, la evidencia empírica juega un rol esencial, no solo para retroalimentar la literatura teórica, sino también para guiar las acciones de política.

Existe una gran cantidad de estudios empíricos sobre disciplina de mercado en Estados Unidos. Ellis y Flannery (1992) encuentran que las tasas de interés de los depósitos a plazo tienden a incrementarse con las malas noticias asociadas a una caída en el precio de las acciones bancarias. Cook y Spellmann

¹ Esta corresponde a Fitch Chile.

² La revisión de la literatura teórica se basa en Freixas y Rochet (1997).

³ La literatura ha propuesto otros dos mecanismos para resolver el problema de coordinación: i) limitar el ámbito de operación bancaria de forma tal que los bancos puedan cumplir sus compromisos cualquiera sea el escenario posible (por ejemplo un requerimiento de reservas igual a 100% o un requerimiento de que la madurez de la estructura de activos sea similar a la de los pasivos); ii) la denominada "propuesta de Jacklin", que recomienda cambiar los contratos de depósitos, cuyos incentivos son solo individualmente compatibles, por contratos tipo patrimoniales, cuyos incentivos son grupalmente compatibles. Este tipo de contrato sería inmune a corridas bancarias, pero ineficiente en relación con los contratos de depósitos.

(1994) estudian las cooperativas de ahorro y préstamo utilizando el año 1987 como período muestral, y encuentran que incluso para el caso de depósitos completamente asegurados, las tasas de interés responden a factores de riesgo individuales. Sin embargo, esta sensibilidad al riesgo era significativa solo una vez que la insolvencia de la institución encargada de garantizar los depósitos era evidente. Flannery y Sorescu (1996) estudian los *spreads* entre bonos (*debentures*) bancarios no asegurados y los bonos del Tesoro, encontrando una sensibilidad significativa al riesgo durante el período 1989-1991, período en el cual la capacidad del FDIC para rescatar a los bancos insolventes estuvo bajo cuestionamiento. Calomiris y Wilson (1998) examinan una muestra de bancos de la ciudad de Nueva York entre 1920 y 1930, mostrando que los depositantes fueron exitosos a la hora de discriminar a los bancos riesgosos, girando sus depósitos y asignando los fondos a formas de inversión más seguras. No obstante, todos estos estudios, al concentrarse solo en períodos o eventos de alto estrés financiero, podrían estar sujetos a un sesgo de selección.

Así, otros estudios que analizan datos del período 1983-1984 —un período de mayor tranquilidad financiera— no encuentran sensibilidad al riesgo por parte de los depositantes.⁴ Hay también estudios más recientes, como el de Gilbert y Vaughan (2000), que examina la respuesta de los depositantes ante anuncios públicos de acciones regulatorias de tipo forzoso durante la década de los noventa, y no encuentra evidencia de giros masivos o de aumentos significativos de las tasas de interés. Estos autores afirman que es difícil dejar de concluir que las acciones supervisoras durante el período muestral no incidieron mayormente en la conducta de los depositantes. Al respecto, cabe mencionar que algunos estudios empíricos encuentran que los supervisores no poseen información más oportuna que los participantes del mercado, lo que podría explicar los anteriores resultados. Sin embargo, estudios más recientes han encontrado que la información de supervisión sí contiene información valiosa en forma más oportuna que el mercado. Así, el estudio empírico de Berger, Davies y Flannery (1998) indica que las clasificaciones de supervisión y las de las agencias clasificadoras de riesgo tienden a ser complementarias. Incluso muestran que las clasificaciones de supervisión son mejores para

predecir quiebras bancarias que la información pública de mercado.

Dos estudios empíricos recientes evalúan la hipótesis de disciplina de mercado en América Latina. Barajas y Steiner (2000) se concentran en el caso de Colombia, en tanto que Martínez-Peria y Schmukler (2001)⁵ investigan los sistemas bancarios de Argentina, Chile y México. Ambos estudios proveen evidencia que favorece la hipótesis de disciplina de mercado. De acuerdo con estos estudios, esta evidencia proviene tanto del volumen de los depósitos (a través de giros masivos de depósitos) como de los precios (tasas de interés), e incluso se presenta en el caso de depositantes asegurados. Esto último se podría explicar por una falta de confianza en el esquema de SD. En este sentido, M&S 2001 concluyen que la mayor credibilidad se daría en Chile, y que los depositantes no asegurados serían monitores eficientes del riesgo bancario.⁶

III. EL SEGURO DE DEPÓSITOS EN CHILE⁷

Luego de la crisis bancaria de comienzos de los ochenta, se introdujo una serie de cambios regulatorios a la Ley General de Bancos de 1986. Estos cambios tuvieron por objetivo introducir mecanismos prudenciales que permitieran a la Superintendencia de Bancos e Instituciones Financieras (SBIF), o idealmente a la misma administración del Banco a través de incentivos para la autorregulación, tomar las medidas correctivas necesarias para evitar que una situación de riesgo se transforme en un problema de magnitud.

Para introducir mecanismos disciplinadores de mercado, la regulación bancaria debía contemplar la posibilidad de pérdidas para los depositantes. Una distinción fundamental se introdujo entre los

⁴ Véase Avery, Belton y Goldberg (1988) y Gorton y Santomero (1990).

⁵ En el resto del artículo nos referiremos al estudio de Martínez-Peria y Schmuckler (2001) como M&S 2001.

⁶ Valdés y Lomakin (1988), para el caso de Chile, usan datos de 1987 y encuentran evidencia de que la conducta de los depositantes es coherente con la existencia de un seguro total a sus depósitos. El período que ellos consideran es justo un año después de que se implementara el nuevo esquema de SD. El poder empírico del test que emplearon ha sido cuestionado por la ausencia de grandes diferencias de riesgo entre los bancos durante dicho período, pues la solvencia del sistema bancario había sido solo recientemente restablecida.

⁷ Para una descripción más detallada, véase Held y Szalachman (1989) y Ramírez y Rosende (1989).

depósitos a la vista y los depósitos a plazo. Los primeros se consideraron como una pieza clave en la mantención de la estabilidad del sistema de pagos, lo que redundó en una cobertura total por parte del Banco Central de Chile.⁸ Para los depósitos a plazo,⁹ en cambio, solo se estableció explícitamente una garantía del Estado de carácter gratuito de pequeño monto que cubre el 90% de los depósitos a plazo de personas naturales con un límite de 120UF¹⁰ en la totalidad del sistema bancario.¹¹ Para el resto de los depósitos a plazo solo se consideraron mecanismos prudenciales que implican que los depositantes asuman pérdidas, aunque con el espíritu de poder minimizarlas.

Finalmente, para que los depositantes a plazo pudiesen evaluar el riesgo, la nueva ley estableció que las operaciones bancarias deben ser transparentes, por lo que las instituciones financieras están obligadas a proporcionar al público información suficiente que permita apreciar el riesgo de la respectiva institución depositaria. De hecho, la Ley obliga a la SBIF a publicar, a lo menos tres veces al año, información de las instituciones financieras acerca de los activos, su clasificación y grado de recuperabilidad. Además, la

⁸ Para los efectos de esta garantía, los depósitos a la vista se definieron en forma amplia al considerar como tales los depósitos y obligaciones cuyo pago puede ser requerido en forma incondicional, de inmediato o dentro de un plazo inferior a 30 días, y a los depósitos y captaciones a plazo a contar desde el décimo día que precede a su vencimiento. Para minimizar los efectos patrimoniales que esta garantía tiene para el Banco Central, se estableció la obligación de constituir una reserva técnica en instrumentos financieros de bajo riesgo en la medida en que los depósitos a la vista excedan en dos veces y media el patrimonio de la institución bancaria y una preferencia de pago en la recuperación de los pasivos otorgados por el Banco Central de Chile con motivo del financiamiento de los depósitos a la vista.

⁹ Los depósitos y captaciones a plazo cubiertos por la garantía del Estado corresponden a cuentas de ahorro o documentos nominativos o a la orden, de propia emisión de bancos y sociedades financieras.

¹⁰ La UF es una unidad de cuenta indexada al Índice de Precios al Consumidor. 120UF corresponden en la actualidad a aproximadamente \$2,800 dólares de EE.UU. Esta cifra corresponde aproximadamente a 0.7 veces el PIB per cápita, muy inferior a la cobertura de 1 a 3 veces del PIB per cápita que ofrecen países con un esquema de SD explícito. En 1986, cuando se estableció dicho límite, correspondía a 1.4 veces el PIB per cápita. La cobertura relativamente baja del SD en Chile es una importante razón para esperar a priori un grado significativo de disciplina de mercado.

¹¹ Esto significa que si un depositante tiene 120UF en un banco, cualquier depósito adicional que tenga en el sistema bancario no estará cubierto por el SD.

¹² Un test completo de dicha hipótesis debe basarse en ambas variables. De hecho, Park y Peristiani (1998), muestran que la disciplina de mercado se refleja completamente en las tasas de interés cuando cada depositante puede estimar en forma precisa la probabilidad de quiebra de un banco y el monto esperado a recuperar en caso de que ocurra.

SBIF publica estados financieros mensuales, con estrictos estándares contables. Dada la cantidad y calidad de los datos disponibles, el esquema de SD explícito y limitado y la estabilidad del sistema bancario por más de una década, Chile representa un caso de estudio muy interesante para volver a examinar la hipótesis de disciplina de mercado.

IV. DESCRIPCIÓN DE LA BASE DE DATOS

El propósito de este estudio es analizar evidencia empírica que permita evaluar la conducta de los depositantes respecto de la solidez de las instituciones bancarias en las cuales han invertido todo o parte de sus ahorros (portafolio). Supongamos que los depositantes desean mantener una determinada proporción de su portafolio en depósitos bancarios. Entonces, si estos perciben que el riesgo de un banco se está incrementando respecto de sus pares e internalizan el costo de dicho incremento en el riesgo de su portafolio, deben reasignar sus fondos hacia bancos más sólidos, o bien exigir un retorno más alto por este riesgo adicional. De verificarse esta conducta mediante el análisis de la evidencia empírica, la conclusión sería favorable hacia la hipótesis de disciplina de mercado. La hipótesis alternativa, esto es, que los depositantes no internalizan los cambios en el nivel de riesgo de las instituciones bancarias en las cuales mantienen sus depósitos ocurre en el caso contrario. Si sucede esto último, el que los depositantes no internalicen el riesgo sugiere que actúan como si sus fondos estuvieran plenamente garantizados. Tal como se ha señalado en las secciones previas, en Chile existe un SD explícito, con límites bien establecidos. Por lo tanto, resulta importante distinguir entre los depositantes que se encuentran asegurados por ley, de aquellos cuyos depósitos no están cubiertos por la garantía. Las decisiones de riesgo-retorno de estos últimos deberían ser coherentes con el nivel de desprotección al que están sujetos sus depósitos.

Para verificar la hipótesis de disciplina de mercado se requiere de información de saldos de depósitos y de tasas de interés de mercado a nivel de cada banco.¹² Dadas las características del SD en Chile, los saldos mantenidos en depósitos deben permitirnos distinguir si el depósito está o no sujeto al SD, dado su monto y procedencia institucional. La información disponible permite distinguir entre depósitos a plazo que están potencialmente cubiertos con la garantía

máxima (cuyo tope es 120 UF), de aquellos cuyo monto sobrepasa el límite de la garantía estatal y que por tanto están solo potencialmente cubiertos hasta dicho tope.¹³ En forma separada, existe información disponible que permite distinguir la procedencia del depósito, vale decir, si este corresponde a personas naturales o a otro tipo de agente. El cruce de dicha información no está disponible. Presumiblemente, agentes que depositan montos suficientemente bajos como para estar sujetos a la garantía estatal son, en su mayoría, personas naturales.

La información de tasas de interés corresponde a tasas de interés efectivamente pagadas por los bancos. Si bien esta es una ventaja respecto de la gran mayoría de los estudios empíricos sobre el tema, que suelen utilizar una tasa de interés para los depósitos construida a partir de datos del estado de resultados y del balance, la disponibilidad de información no permite distinguir ni por monto ni por tipo de depositante. Las únicas desagregaciones disponible corresponden a la unidad de cuenta (pesos, UF, dólar) y al plazo.¹⁴

La base de datos de depósitos a plazo por tramos (según monto) está compuesta por datos mensuales de panel entre enero de 1998 y abril del 2001, y trimestrales entre el primer trimestre de 1989 y el último de 1997. La base de datos de depósitos a plazo por procedencia institucional (tipo de agente) es de frecuencia mensual y abarca el período entre julio de 1994 y abril del 2001. La fuente de estos datos es la SBIF. La base de datos de tasas de interés marginales efectivas de captación de los bancos se extrae de información diaria del Banco Central (reportada por la SBIF), pero para efectos de nuestro estudio se utilizan los promedios mensuales. Por lo anterior, el período muestral utilizado en este estudio corresponde a datos mensuales entre julio de 1994 y abril del 2001.¹⁵ Para estos efectos, los datos de depósitos a plazo por tramo anteriores a 1998 se mensualizan mediante una extrapolación lineal. Tanto para el caso de las cantidades de depósitos como para el caso de las tasas de interés, nos concentramos en analizar las captaciones en moneda nacional (peso y UF) que, como muestra el cuadro 1 corresponden prácticamente al 90% de las operaciones (como proporción del total de depósitos a plazo).

CUADRO 1

Participación de los Depósitos por Plazo y Unidad de Cuenta (promedio muestral)

	Pesos	UF	Dólares	Total por plazo
30 a 89 días	54.0	0.9	10.1	65.0
90 días a 1 año	0.2	29.4	1.2	30.8
Más de 1 año	0.7	3.5	0.0	4.2
Total por unidad de cuenta	54.9	33.8	11.3	100

En cuanto a los depósitos por monto, nuestro estudio distingue un primer tramo de depósitos a plazo en moneda nacional de hasta 120 UF (*tramo1*), un segundo tramo de depósitos entre 120 y 1,500 UF (*tramo2*)¹⁶ y un tercer tramo que corresponde a depósitos superiores a 1,500 UF (*tramo3*). Se construye además un tramo que incluye todos los depósitos de más de 120 UF (*tramo4*). La participación de los depósitos por tramo como proporción del total de depósitos a plazo se muestra en el cuadro 2.

Respecto de los depósitos por agente o sector institucional, nuestro estudio se concentra, por un lado, en los depósitos de personas naturales o personas jurídicas sin fines de lucro (*personas*) y, por otro, en los depósitos del sistema previsional privado (*AFP*). Esto nos permite contrastar la evidencia sobre disciplina de mercado que se obtiene al considerar depósitos de agentes potencialmente cubiertos por el SD y con una capacidad analítica limitada, de aquellos para los cuales el SD es

¹³ Se ocupa el adverbio "potencialmente" debido a que la garantía estatal es sobre la suma de todos los depósitos en el sistema bancario y no respecto de depósitos individuales de hasta 120 UF.

¹⁴ Recientemente el Banco Central de Chile ha conseguido acceso a información de tasas de interés a nivel de cada banco que si permite distinguir por monto, pero cuya dimensión temporal es más corta. Por esta razón se decidió no considerar tales datos para este estudio.

¹⁵ Las bases de datos originales incluyen a todos los bancos que operan en el sistema bancario chileno durante el período muestral. Para los propósitos de nuestro estudio, se eliminan los bancos con muy pocas observaciones o con muchas informaciones extremas. Esto nos deja con una muestra de 24 bancos.

¹⁶ La cobertura de un depósito en este tramo varía entre 7% y 90% (según el monto) en el caso de que el depositante sea persona natural y no tenga otros depósitos en el sistema. En la actualidad, 1,500 UF corresponden aproximadamente a US\$35,000.

CUADRO 2

**Participación de los Depósitos a Plazo
en Moneda Nacional
(promedio muestral)**

Por tramo		Por procedencia institucional	
Tramo 1 (<120 UF)	3	Personas ¹⁷	51
Tramo 2 (120 - 1,500 UF)	20	AFP ¹⁸	10
Tramo 3 (>1,500 UF)	77	Empresas ¹⁹	28
		Resto ²⁰	11
Total	100	Total	100

irrelevante, dados los montos involucrados y que además corresponden probablemente a los agentes financieramente más sofisticados del sistema. En consecuencia, se espera que este último tipo de agentes ejerza un mayor grado de disciplina de mercado. La participación de los depósitos por agente o sector institucional como proporción del total de depósitos a plazo se muestra en el cuadro 2.

Para permitir una mejor comparación, se evalúa también la hipótesis de disciplina de mercado sobre el total de los depósitos a la vista²¹ los que, como se mencionó, cuentan con una garantía irrestricta del Banco Central.²²

¹⁷ Incluye personas naturales y personas jurídicas sin fines de lucro.

¹⁸ Sistema previsional privado.

¹⁹ Incluye personas jurídicas con fines de lucro.

²⁰ Incluye sector público no financiero, sector financiero público y privado y sector externo.

²¹ Aproximadamente un tercio de los depósitos totales.

²² Cabe señalar que este tipo de depósitos históricamente no pagaba intereses. Sin embargo, el Banco Central autorizó a los bancos a pagar intereses por los saldos de cuentas corrientes y depósitos a la vista a partir del segundo semestre del 2002.

²³ Esta composición de las captaciones se ha modificado sustantivamente a partir de la nominalización de la política monetaria instaurada en agosto del 2001. Sin embargo, dicho período no está incluido en nuestra muestra.

²⁴ La publicación de esta información tiene un rezago de aproximadamente dos meses.

²⁵ Cada letra de Camel representa una variable que se clasifica dentro de cierta categoría. Así, C representa la adecuación de capital (capital adequacy); A se refiere a calidad de los activos (asset quality) y corresponde a medidas relacionadas al riesgo de crédito; M se refiere a variables de gestión (management); E a medidas de rentabilidad (earnings) y finalmente L a variables que intentan medir el riesgo de liquidez (liquidity).

Finalmente, en términos de las tasas de interés efectivamente pagadas por los bancos, nos concentramos en analizar las tasas en pesos a 30-89 días (*captación pesos*) y las tasas en UF de 90 días a un año (*captación UF*) que, como se aprecia en el cuadro 1, corresponden a la mayor parte de las transacciones en pesos y UF, respectivamente.²³

Bajo la hipótesis de disciplina de mercado, si los depositantes perciben que el riesgo de un banco se está incrementando en forma significativa respecto del de sus pares, entonces se produce un traspaso de depósitos que se refleja en una tasa de crecimiento de los depósitos de dicho banco por debajo de la del resto del sistema bancario. Asimismo, la tasa de interés pagada por dicho banco debería ser mayor que la del resto del sistema. Para que esto se materialice, los depositantes, usando información públicamente disponible, deben evaluar comparativamente la solidez de cada uno de los bancos del sistema. La información pública más apropiada para dichos propósitos corresponde a los datos financieros de balances y estados de resultados que publica mensualmente la SBIF.²⁴ A partir de esta información públicamente disponible los depositantes pueden construir un conjunto de razones financieras con el fin de realizar una evaluación propia e independiente del riesgo de los bancos y por lo tanto ejercer disciplina de mercado. Para verificar empíricamente si esto ocurre construimos un conjunto de variables que pueden relacionarse con la metodología Camel,²⁵ una metodología de amplio uso para evaluar la solidez de un banco. Nosotros suponemos que el conjunto de información que toma en cuenta un depositante para realizar su evaluación corresponde a las variables Camel descritas en el cuadro 3.

Ahora bien, para ejercer disciplina de mercado, los depositantes cuentan con datos del balance y estado de resultados con los cuales pueden construir sus propias razones financieras y realizar una evaluación propia e independiente de la solidez de los bancos. Dicho proceso puede ser muy costoso, especialmente para aquellos depositantes financieramente poco sofisticados, o cuya actividad principal no es el manejo de un portafolio de inversiones. En consecuencia, es probable que una gran parte de los depositantes delegue esta actividad en instituciones especializadas en el tema, como

CUADRO 3

Descripción de Variables Camel

Variable	Descripción específica	Categoría
C1	Capital sobre activos ²⁶	Adecuación de Capital
A1	Cartera vencida sobre colocaciones totales	Calidad de los activos
A2	Cobertura de la cartera vencida ²⁷	
A3	Índice de riesgo de la cartera (SBIF)	
M1	Gastos de apoyo operacional sobre activos productivos ²⁸	Eficiencia de gestión
M2	Colocaciones totales sobre número de empleados	
E1	Retorno sobre los activos (ROA) ²⁹	Rentabilidad
E2	Margen operacional bruto sobre activos	
L1	Caja sobre depósitos totales ³⁰	Liquidez
L2	Inversiones financieras sobre depósitos totales ³¹	
L3	Stock de deuda interbancaria sobre depósitos totales	

son las agencias clasificadoras de riesgo. Para evaluar el rol que juegan las agencias clasificadoras de riesgo en cuanto a complementar la información con que el mercado cuenta para evaluar la solidez de las instituciones bancarias en Chile, utilizamos una base de datos que contiene las clasificaciones de riesgo de Fitch-Chile para los instrumentos de renta fija emitidos por los bancos (durante similar período muestral). Si bien esta clasificación permite distinguir entre la solvencia de corto³² y largo plazo³³ de los bancos, para simplificar el análisis nos concentramos en un promedio simple de ambas.³⁴ Con este propósito, antes traducimos las categorías alfanuméricas³⁵ en una calificación numérica.³⁶

La evaluación de la hipótesis de disciplina de mercado supone que los depositantes son capaces de distinguir diferencias significativas en la solidez de cada institución bancaria en cada momento del tiempo. Un indicador de que efectivamente existen diferencias significativas en la solidez de cada institución bancaria durante el período muestral corresponde a la variabilidad entre bancos de las distintas variables Camel. Para poder establecer si esta es alta o no, el cuadro 4 muestra la dispersión entre bancos para cada una de las variables Camel consideradas, ocupando como parámetro de comparación la dispersión de cada variable a través del tiempo. Esta comparación se hace mediante el uso de coeficientes de variación.³⁷ Como se aprecia en el cuadro

mencionado, la variabilidad de las variables Camel entre los distintos bancos tiende a ser bastante superior a la variabilidad a través del tiempo.³⁸

²⁶ Esta variable se define como: Capital y Reservas - Inversión en Sociedades y Sucursales en el Exterior + Provisiones Voluntarias + Bonos Subordinados como proporción de los Activos Totales Depurados. Los activos totales depurados corresponden a los activos totales contables menos las cuentas de ajuste y control del pasivo, operaciones a futuro del pasivo y los documentos a cargo de otros bancos (canje).

²⁷ Corresponde al stock de provisiones sobre la cartera vencida.

²⁸ Los activos productivos corresponden a la suma de las colocaciones totales, inversiones totales y operaciones con pacto, menos colocaciones vencidas y bienes recibidos en pago.

²⁹ Esta variable se define como el excedente después de impuestos sobre activos productivos.

³⁰ Corresponde a la suma de caja, depósitos en el Banco Central, depósitos en bancos comerciales y Banco del Estado y depósitos en el exterior sobre depósitos totales.

³¹ Corresponde a los pagarés del Banco Central con mercado secundario sobre los depósitos totales.

³² Deuda de corto plazo (depósitos a corto plazo y efectos de comercio).

³³ Deuda de largo plazo (solvencia, bonos, bonos subordinados, depósitos de largo plazo, letras hipotecarias, y obligaciones de compañías de seguros).

³⁴ Cabe señalar que también se construyó un índice promedio ponderado, utilizando la proporción de los depósitos de corto y largo plazo respecto del total como ponderador. Sin embargo, este índice se correlacionaba fuertemente con el índice basado en un promedio simple, razón por la cual se descartó su uso posterior.

³⁵ En Chile todas las clasificadoras de riesgo inscritas en la Superintendencia de Valores y Seguros están obligadas a utilizar una misma escala y nomenclatura de clasificación. Esta última es idéntica a la utilizada por las agencias internacionales más conocidas.

³⁶ Para mayor detalle, véase el apéndice A.1.

³⁷ Corresponden a la razón entre la desviación estándar y la media.

³⁸ Esto también sucede para las cantidades de depósitos, no así para las tasas de interés.

CUADRO 4

Coeficientes de Variación (Camel)

Variable	Dispersión Temporal	Dispersión Transversal
C1	0.09	0.62
A1	0.28	0.57
A2	1.01	0.99
A3	0.25	0.29
M1	0.10	0.75
M2	0.15	0.62
E1	0.31	1.00
E2	0.10	0.85
L1	0.23	0.84
L2	0.14	1.13
L3	0.29	0.91

Además de las variables recién descritas, utilizamos el tamaño del banco respecto del sistema³⁹ para evaluar la hipótesis conocida como “*too big to fail*”⁴⁰ y el grado de concentración de los depósitos a plazo en el sistema financiero,⁴¹ para controlar los efectos que puede tener eventualmente en los resultados la tendencia hacia una mayor concentración bancaria observada durante el período muestral. Como esta última variable no tiene mayor relación con la hipótesis de disciplina de mercado, los resultados econométricos se presentan incluyéndola

³⁹ Corresponde a los activos totales del banco i sobre los activos totales del sistema.

⁴⁰ “Demasiado grande para permitir su quiebra”. Esta hipótesis se refiere a la posibilidad de que la autoridad económica otorgue un respaldo especial a bancos de gran tamaño con problemas financieros debido a las consecuencias sistémicas que tendría su eventual liquidación.

⁴¹ Corresponde al inverso del índice de Herfindahl sobre los depósitos a plazo. El índice de Herfindahl se construye de la siguiente forma:

$$H_i = \left(\sum_m s_m^2 \right)^{-1} \quad \text{donde} \quad s_m = \frac{D_m}{\sum_m D_m}$$

Así, por ejemplo, si hay cuatro bancos y cada uno tiene una participación de mercado de 25% de los depósitos totales, entonces $H_i = 4$. Pero si hay un solo banco que abarca el 100% del mercado, entonces $H_i = 1$. En consecuencia, mientras mayor es el inverso de este índice, mayor es el grado de concentración de los depósitos a plazo.

⁴² Para el caso particular de Chile, M&S 2001 ocupan datos que abarcan los períodos 1981-1986 y 1991-1996. Para el primer período, que incluye la crisis bancaria de comienzos de los ochenta, M&S 2001 utilizan datos de frecuencia mensual. Para el segundo período, los datos son de frecuencia trimestral (corresponden a datos para los meses de febrero, mayo, agosto y noviembre de cada año).

y excluyéndola de las regresiones, lo que nos permite tener un test de robustez.

Los estadísticos descriptivos de las variables dependientes y las variables Camel se muestran en el cuadro 5. Cuando la variable dependiente corresponde a los depósitos a la vista, a los depósitos a plazo por tramo, o a los depósitos a plazo por procedencia institucional, se mide como desviaciones respecto del crecimiento real mensual del sistema bancario en su conjunto. Cuando la variable dependiente es la tasa de interés efectivamente pagada, esta se mide como desviaciones respecto de la tasa promedio ponderada del sistema bancario.

V. ASPECTOS METODOLÓGICOS Y ESTRATEGIA EMPÍRICA

Tal como se plantea en la introducción, uno de los objetivos de nuestro estudio es revisar la evidencia sobre disciplina de mercado ocupando datos para la banca chilena. Por ello, el estudio M&S 2001, que documenta evidencia a favor de la existencia de disciplina de mercado en Chile (además de Argentina y México), constituye para nuestros propósitos un referente natural.⁴² En el apéndice se presenta una actualización de los resultados de M&S 2001 en términos del período muestral considerado en este estudio.

La definición de un test apropiado para verificar la hipótesis de disciplina de mercado constituye un paso crucial para definir la estrategia empírica. La forma reducida de nuestro test de disciplina de mercado es la siguiente:

$$y_{i,t} = \alpha_i + \beta_t + \gamma_{i,t-1} + I_{i,t-2} + \{(I_{i,t-2})^2 - (I_{i,t-3})^2\} + \delta_1 S_{i,t-2} + \delta_2 (I_{i,t-2})(S_{i,t-2}) + \delta_3 C_t + v_{i,t} \quad (1)$$

donde,

$y_{i,t}$ = corresponde, a nivel de cada banco, a las desviaciones de la variación real mensual de los depósitos a plazo respecto del promedio del sistema bancario (desagregados por monto o procedencia), o a las desviaciones de la tasa de interés efectiva pagada por los depósitos respecto de la tasa de interés promedio ponderada del sistema bancario.

α_i = Efectos fijos.

β_t = Efectos período.

CUADRO 5

Estadísticas Descriptivas de las Variables Incluidas en las Regresiones

Variable	N° de obs.	Media	Desv. est.	Mínimo	Máximo
Depósitos vista	1962	-0.2	34.0	-440.2	466.5
Tramo 1 ^a	1964	-0.1	7.7	-87.2	147.0
Tramo 2 ^a	1968	-0.3	7.0	-88.3	66.6
Tramo 3 ^a	1968	-0.3	14.9	-269.8	196.1
Tramo 4 ^a	1968	-0.3	13.4	-244.6	166.1
Personas ^a	1968	-0.4	28.5	-441.9	402.2
AFP ^a	1603	2.6	119.8	-1002.4	1151.9
Pesos (captación 30-89 días) ^b	2071	0.0	0.9	-13.9	4.7
UF (captación 90 días a 1 año) ^b	2071	0.0	0.7	-6.0	13.1
C1	1991	11.5	7.7	4.7	51.4
A1	1991	1.2	1.0	0.0	6.7
A2	1991	4.6	22.8	0.0	975.0
A3	1991	1.5	0.8	0.1	5.4
M1	1991	4.3	3.2	1.1	18.7
M2	1991	41.4	25.8	3.4	151.8
E1	1991	1.0	1.6	-12.5	8.9
E2	1991	7.1	6.0	1.5	34.3
L1	1991	10.3	11.9	0.3	104.1
L2	1991	11.5	14.5	0.0	85.5
L3	1991	6.3	8.6	0.0	93.4
Tamaño	1991	3.7	3.9	0.1	16.6
Concentración	2075	8.1	0.6	7.0	8.9

a. Depósitos a plazo
b. Tasas de interés

$I_{i,t}$ = Indicador de solidez del banco i en el período t .

$S_{i,t}$ = Variable *proxy* para el tamaño del banco.⁴³

$C_{i,t}$ = Variable que mide la concentración del sistema bancario.⁴⁴

$v_{i,t}$ = Error estocástico (ruido blanco).

Cabe destacar que la especificación de la ecuación captura efectos no lineales asociados fundamentalmente a cambios bruscos en el indicador de solidez bancaria, e incorpora una variable interactiva entre el tamaño del banco y su grado de solidez. Si bien la inclusión

de efectos fijos no requiere de mayor explicación dada la naturaleza de datos de panel de nuestro estudio, es conveniente detenerse en los efectos período. Estos últimos se incluyen como variables de control a pesar de que las variables dependientes se miden como desviaciones respecto del sistema bancario. Si bien esto debería permitir controlar tanto por estacionalidad como por la influencia de otros

⁴³ Véase nota al pie N°39.

⁴⁴ Véase nota al pie N°41.

tipos de *shocks* que afectan la evolución de las variables dependientes, la significancia estadística conjunta de los efectos período nos revela que aún sobreviven ciertos aspectos no controlados por dicha transformación. Como a nosotros nos interesa aislar, en la medida de lo posible, toda influencia que no esté relacionada con la evaluación que hacen los depositantes respecto de la solidez de cada banco, consideramos necesario mantener los efectos período en la especificación del test.

A diferencia del test utilizado por M&S 2001, que incluye un conjunto de variables relacionadas con el concepto de solidez bancaria y que se enmarcan dentro de la metodología Camel, nuestra opción metodológica pasa por resumir en un solo indicador la evaluación que hacen los depositantes sobre la solidez de un banco.

La principal ventaja de un test de disciplina de mercado que se basa en un índice que resume la evaluación de solidez de los depositantes, es que permite evitar la ambigüedad de un test basado en la inclusión de variables individuales, cuyos signos pueden ser o no coherentes con la hipótesis de disciplina de mercado. Es decir, un test basado en variables individuales no solo debe preocuparse de la significancia conjunta de estas, sino también de la coherencia individual de los signos de cada uno de los parámetros asociados a las variables de solidez bancaria incluidas en las distintas regresiones. Esta doble dimensionalidad hace difícil definir un test preciso respecto de la hipótesis de disciplina de mercado.

Una metodología similar a la nuestra es la aplicada por Berger, Davies y Flannery (1998). Estos autores

comparan las evaluaciones sobre el desempeño de los bancos que hacen evaluadores privados con la que efectúan los supervisores bancarios. Respecto de los primeros, Berger et al. utilizan la clasificación de riesgo de una agencia privada (Moody's), mientras que para los supervisores se basan en un índice denominado Bopec⁴⁵ utilizado por la Reserva Federal de Estados Unidos, análogo al sistema de clasificación Camel usado en este trabajo. De hecho, uno de los objetivos de Berger et al. es analizar la retroalimentación que existe entre la evaluación privada y la del supervisor, lo que también resulta similar a uno de los objetivos de nuestro estudio.

En nuestra base de datos, una variable que constituye naturalmente un indicador resumen sobre la evaluación de la solidez de cada banco es la clasificación de riesgo que entrega la agencia Fitch-Chile (*ind.fitch*). Esta, sin embargo, refleja la evaluación de la agencia clasificadora y no necesariamente la que realizan los depositantes. Con el objeto de tener un indicador alternativo que contenga el conjunto de información disponible para que los depositantes en el sistema bancario realicen su propia evaluación de riesgo, se plantea a continuación la construcción de un índice compuesto de variables Camel.

En la construcción de este índice, la dirección hacia la cual un banco se torna más sólido según determinada variable Camel se impone a priori. Además, para cada variable Camel⁴⁶ se subdividen los bancos en quintiles para que la evaluación sea en términos comparativos⁴⁷ y se asigna una nota que pertenece al conjunto {1,2,3,4,5}. La nota 1 se asigna al quintil más sólido y la nota 5 al quintil más débil.⁴⁸ También, cabe hacer notar que a cada categoría del índice Camel se le asigna cierta ponderación. Así, en uno de los índices Camel, la ponderación de cada categoría equivale a 1/5 (*ind.camel_1*) y cuando hay más de una variable por categoría,⁴⁹ cada variable recibe similar ponderación.⁵⁰

Se construye adicionalmente un segundo indicador (*ind.camel_2*), cuyas ponderaciones se basan en las correlaciones entre cada una de las categorías Camel por separado⁵¹ e *ind.fitch*.⁵² El objetivo de este segundo indicador es precisamente analizar si los depositantes del sistema bancario, ocupando la información públicamente disponible en el mercado, son capaces de ejercer un grado de disciplina de

⁴⁵ Bopec refleja las condiciones de los holdings bancarios. La sigla en inglés significa: Bank subsidiaries, Other (nonbank) subsidiaries, Parent company, Earnings, y Capital adequacy.

⁴⁶ Véase cuadro 4.

⁴⁷ Los quintiles se construyen sobre la base de la distribución de las variables durante todo el período muestral.

⁴⁸ La evaluación se hace en términos comparativos, asignándose la misma nota a cada banco que se ubique en un determinado quintil.

⁴⁹ Esto corresponde a todos los casos excepto C (Capital Adequacy).

⁵⁰ Así, por ejemplo, como en la categoría A (Asset Quality) hay tres variables representativas de dicha categoría, cada una de ellas recibe una ponderación de 1/3 en la determinación de A.

⁵¹ En este caso, la categoría A (Asset Quality) solo incluye A1 (Cartera vencida sobre colocaciones totales).

⁵² Las correlaciones individuales para cada banco entre *ind.fitch* e *ind.camel_1*, *ind.camel_2* y cada una de las categorías Camel por separado, respectivamente, se presentan en el apéndice (ver cuadro A.3).

mercado similar al que ejercen las agencias clasificadoras de riesgo. Si estas últimas incorporan información distinta de la públicamente disponible o bien procesan la información de una forma difícil de imitar por el resto de los participantes del mercado (una presunción que se basa en su mayor grado de conocimiento), se debería esperar un mayor grado de disciplina de mercado cuando la evaluación de solidez se basa en la clasificación de las agencias clasificadoras de riesgo. De lo contrario, se podría concluir que dicha clasificación no complementa mayormente la información públicamente disponible, al menos para los propósitos relacionados con la disciplina de mercado.

El cuadro 6 resume la dirección de solidez que se impone para cada una de las variables Camel descritas en el cuadro 3.

Para mayor precisión, cabe hacer notar que, por construcción, los dos índices Camel calculados y la clasificación de riesgo de Fitch-Chile están inversamente relacionados con las mejoras en la evaluación de solidez o solvencia. Considerando lo anterior, se definen las siguientes hipótesis estadísticas para verificar la existencia de disciplina de mercado:

1. Hipótesis Fuerte de Disciplina de Mercado (HF):

a. Depósitos por monto o por origen institucional:

$$\{\beta, \delta\} < 0$$

b. Tasas de interés:

$$\{\beta, \delta\} > 0$$

2. Hipótesis Débil de Disciplina de Mercado (HD):

a. Depósitos por monto o por origen institucional:

$$\{\beta, \delta\} \leq 0$$

b. Tasas de interés:

$$\{\beta, \delta\} \geq 0$$

con que al menos una de estas condiciones se cumpla con igualdad (insignificancia estadística) y al menos una de ellas lo haga con desigualdad.

Si ninguna de estas dos hipótesis se cumple, se rechaza entonces la hipótesis de disciplina de

CUADRO 6

Cambios en Variables Camel y en Evaluación de Solidez

Cambio en Variable	Cambio en Evaluación de Solidez
*C1	Mejora
*A1	Empeora
*A2	Mejora
*A3	Empeora
*M1	Empeora
*M2	Mejora
*E1	Mejora
*E2	Mejora
*L1	Mejora
*L2	Mejora
*L3	Empeora

CUADRO 7

Estadísticas Descriptivas de los Indicadores de Solidez Bancaria

	<i>ind.camel_1</i>	<i>ind.camel_2</i>	<i>ind.fitch</i>
Media	3.00	3.05	2.02
Desv. Estd.	0.54	0.98	0.76
Mínimo	1.2	1.0	1.0
Máximo	4.33	5.00	4.25
Dispersión Temporal ^a	0.02	0.05	0.10
Dispersión Transversal ^b	0.15	0.24	0.33
N° de Observaciones	1926	1926	1926

a. Coeficiente de variación.

b. Coeficiente de variación.

mercado. Una posible interpretación de este resultado es que los depositantes actúan bajo la percepción de un seguro implícito.

Bajo *HF* o *HD*, es posible comparar el grado de disciplina de mercado entre un caso y otro comparando las magnitudes de los parámetros. Finalmente, bajo la hipótesis de “*too big to fail*” (*HTBTF*) debe cumplirse que $\beta_2 > 0$ cuando la variable dependiente corresponde al crecimiento de los depósitos y $\beta_2 < 0$ cuando esta corresponde a la tasa de interés.

El cuadro 7 muestra las principales características de *ind.camel_1*, *ind.camel_2* e *ind.fitch*.

Finalmente, cabe hacer notar que la inclusión de la variable dependiente rezagada en la ecuación (1) tiene por objeto controlar por autocorrelación serial de primer orden. Si bien esto es aparentemente trivial, en la literatura tradicional de datos de panel que se basa en teoría asintótica para un número fijo de períodos T y un número grande de firmas N , incluir una variable dependiente rezagada viola el supuesto de que los regresores son estrictamente exógenos cuando la regresión incluye efectos fijos. Esto significa que los errores dejan de ser ortogonales con las variables del lado izquierdo, dando origen a un sesgo que puede ser muy severo. Una forma tradicional de abordar este problema es ocupar el procedimiento de GMM propuesto por Holtz-Eakin et al. (1988) y generalizado por Arellano y Bond (1991). Sin embargo, Alonso-Borrego y Arellano (1999) y Hahn, Hausman y Kuersteiner (2002) concluyen que esta metodología presenta sesgos sustanciales cuando la muestra es pequeña, lo que en teoría asintótica significa un N relativamente pequeño. Dado que esto ocurre en nuestra muestra, el procedimiento de Arellano y Bond no parece ser el más apropiado.

Hahn y Kuersteiner (2002) ocupan una teoría asintótica alternativa que muestra que la estimación por máxima verosimilitud (que es equivalente a la estimación por MCO) de un panel dinámico con efectos fijos es coherente y tiene una distribución asintótica normal, aunque no está centrada en el valor verdadero del parámetro. Sin embargo, en este caso el sesgo puede ser capturado por el parámetro de no-centralidad, lo que permite diseñar un procedimiento para corregirlo. De esta forma, Hahn y Kuersteiner proponen un estimador corregido por sesgo y que es asintóticamente eficiente. Dicho procedimiento funciona siempre y cuando la variable dependiente no contenga una raíz unitaria. Es posible demostrar por medio de los test de raíz unitaria propuestos por

Choi (2001a y 2001b) que ninguna de nuestras variables dependientes se caracteriza por ser un proceso de raíz unitaria.⁵³ Por lo anteriormente expuesto, este estudio ocupa el procedimiento recomendado por Hahn y Kuersteiner.

VI. RESULTADOS

En lo que sigue, se presentan los resultados econométricos:

El cuadro 8 contiene los resultados para *ind.camel_1*, *ind.camel_2* e *ind.fitch* para cuando se excluye la concentración del sistema bancario como variable de control, mientras el cuadro 9 contiene los resultados para cuando se incluye dicha concentración. Cuando no es posible rechazar la hipótesis de disciplina de mercado en su forma fuerte (*HF*) o en su forma débil (*HD*), la celda correspondiente se destaca en gris. Esto también ocurre para el caso en que no es posible rechazar la hipótesis de “*too big to fail*” (*HTBTF*). Para cada uno de los indicadores de solidez o solvencia se presenta también el efecto global, que corresponde a la respuesta de largo plazo de la variable dependiente ante un cambio en el indicador de solidez. Dicho efecto global nos permite tener una idea de la magnitud de la respuesta, es decir, de la significancia económica, y también de la significancia estadística conjunta, la cual se obtiene mediante un test de Wald. Adicionalmente, el efecto global puede interpretarse como una evaluación conjunta de la hipótesis de disciplina de mercado con la *HTBTF*, pues la derivada correspondiente incluye la respuesta lineal, la respuesta cuadrática (cambios de mayor orden en la solvencia o solidez de un banco) y la respuesta interactiva entre la solvencia y el tamaño del banco.⁵⁴

La primera columna del cuadro 8 muestra los resultados que se obtienen cuando la variable dependiente corresponde a las desviaciones del crecimiento de los depósitos vista respecto del promedio del sistema bancario. Se incluye este último tipo de depósitos a fin de tener un referente respecto de los resultados que se obtienen cuando los incentivos a no ejercer disciplina de mercado son máximos, dada la garantía irrestricta de que gozan. De hecho, la hipótesis disciplina de mercado se rechaza tanto para *ind.camel_1* como para

⁵³ Para una discusión más técnica de estos temas, ver Brock y Franken (2003).

⁵⁴ Debido a esta no linealidad respecto del indicador de solidez o solvencia (término cuadrático e interactivo), se requieren puntos de evaluación (para la variable tamaño y para el indicador en sí mismo). Para esto se ocupa el promedio muestral de dichas variables (ver cuadros 5 y 7, respectivamente). En consecuencia, el efecto global debe entenderse como la respuesta pertinente para un banco representativo.

CUADRO 8

Resultados (excluyendo concentración)
(Método: efectos fijos corregidos por sesgo, errores estándares robustos, ponderados por MCG)

IND. CAMEL_1	Dep. vista	Tramo 1	Tramo 2	Tramo 3	Tramo 4	Personas	AFP	Tasa UF	Tasa \$
Dep. vista (-1)	-0.367 *								
Tramo 1 (-1)		0.370 *							
Tramo 2 (-1)			0.166 *						
Tramo 3 (-1)				0.186 *					
Tramo 4 (-1)					0.201 *				
Personas (-1)						-0.163 *			
AFP (-1)							-0.151 *		
Tasa UF (-1)								0.346 *	
Tasa \$ (-1)									0.402 *
Ind. camel_1 (-2)	1.091	-0.172 ***	-0.148	-1.562 *	-1.674 *	-1.862 *	10.996 ***	-0.001	0.093 *
d[(ind.camel_1 (-2)) ²]	-0.221	-0.016	-0.046 *	0.313 *	0.246 *	0.294 *	-6.556 *	0.010 **	0.011 **
Tamaño(-2)	-0.954 **	-0.263 *	-0.008	-0.760 *	-0.743 *	-0.360	9.390 *	-0.038 *	0.041 **
Ind. camel_1 (-2) * tamaño (-2)	0.146	0.062 *	0.026 ***	0.120 **	0.127 *	0.059	-3.109 *	0.009 **	-0.006
Efecto global ⁽¹⁾	0.24	-0.04	-0.39 *	0.96 *	0.36 **	0.11	-35.00 *	0.15 *	0.22 *
R cuadrado ajustado	0.09	0.43	0.80	0.59	0.67	0.84	0.91	0.94	0.14
N° de bancos	24	24	24	24	24	24	14	24	24
N° de períodos	80	80	80	80	80	80	80	80	80
N° de observaciones	1849	1850	1856	1856	1856	1849	1088	1860	1860
IND. CAMEL_2	Dep. vista	Tramo 1	Tramo 2	Tramo 3	Tramo 4	Personas	AFP	Tasa UF	Tasa\$
Dep. vista (-1)	-0.367 *								
Tramo 1 (-1)		0.364 *							
Tramo 2 (-1)			0.163 *						
Tramo 3 (-1)				0.183 *					
Tramo 4 (-1)					0.197 *				
Personas (-1)						-0.163 *			
AFP (-1)							-0.178 *		
Tasa UF (-1)								0.345 *	
Tasa \$ (-1)									0.398 *
Ind. camel_2 (-2)	-0.083	-0.230 *	-0.281 *	-0.668 *	-0.673 *	-0.149	24.712 *	-0.001	0.059 *

CUADRO 8 (continuación)

Resultados (excluyendo concentraciones)

(Método: efectos fijos corregidos por sesgo, errores estándares robustos, ponderados por MCG)

IND. CAMEL_2	Dep. vista	Tramo 1	Tramo 2	Tramo 3	Tramo 4	Personas	AFP	Tasa UF	Tasa\$
d[(ind. camel_2 (-2)) ²]	-0.057	0.004	-0.018	0.069 **	0.066 *	-0.132 *	-9.661 *	0.007 *	0.003
Tamaño (-2)	-0.731 *	-0.137 *	0.122 *	-0.628 *	-0.522 *	-0.161 ***	5.409 *	-0.016	0.069 *
Ind. camel_2 (-2)*tamaño (-2)	0.056	0.036 *	0.006	0.069 *	0.057 *	0.008	-2.170 *	0.000	-0.014 *
Efecto global ⁽¹⁾	-0.15	-0.10	-0.44 *	0.01	-0.07	-0.79 *	-35.32 *	0.06 *	0.04
R cuadrado ajustado	0.09	0.43	0.79	0.62	0.68	0.84	1.00	0.94	0.15
No de bancos	24	24	24	24	24	24	14	24	24
No de períodos	80	80	80	80	80	80	80	80	80
No de observaciones	1849	1850	1856	1856	1856	1849	1088	1860	1860
IND. FITCH	Dep. vista	Tramo 1	Tramo 2	Tramo 3	Tramo 4	Personas	AFP	Tasa UF	Tasa\$
Dep. vista (-1)	-0.365 *								
Tramo 1 (-1)		0.369 *							
Tramo2 (-1)			0.145 *						
Tramo3 (-1)				0.183 *					
Tramo4 (-1)					0.197 *				
Personas (-1)						-0.161 *			
AFP (-1)							-0.149 *		
Tasa UF (-1)								0.349 *	
Tasa\$ (-1)									0.403 *
Ind. fitch (-2)	0.088	-0.057	0.056	-0.705 *	-0.674 *	0.477	4.260	-0.028 *	0.055 *
d[(ind.fitch (-2)) ²]	-0.902 *	-0.109 *	-0.055 **	0.109	0.080	0.485 *	-0.699	0.007	-0.014 **
Tamaño (-2)	-0.122	-0.021	0.202 *	-0.257 *	-0.201 *	-0.797 *	2.604 *	-0.024 **	0.029 *
Ind. fitch (-2)*tamaño (-2)	-0.241 ***	-0.017 ***	-0.172 *	-0.064 ***	-0.076 *	0.180 **	-0.514	0.005	-0.006
Efecto global ⁽¹⁾	-3.26 *	-0.89 *	-0.97 *	-0.63	-0.81 **	2.68 *	-0.45	0.03	-0.04
R cuadrado ajustado	0.09	0.43	0.80	0.64	0.67	0.84	0.79	0.91	0.14
Nº de bancos	24	24	24	24	24	24	14	24	24
Nº de períodos	80	80	80	80	80	80	80	80	80
Nº de observaciones	1849	1850	1856	1856	1856	1849	1088	1860	1860

(*) 1% nivel de significancia.

(**) 5% nivel de significancia.

(***) 10% nivel de significancia.

(1) El efecto global corresponde a la respuesta de largo plazo de la variable dependiente ante un cambio en el indicador de solidez.

Para efectos de evaluar esta derivada se ocupa el promedio muestral del indicador de solidez y el promedio muestral de la variable tamaño.

CUADRO 9

Resultados (incluyendo concentración)
(Método: efectos fijos corregidos por sesgo, errores estándares robustos, ponderados por MCG)

IND. CAMEL_1	Dep. vista	Tramo 1	Tramo 2	Tramo 3	Tramo 4	Personas	AFP	Tasa UF	Tasa \$
Dep. vista (-1)	-0.367 *								
Tramo 1 (-1)		0.370 *							
Tramo 2 (-1)			0.187 *						
Tramo 3 (-1)				0.185 *					
Tramo 4 (-1)					0.201 *				
Personas (-1)						-0.186 *			
AFP (-1)							-0.151 *		
Tasa UF (-1)								0.353 *	
Tasa \$ (-1)									0.404 *
Ind.camel_1 (-2)	1.084	-0.180 ***	-0.110	-1.339 *	-1.444 *	-1.008 *	8.372	0.038 *	0.089 *
d[(ind.camel_1 (-2))^2]	-0.219	-0.016	-0.043 *	0.284 *	0.204 *	0.250 *	-1.595 *	0.029 *	0.011 **
Tamaño (-2)	-0.936 **	-0.268 *	0.010	-0.655 *	-0.641 *	-0.953 *	5.993 *	-0.015	0.040 **
Ind. camel_1 (-2)*tamaño (-2)	0.141	0.063 *	0.001	0.090	0.097 **	0.129 ***	-2.090 *	0.002	-0.006
Concentración (-2)	0.091 ***	0.008	0.076 *	0.060 *	0.062 *	-0.192 *	0.167 **	0.006 *	0.004 ***
Efecto global ⁽¹⁾	0.23	-0.05	-0.45 *	0.87 *	0.19	0.84 *	-8.04 **	0.34 *	0.22 *
R cuadrado ajustado	0.09	0.44	0.86	0.69	0.77	0.86	0.77	0.94	0.14
N° de bancos	24	24	24	24	24	24	14	24	24
N° de períodos	80	80	80	80	80	80	80	80	80
N° de observaciones	1849	1850	1856	1856	1856	1849	1088	1860	1860
IND. CAMEL_2	Dep. vista	Tramo 1	Tramo 2	Tramo 3	Tramo 4	Personas	AFP	Tasa UF	Tasa\$
Dep. vista (-1)	-0.366 *								
Tramo 1 (-1)		0.3647 *							
Tramo 2 (-1)			0.184047 *						
Tramo 3 (-1)				0.1827 *					
Tramo 4 (-1)					0.1948 *				
Personas (-1)						-0.188 *			
AFP (-1)							-0.149 *		
Tasa UF (-1)								0.352 *	
Tasa \$ (-1)									0.400 *
Ind.camel_2 (-2)	-0.071	-0.230 *	-0.288 *	-0.575 *	-0.568 *	-0.465 **	10.549 *	0.015 *	0.059 *

CUADRO 9 (continuación)

Resultados (incluyendo concentración)
(Método: efectos fijos corregidos por sesgo, errores estándares robustos, ponderados por MCG)

IND. CAMEL_2	Dep. vista	Tramo 1	Tramo 2	Tramo 3	Tramo 4	Personas	AFP	Tasa UF	Tasa\$
d[(ind.camel_2 (-2)) ²]	-0.060	0.004	-0.023 **	0.068 **	0.065 *	0.018	-9.462 *	0.009 *	0.003
Tamaño (-2)	-0.734 *	-0.141 *	-0.041 ***	-0.567 *	-0.463 *	-0.539 *	2.237 **	-0.009	0.070 *
Ind.camel_2 (-2) * tamaño (-2)	0.057	0.037 *	0.020 *	0.055 *	0.043 *	0.040	-0.910 *	-0.001	-0.014 *
Concentración (-2)	0.114 **	0.009	0.074 *	0.036 *	0.039 *	-0.196 *	0.183 ***	0.006 *	0.006 **
Efecto global ⁽¹⁾	-0.16	-0.10	-0.43 *	0.06	-0.01	-0.17	-43.28 *	0.10 *	0.04
R cuadrado ajustado	0.09	0.44	0.80	0.71	0.76	0.86	0.99	0.94	0.15
No de bancos	24	24	24	24	24	24	14	24	24
No de períodos	80	80	80	80	80	80	80	80	80
No de observaciones	1849	1850	1856	1856	1856	1849	1088	1860	1860
IND. FITCH	Dep. vista	Tramo 1	Tramo 2	Tramo 3	Tramo 4	Personas	AFP	Tasa UF	Tasa\$
Dep. vista (-1)	-0.365 *								
Tramo 1 (-1)		0.370 *							
Tramo 2 (-1)			0.228 *						
Tramo 3 (-1)				0.182 *					
Tramo 4 (-1)					0.197 *				
Personas (-1)						-0.184 *			
AFP (-1)							-0.153 *		
Tasa UF (-1)								0.357 *	
Tasa \$ (-1)									0.404 *
Ind.fitch (-2)	0.083	-0.058	0.077	-0.982 *	-0.848 *	0.245	-1.815	0.062 *	0.065 *
d[(ind.fitch (-2)) ²]	-0.910 *	-0.109 *	-0.092 *	0.119	0.086	0.540 *	0.729	0.002	-0.015 **
Tamaño (-2)	-0.166	-0.020	0.063 *	-0.294 *	-0.220 *	-0.378 *	-0.821	-0.002	0.029 *
Ind.fitch (-2) * tamaño (-2)	-0.212	-0.017 ***	-0.100 *	-0.043 **	-0.064 **	-0.102	1.358	-0.007	-0.005
Concentración (-2)	0.049	-0.001	0.058	-0.040 **	-0.025 **	-0.203 *	0.685 *	0.007 *	0.008 *
Efecto global ⁽¹⁾	-3.20 *	-0.89 *	-0.87 *	-0.82 ***	-0.93 **	1.70 *	5.49 **	0.07	-0.02
R cuadrado ajustado	0.09	0.44	0.82	0.73	0.80	0.87	0.76	0.91	0.14
Nº de bancos	24	24	24	24	24	24	14	24	24
Nº de períodos	80	80	80	80	80	80	80	80	80
Nº de observaciones	1849	1850	1856	1856	1856	1849	1088	1860	1860

(*) 1% nivel de significancia.

(**) 5% nivel de significancia.

(***) 10% nivel de significancia.

(1) El efecto global corresponde a la respuesta de largo plazo de la variable dependiente ante un cambio en el indicador de solidez.

Para efectos de evaluar esta derivada se ocupa el promedio muestral del indicador de solidez y el promedio muestral de la variable tamaño.

ind.camel_2, favoreciendo la hipótesis alternativa. La interpretación, en este caso, sería que los depositantes no se preocupan mayormente de la solidez del banco en que mantienen sus depósitos vista al saber que existe un seguro explícito de cobertura total. No obstante, cuando el indicador de solidez corresponde a *ind.fitch*, no se puede rechazar *HD*. En este último caso, las disminuciones (aumentos) significativas en la solidez de los bancos se relacionan con tasas de crecimiento de los depósitos vista por debajo (sobre) de la del sistema.

Adicionalmente, para los depósitos vista, se rechaza *HTBTF* en todos los casos. La cobertura de los depósitos vista es independiente del tamaño de la institución. Por tanto, si existiese plena credibilidad en el SD, se debería esperar que el parámetro interactivo del tamaño banco con el indicador de solidez o solvencia no fuese significativo desde el punto de vista estadístico. Sin embargo, cuando el indicador de solidez corresponde a *ind.fitch*, el parámetro es significativo y de signo negativo. Esto último indica que a medida que aumenta el tamaño de un banco los deterioros (mejoras) de la clasificación de riesgo se traducen en mayores caídas (incrementos) de las tasas de crecimiento de los depósitos vista respecto del sistema. La actitud más cauta de los depositantes por utilizar la información proveniente de las clasificadoras de riesgo se puede interpretar como una cierta falta de credibilidad hacia la cobertura total de los depósitos vista en caso de cese de pagos, en particular cuando este afecta a un banco grande.

El efecto global también es negativo y estadísticamente significativo para el caso de *ind.fitch*, con una significancia económica bastante importante, pues por cada 100 puntos base de deterioro de la solidez o solvencia de un banco (es decir, de incremento en el indicador) los depósitos vista de ese banco experimentan una tasa de crecimiento 3.3% menor que la del sistema bancario. Todos los resultados respecto de los depósitos vista se mantienen inalterados cuando se incluye la concentración del sistema bancario como variable de control.

Los resultados de las regresiones cuando la variable dependiente corresponde a las desviaciones del crecimiento de los depósitos a plazo por tramo (en moneda nacional) respecto del promedio del sistema bancario, están contenidos en las columnas segunda a quinta del cuadro 8. Estos resultados son

comparables con los presentados por M&S 2001, cuya actualización con nuestra base de datos se presenta en el apéndice. Cuando el indicador de solidez corresponde a *ind.camel_1* ó *ind.camel_2*, no es posible rechazar *HD* para *tramo1* (hasta 120 UF) ni para *tramo2* (entre 120 y 1,500 UF). Incluso para este último tramo el efecto global es negativo y significativo, indicando que por cada 100 puntos base de deterioro de la solidez o solvencia de un banco (es decir, de incremento en el indicador) los depósitos entre 120 y 1,500 UF de ese banco experimentan una tasa de crecimiento menor que la del sistema bancario en el orden de 40 puntos base.

Por otro lado, la hipótesis de disciplina de mercado se rechaza para *tramo3* (depósitos superiores a 1,500 UF) y para *tramo4* (depósitos mayores que 120 UF), cuando el indicador de solidez corresponde a *ind.camel_1* ó *ind.camel_2*. El rechazo de la hipótesis de disciplina de mercado obedece a que las disminuciones (aumentos) significativas de la solidez de los bancos se relacionan con tasas de crecimiento de los depósitos a plazo por sobre (debajo) de la del sistema (efecto cuadrático). Este comportamiento descarta tanto *HF* como *HD*, a pesar de que el parámetro que captura en forma lineal los cambios en la solidez de un banco es significativo y con un signo coherente con la hipótesis de disciplina de mercado. En otras palabras, nuestras definiciones de *HF* y *HD* son relativamente estrictas, pues no permiten esta clase de ambigüedad. Cabe notar, además, que cuando el indicador de solidez corresponde a *ind.camel_1*, el efecto global es positivo y significativo.

Los resultados anteriores no dejan de ser sorprendentes, pues el primer tramo (hasta 120 UF) es el que tiene mayor cobertura del SD explícito, mientras que el segundo tramo (entre 120 y 1,500 UF) tiene también alguna cobertura marginal. Por lo tanto, si bien se detecta alguna evidencia a favor de la existencia de disciplina de mercado para el caso de los depósitos por tramo, esta se produce en aquellos tramos donde hay menores incentivos para este tipo de comportamiento. Esto puede interpretarse como que los pequeños depositantes asignan mayor credibilidad a la naturaleza parcial del SD, mientras que los depositantes más grandes asignarían una menor credibilidad a la cobertura relativamente modesta que otorga este seguro

explícito, comportándose como si existiese un seguro implícito relativamente significativo.⁵⁵

Respecto de *HTBTF*, no es posible rechazar esta hipótesis en ninguno de los tramos cuando el indicador de solidez corresponde a *ind.camel_1*, aunque se rechaza para *tramo2* cuando el indicador de solidez corresponde a *ind.camel_2*. Si bien los resultados específicos difieren un poco cuando se incluye la concentración del sistema bancario como variable de control (cuadro 9), las principales conclusiones que se pueden extraer de estos son cualitativamente similares.

Cuando el indicador de solidez corresponde a *ind.fitch*, no se puede rechazar *HD* para ninguno de los tramos, siendo el efecto global estadísticamente significativo en la gran mayoría de los casos (considerando tanto los resultados cuando se incluye como cuando no se incluye la concentración del sistema bancario como variable de control), y de una magnitud considerable, pues por cada 100 puntos base de deterioro de la solidez o solvencia de un banco (es decir, de incremento en el indicador) los depósitos a plazo de ese banco (para los distintos tramos) experimentan una tasa de crecimiento menor que la del sistema bancario en el orden de 80 a 100 puntos base. Por otro lado, *HTBTF* se rechaza para todos los tramos.

Con todo, los resultados que se obtienen para los depósitos a plazo por tramo pueden entenderse como evidencia favorable sobre las calificaciones de las agencias clasificadoras de riesgo y su contribución a disciplinar el mercado, sugiriendo que el aporte analítico de estas agencias no puede ser sustituido por otros indicadores de solidez bancaria (Camel) que se construyen mediante información públicamente disponible. Cabe destacar que este resultado es análogo al de algunos estudios recientes en EE.UU.

La interpretación de los resultados que se encuentran para la conducta de los depósitos a plazo se basa en

que el grupo de depositantes no asegurados debiese proveer disciplina de mercado. Sin embargo, en cada uno de los tramos se mezclan agentes cuya conducta ante una evaluación del tipo riesgo-retorno puede ser perfectamente heterogénea.

Esta interrogante motiva la aplicación de nuestro test de disciplina de mercado sobre las desviaciones del crecimiento real mensual de los depósitos a plazo desagregados según procedencia institucional respecto del promedio del sistema bancario. Concentramos nuestra atención particularmente en las personas naturales,⁵⁶ las únicas cubiertas por el SD explícito, y en las AFP, presumiblemente los agentes financieramente más sofisticados del sector privado y cuyo aporte debería ser relevante en la disciplina de mercado. Esto significa que de existir evidencia a favor de la hipótesis de disciplina de mercado uno debería esperar, a priori, que sean principalmente estos últimos agentes quienes la provean.

Los resultados depósitos de personas y AFP, que se muestran en la sexta y séptima columna de los cuadros 8 y 9, respectivamente, son más bien desfavorables a la hipótesis de disciplina de mercado. Así, si no se controla por concentración (cuadro 8), no es posible rechazar *HD* solo para los depósitos a plazo de personas cuando el indicador de solidez corresponde a *ind.camel_2*. Por otro lado, si se incluye la concentración del sistema bancario como variable de control (cuadro 9), no se puede rechazar *HD* para los depósitos a plazo de AFP cuando el indicador de solidez es *ind.camel_1* y para los depósitos a plazo de personas cuando el indicador de solidez corresponde a *ind.camel_2*. Respecto de *HTBTF*, no se puede rechazar dicha hipótesis para los depósitos a plazo de personas cuando el indicador de solidez corresponde a *ind.fitch* (si no se controla por concentración) e *ind.camel_1* (si se controla por concentración), respectivamente.

Cabe notar, sin embargo, que la evaluación para el caso de los depósitos a plazo de las AFP tiene una interpretación alternativa más positiva si se considera el efecto global, pues este, además de ser negativo y estadísticamente significativo cuando el indicador de solidez corresponde a *ind.camel_1* e *ind.camel_2*, muestra una significancia económica sustancial. Así, el deterioro de la solidez o solvencia de un banco (es decir, de incremento en el indicador) se traduce en una tasa de crecimiento de los depósitos de las AFP

⁵⁵ Cabe recalcar que en la historia reciente de Chile, hace más de 20 años que no existen precedentes respecto del comportamiento del Fisco ante el peligro de una caída en un banco. Por lo anterior, nuestra interpretación solo debe considerarse como una forma de racionalizar un resultado de por sí sorprendente y no como una hipótesis respecto de cómo podría actuar el Fisco ante una situación de tal naturaleza.

⁵⁶ Esta desagregación también incluye a las instituciones sin fines de lucro.

en ese banco sustantivamente menor que la del sistema bancario.⁵⁷ La diferencia de interpretación obedece a que los parámetros del efecto cuadrático e interactivo son ambos negativos y significativos. Esto último también esconde un aspecto positivo, pues significa que las AFP no se comportan de forma coherente con la hipótesis de “*too big to fail*”.

En síntesis, los resultados anteriores no son del todo concluyentes respecto de la expectativa *a priori* de que las AFP deberían contribuir a ejercer disciplina de mercado. Por otro lado, los resultados anteriores no contribuyen a reforzar la conclusión preliminar sobre las agencias clasificadoras y su contribución a transparentar la información y a fomentar la disciplina de mercado. Por el contrario, los resultados respecto de las AFP podrían interpretarse como que dichas instituciones se basan más bien en sus propias evaluaciones respecto de la solidez de los bancos, toda vez que el efecto global es negativo solo para el caso de *ind.camel_1* e *ind.camel_2*. Finalmente, los resultados anteriores nos enseñan que para una evaluación más acuciosa de las hipótesis de disciplina de mercado y de “*too big to fail*”, se requiere de un cruce entre la información de los depósitos a plazo por tramos con la información de los depósitos a plazo por sector institucional.

A pesar de los resultados empíricos algo ambiguos y siguiendo a Park y Peristiani (1998),⁵⁸ la hipótesis de disciplina de mercado no puede descartarse hasta no comprobar empíricamente dicha hipótesis para el caso de las tasas de interés. Con este propósito, utilizamos las tasas de interés efectivas promedio pagadas por cada banco. La inmensa mayoría de los estudios empíricos sobre este tema, al menos según nuestro conocimiento, ocupan tasas de interés implícitas calculadas mediante datos del balance y el estado de resultados. Estos últimos agregan gastos pagados por intereses para depósitos con distintos plazos y denominaciones o unidades de cuenta. Esto provoca problemas no menores en el análisis.⁵⁹ En este sentido nuestra evidencia de disciplina de mercado por el lado de las tasas de interés puede considerarse como más depurada.

Por corresponder a los segmentos de mercado más profundos, nos concentramos en las tasas de interés de los depósitos en moneda nacional no reajustables de 30 a 89 días (*pesos*) y de los depósitos en moneda nacional reajustables de 90 días a 1 año (UF).⁶⁰ Los

resultados de los test de disciplina de mercado sobre ambos tipos de tasas de interés se muestran en las últimas dos columnas de los cuadros 8 y 9, respectivamente.

Contrariamente a los resultados de las pruebas empíricas realizadas para el crecimiento de los depósitos a plazo por tramo, la evidencia a favor de la hipótesis de disciplina de mercado recabada cuando la variable dependiente corresponde a las tasas de interés parece ser más robusta para *ind.camel_1* e *ind.camel_2* que para *ind.fitch*. Así, cuando no se incluye la concentración del sistema bancario como variable de control, no se puede rechazar *HD* con *ind.camel_1* e *ind.camel_2* para la tasa en UF. Algo similar ocurre para la tasa nominal, aunque en este último caso no se puede rechazar *HF* con *ind.camel_1*. Cuando se incluye la concentración del sistema bancario como variable de control, no se puede rechazar *HF* para el caso de las tasas de interés en UF con *ind.camel_1* e *ind.camel_2*. Para la tasa nominal no se puede rechazar *HF* con *ind.camel_1* y no se puede rechazar *HD* con *ind.camel_2*. Vale decir, es posible interpretar que un mayor riesgo se traduce siempre en mayores tasas de captación, siendo la evidencia particularmente fuerte en algunos casos, pues dicho comportamiento ocurre tanto para deterioros significativos (efecto cuadrático) como para deterioros de menor magnitud (efecto lineal). Al medir la solidez bancaria a través de *ind.fitch*, en cambio, no se puede rechazar *HD* solo para la tasa de interés en UF cuando se controla por concentración.

Respecto de *HTBTF*, no se puede rechazar esta hipótesis solo para el caso de las tasas de interés nominales cuando la solidez bancaria se mide a

⁵⁷ Cabe hacer notar que si bien la magnitud puede resultar sorprendentemente elevada a primera vista, esto se debe a que los fondos que manejan las AFP son muy elevados. Por lo anterior, basta que algunas AFP decidan no renovar sus depósitos en un banco a beneficio de otro banco que brinde mayores garantías de solidez, para que la tasa de crecimiento de los depósitos en el primer banco se reduzca drásticamente.

⁵⁸ Véase nota al pie N° 12.

⁵⁹ Véase por ejemplo, Brock y Franken (2003).

⁶⁰ Nuestro estudio no incluye una evaluación de la hipótesis de disciplina de mercado para las tasas de interés interbancarias. Evidencias al respecto proveen Ahumada y Budnevich (1999), quienes muestran que las variables bancarias fundamentales son significativas para algunas variables individuales, pero no en su conjunto. Además, el signo de los parámetros es difícil de interpretar. En consecuencia, dicha evidencia no favorece la hipótesis de disciplina de mercado para el segmento interbancario en el caso de las tasas de interés.

través de *ind.camel_2*. Adicionalmente, el efecto global es siempre estadísticamente significativo para *ind.camel_1* y también lo es cuando la variable dependiente corresponde a la tasa en UF para el caso de que el indicador de solidez es *ind.camel_2*. En términos de la significancia económica, esta varía entre 6 y 34 puntos base de aumento de la tasa por cada 100 puntos base de aumento en el indicador de solidez (es decir, de deterioro en la solidez del banco).

Con todo, estos resultados debilitan aun más la conclusión preliminar de que las agencias clasificadoras de riesgo contribuyen significativamente a disciplinar el mercado, y que su aporte analítico no puede ser sustituido por otros indicadores de solidez bancaria que se construyen a partir de información pública.

Finalmente, si bien la concentración del sistema bancario tiene como propósito fundamental servir de variable de control y proveer un test de robustez de los resultados ante la inclusión o exclusión de dicha variable, cabe mencionar que el parámetro resulta ser positivo y estadísticamente significativo con cualquiera de los indicadores de solidez (*ind.camel_1*, *ind.camel_2* e *ind.fitch*) cuando la variable dependiente corresponde a la tasa de interés, ya sea nominal o en UF. Esto último se puede interpretar como evidencia en contra de un comportamiento oligopólico y a favor de una conducta pro-competencia. Como el estudio utiliza las tasas de interés de captación, el comportamiento oligopólico debería tomar la forma de un monopsonio que empuja las tasas hacia abajo (o el precio de los bonos hacia arriba). En cuanto al crecimiento de los depósitos a plazo, los resultados son mixtos, aunque hay cierta tendencia a que el crecimiento aumente mientras mayor sea el nivel de concentración en la industria, excepto en el caso de los depósitos a plazo de las personas naturales. Para estas últimas, mayor concentración es sinónimo de menor tasa de crecimiento.

VII. REFLEXIONES FINALES Y LÍNEAS DE INVESTIGACIÓN FUTURA

Nuestro estudio contribuye a la literatura empírica sobre disciplina de mercado con un análisis más exhaustivo de dicha hipótesis y de la hipótesis relacionada de “*too big to fail*”. Al mismo tiempo, sin que este sea el objetivo central, nuestro estudio provee una evaluación preliminar del rol que juegan

las agencias clasificadoras de riesgo en cuanto a proveer información valiosa al mercado para efectos de mejorar las decisiones sobre riesgo y retorno.

Por un lado, utilizamos variables que no han sido previamente exploradas por la literatura. En particular, estas se refieren al crecimiento de los depósitos a plazo por tipo de agente o sector institucional y al uso de tasas de interés efectivas de captación por banco. En términos metodológicos, nuestro estudio también refuerza ciertas debilidades que se detectan en la literatura previa. Una de ellas se relaciona con el diseño de nuestro test, inspirado en Berger et al. (1998), que nos permite definir hipótesis nulas precisas sobre disciplina de mercado y “*too big to fail*”. En particular, definimos una hipótesis fuerte y otra hipótesis débil de disciplina de mercado, las que se contrastan contra la hipótesis alternativa de que los depositantes actúan bajo la percepción de un seguro implícito. La otra debilidad encontrada en estudios previos consiste en la corrección por problemas de auto-correlación en los errores dentro de un contexto de datos de panel.

Si bien nuestros resultados empíricos, en líneas generales, no se contradicen con la evidencia recabada por el estudio de Martínez-Peria y Schmukler (2001) para Chile, en el sentido de que se encuentra al menos cierta evidencia a favor de la hipótesis de disciplina de mercado, una visión más detallada muestra algunas diferencias sustanciales con las conclusiones del mismo. Por una parte, cuando la disciplina de mercado se evalúa utilizando el crecimiento de los depósitos a plazo divididos por tramo, existe cierta evidencia favorable a dicha hipótesis, pero concentrada en los tramos de depósitos en los que el seguro de depósitos provee una mayor cobertura. Si estos resultados se complementan con los del crecimiento de los depósitos por agente institucional, la evidencia sobre disciplina de mercado es más bien débil y no muy robusta. En esta línea, un hallazgo que llama particularmente la atención es que los resultados no son concluyentes respecto de que las AFP contribuyan a disciplinar el mercado, no obstante su innegable nivel de sofisticación financiera. Por otro lado, la evidencia de disciplina de mercado recabada en este estudio tiende a ser bastante más fuerte y robusta cuando esta se mide por el lado de las tasas de interés.

La debilidad de la evidencia de disciplina de mercado cuando esta se verifica mediante el crecimiento de los depósitos, es coherente con la de estudios recientes para Estados Unidos, como por ejemplo Gilbert y Vaughan (2000). Sin embargo, a diferencia de este último estudio, nuestra evidencia —que es relativamente favorable por el lado de las tasas de interés— permite la lectura alternativa de que la disciplina de mercado se captura básicamente por el lado de los precios y no de las cantidades. Esta lectura es coherente con el resultado demostrado por Park y Peristiani (1998).

Los resultados respecto de la hipótesis de “*too big to fail*” son más bien mixtos, lo que hace difícil obtener una conclusión más general. Destaca, sin embargo, la evidencia que apunta hacia un comportamiento de las AFP que no es coherente con dicha hipótesis, pues el crecimiento de los depósitos de estas instituciones tiende a disminuir, respecto del sistema bancario como un todo, en los bancos de mayor tamaño ante deterioros en la solidez o solvencia de estos últimos. Otro resultado interesante es que los mayores grados de concentración en el mercado de los depósitos a plazo no se asocian a menores tasas de interés de captación, como podría esperarse de un comportamiento de tipo oligopólico. Por el contrario, esto parece reflejar una conducta que favorece la competencia. Sin embargo, creemos necesario un estudio más profundo al respecto, toda vez que el crecimiento de los depósitos a plazo de las personas muestra evidencia significativa y robusta de que se reducen ante mayores niveles de concentración.

Nuestra evaluación empírica respecto del rol de las agencias clasificadoras de riesgo en diseminar información relevante que promueva la disciplina de mercado no es del todo concluyente. Por un lado, se encuentra cierta evidencia favorable a la hipótesis de que el aporte analítico de estas entidades no puede ser sustituido por indicadores más directos de solidez bancaria que pueden construirse a partir de información públicamente disponible. Por otro lado, también se encuentra evidencia que tiende a debilitar la hipótesis anterior. En consecuencia, no está claro que el procesamiento y sintetización de la información disponible por parte de estas agencias clasificadoras agreguen valor al mercado, pero consideramos que

la evidencia provista por este estudio es más bien preliminar, requiriéndose de un análisis más exhaustivo al respecto. Este último podría basarse en el tipo de análisis que conducen Berger et al. para Estados Unidos.

Finalmente, en términos de posibles líneas de investigación futura, puede ser particularmente interesante para el caso chileno explorar la dimensión de madurez de los depósitos a plazo y sus respectivas tasas de interés. Hay varios estudios que encuentran que la madurez es clave. En el caso chileno puede ser potencialmente más relevante, ya que cuando el plazo residual de los depósitos es menor que diez días, estos gozan de una garantía estatal de 100%. En términos metodológicos, nos parece atractiva la propuesta de Gorton y Santomero (1990), quienes mediante la aplicación de la teoría de opciones a los *spreads* bancarios, obtienen medidas de probabilidad de cesación de pagos para verificar la hipótesis de disciplina de mercado. Esta línea de investigación puede ser particularmente fructífera en el caso chileno, dada la disponibilidad de datos de tasas de interés efectivas de captación a nivel de cada banco.

REFERENCIAS

- Ahumada, L. y C. Budnevich (1999). “Evaluación de la Fragilidad del Sistema Bancario Chileno en un Ambiente de Estabilidad: Una Revisión del Caso Chileno.” *Economía Chilena* 2(2): 21-38.
- Allen, F. y D. Gale (1998). “Optimal Banking Crises.” *Journal of Finance* 53(4): 1245-84.
- Alonso-Borrego, C. y M. Arellano (1999). “Symmetrically Normalized Instrumental-Variable Estimation Using Panel Data.” *Journal of Business and Economic Statistics* 17(1): 36-49.
- Arellano, M. y S. Bond (1991). “Some Tests of Specification for Panel Data: Monte Carlo Evidence and an Application to Employment Equations.” *Review of Economic Studies* 58: 277-97.
- Avery, R., T. Belton y M. Goldberg (1988). “Market Discipline in Regulating Bank Risk: New Evidence from the Capital Markets.” *Journal of Money, Credit, and Banking* 20: 597-610.
- Barajas, A. y R. Steiner (2000). “Depositor Behavior and Market Discipline in Colombia.” Documento de Trabajo. Fondo Monetario Internacional.

- Berger, A., S. Davies y M. Flannery (1998). "Comparing Market and Supervisory Assessments of Bank Performance: Who Knows What When?" Mimeo. Banco de la Reserva Federal de EE.UU.
- Brock, P. y H. Franken (2003). "Bank Interest Margins Meet Interest Rate Spreads: How Good is Balance Sheet for Analyzing the Cost of Financial Intermediation?" Mimeo. Banco Central de Chile.
- Bryant, J. (1980). "A Model of Reserves, Bank Runs, and Deposit Insurance." *Journal of Banking and Finance* 4: 335-44.
- Bryant, J. (1981). "Bank Collapse and Depression." *Journal of Money, Credit, and Banking* 13(4): 454-64.
- Calomiris, C. y B. Wilson (1998). "Bank Capital and Portfolio Management: The 1930's 'Capital Crunch' and Scramble to Shed Risk." NBER Working Paper N°6649.
- Chari, V. y R. Jagannatan (1988). "Banking Panics, Information, and Rational Expectations Equilibrium." *Journal of Finance* 43(3): 749-61.
- Choi, I. (2001a). "Unit Root Tests for Cross-Sectionally Correlated Panels." Mimeo. Universidad de Kookmin, Seúl, Corea.
- Choi, I. (2001b). "Unit Root Tests for Panel Data." *Journal of International Money and Finance* 20: 249-72.
- Cook, D. y L. Spellman (1994). "Repudiation Risk and Restitution Costs: Toward Understanding Premiums on Insured Deposits." *Journal of Money, Credit, and Banking* 26: 439-59.
- Diamond, D.W. y P. Dybvig (1983). "Bank Runs, Deposit Insurance and Liquidity." *Journal of Political Economy* 91: 401-19.
- Ellis, D. y M. Flannery (1992). "Does the Debt Market Assess Large Bank's Risk?" *Journal of Monetary Economics* 30: 481-502.
- Flannery, M. y S. Sorescu (1996). "Evidence of Bank Market Discipline in Subordinated Debenture Yields: 1983-1991." *Journal of Finance* 51: 1347-77.
- Freixas, X. y J. Rochet. 1997. *Microeconomics of Banking*. Cambridge, MA, EE.UU. MIT Press.
- Gilbert, R. y D. Vaughan (2000). "Do Depositors Care About Enforcement Actions?" *Working Paper Series* Banco de la Reserva Federal de San Luis, EE.UU.
- Gorton, G. y A. Santomero (1990). "Market Discipline and Bank Subordinated Debt." *Journal of Money, Credit, and Banking* 22: 119-28.
- Greene, W., 1993. *Econometric Analysis*. Prentice Hall Inc. (op. cit. 424).
- Hahn, J., J. Hausman y G. Kuersteiner (2002). "Biased-Corrected Instrumental Variables Estimation for Dynamic Panel Models with Fixed Effects." Mimeo. MIT, EE.UU.
- Hahn, J. y G. Kuersteiner, (2002). "Asymptotically Unbiased Inference for a Dynamic Panel Model with Fixed Effects." *Econometrica* 70(4): 1639-57.
- Held, G. y R. Szalachman (1989). "Regulación y Supervisión de la Banca en la Experiencia de la Liberalización en Chile (1974-1988)." *Serie Financiamiento del Desarrollo*, Cepal, noviembre.
- Holtz-Eakin, D., W. Newey y H. Rosen (1988). "Estimating Vector Autoregressions with Panel Data." *Econometrica* 56(6): 1371-95.
- Martínez-Peria, M. y S. Schmukler (2001), "Do Depositors Punish Banks for Bad Behavior? Market Discipline, Deposit Insurance, and Banking Crises?" *Journal of Finance* 56(3): 1029-51.
- Park, S. y S. Peristiani (1998). "Market Discipline by Thrift Depositors." *Journal of Money, Credit and Banking* 30(3): 347-64.
- Ramírez, G. y F. Rosende (1989). "Análisis de la Legislación Bancaria Chilena." *Serie de Estudios Económicos* N°35. Banco Central de Chile.
- Valdés, S. y A. Lomakin (1988). "Percepción sobre la Garantía Estatal a los Depósitos Durante 1987 en Chile." *Cuadernos de Economía* 75: 229-45.

APÉNDICE

CONSTRUCCIÓN DEL ÍNDICE (NUMÉRICO) IND.FITCH A PARTIR DE LA CLASIFICACIÓN ALFANUMÉRICA DE LA DEUDA DE CORTO Y LARGO PLAZO DE LOS BANCOS POR PARTE DE FITCH-CHILE

Fitch-Chile utiliza diferentes nomenclaturas, dependiendo del tipo de instrumento de que se trate. En particular, nosotros nos concentramos en los títulos de renta fija (deuda a corto y largo plazo) que incluyen: depósitos a corto y largo plazo, efectos de comercio, bonos, bonos subordinados, letras hipotecarias y obligaciones de compañías de seguro. El cuadro A.1 resume las notas asignadas a cada categoría:

CUADRO A1			
Deuda de Corto Plazo		Deuda de Largo Plazo	
Categoría	Nota	Categoría	Nota
N1	1.0	AAA	1.0
N2	2.0	AA+	1.5
N3	3.0	AA	2.0
N4	4.0	AA-	2.5
N5	5.0	A+	3.0
		A	3.5
		A-	4.0
		BBB+	4.5
		BBB	5.0
		BBB-	5.5
		BB+	6.0
		BB	6.5
		BB-	7.0
		B+	7.5
		B	8.0
		B-	8.5
		C	9.0
		D	10.0
		E	11.0

EL ESTUDIO DE MARTÍNEZ-PERÍA Y SCHMUKLER (M&S 2001)

La forma reducida de los tests de M&S 2001 para verificar empíricamente la hipótesis de disciplina de mercado es la siguiente:

$$y_{it} = \alpha_i + \beta_t + \gamma CAMEL_{i,t-2} + v_{it} \quad (2)$$

donde

y_{it} corresponde, a nivel de cada banco, a la variación real mensual de los depósitos a plazo (desagregados

por monto) o a la tasa de interés implícita pagada sobre los depósitos.

α_i = Efectos Fijos

β_t = Efectos Período

$CAMEL_{i,t-2}$ = [Conjunto de variables Camel]_{i,t-2}

v_{it} = Error estocástico (ruido blanco).

El vector de variables se incluye con dos rezagos para contabilizar el hecho de que dicha información no está disponible en forma inmediata.¹ La inclusión de efectos período, vale decir, variables dicotómicas que toman un valor igual a 1 en un período (mes o trimestre según sea la frecuencia) y cero en el resto, se justifica para controlar por *shocks* macroeconómicos o sectoriales. Esta forma de controlar por este tipo de *shocks* es preferible a la alternativa de incluir explícitamente en las regresiones variables de control macroeconómicas y sectoriales que eventualmente podrían tener cierta influencia en la evolución de la variable dependiente. A diferencia de esta última estrategia, la inclusión de efectos período permite concentrarse en el tema principal del estudio, en este caso verificar la hipótesis de disciplina de mercado.²

La principal forma de verificar la hipótesis de disciplina de mercado que plantean M&S 2001 es ver la significancia estadística conjunta del vector de parámetros γ . Si se rechaza la hipótesis nula de que los parámetros relacionados con las variables Camel son conjuntamente iguales a cero, entonces se examina la significancia individual y los signos de los parámetros.

M&S 2001 ocupan los depósitos por tramo³ en moneda nacional y una medida de tasa de interés

¹ Dada la frecuencia trimestral del estudio de M&S 2001, al menos para el período muestral más reciente que ellos estudian, las variables Camel se rezagan solo un período. La inclusión de dos rezagos en términos de la frecuencia mensual captura los dos meses que demora la publicación de los balances y estados de resultados de los bancos que componen el sistema financiero chileno.

² Otros estudios, cuyo foco también es verificar una hipótesis particular ocupando como variables dependientes series que están sujetas a diversos tipos de shocks, suelen ocupar efectos períodos. Por ejemplo, el estudio de Berger, Davies y Flannery (1998), cuyo objetivo es comparar las evaluaciones sobre bancos que realiza el mercado con la evaluación de los supervisores bancarios en EE.UU., controla por cambios no especificados en el sistema bancario y en el marco regulatorio mediante la inclusión de este tipo de dummies.

³ Véase sección IV.

CUADRO A2

Resultados Actualizados M&S 2001
(Método: efectos fijos, errores estándares robustos, ponderado por MCG)

	Tramo 1	Tramo 2	Tramo 3	Tramo 4	Tinimpdep
$C1_{t-2}$	-0.0078	-0.0931 *	-0.0625	-0.0420	-0.0275 **
$A1_{t-2}$	-0.1824 *	-0.0968 *	-0.2381 **	-0.2231 *	-0.3059 *
$M1_{t-2}$	-0.0284	0.3539 *	0.4796 *	0.4447 *	0.1778 *
$E1_{t-2}$	0.1334 *	-0.0740 *	0.1672 *	0.1702 *	-0.2166 *
$L1_{t-2}$	-0.0193 **	0.0383 *	-0.0378	-0.0269	0.0077 *
$L2_{t-2}$	0.0028	-0.0187 *	-0.0773 *	-0.0620 *	0.0035
R-cuadrado ajustado	0.5675	0.9835	0.1660	0.1958	0.9374
Test-F Camel	32.24 *	1080.46 *	205.14 *	266.81 *	24.99 *
Durbin-Watson	1.38	1.65	1.73	1.70	1.15
Número de bancos	25	25	25	25	25
Número de períodos	81	81	81	81	81
Número de observaciones	1939	1943	1943	1943	1945
* 1% nivel de significancia					
** 5% nivel de significancia					
*** 10% nivel de significancia					

implícita sobre los depósitos (*tinimpdep*). Esta se construye mediante datos del balance y del estado de resultados, dividiendo el gasto total en intereses por el total de los depósitos a plazo. El vector de variables Camel que ellos ocupan corresponde (aproximadamente) a {C1, A1, M1, E1, L1, L2} de acuerdo con la nomenclatura que se define en el cuadro 3.

El cuadro A.2 muestra una actualización de los resultados de M&S 2001 utilizando nuestra base de datos de frecuencia mensual que cubre el período 1994:7-2001:4.

Al igual que en los resultados originales de M&S 2001, en todas y cada una de las regresiones se rechaza la hipótesis nula de que las variables Camel son en su conjunto iguales a cero. Además, en términos individuales, al menos la mitad de las variables Camel incluidas son estadísticamente significativas. Vale decir, de ser esta una forma correcta para verificar la hipótesis de disciplina de mercado, la actualización de los resultados y su cambio de frecuencia desde trimestral a mensual no alteran la conclusión de M&S 2001 que es favorable a dicha hipótesis.

A primera vista, esto parece demostrar que dicha evidencia es robusta. Sin embargo, al examinar

individualmente el signo de cada una de las variables se abren ciertas interrogantes. En algunos casos, el signo resulta contra intuitivo. Por ejemplo, se observa una relación positiva entre el crecimiento de los depósitos y la razón de gastos de apoyo operacional sobre activos productivos (*MI*). Un crecimiento de esta última variable debería debilitar la evaluación de un banco de acuerdo con la metodología Camel, al relacionarse con un menor nivel de eficiencia. Este resultado, además, es contradictorio con la influencia positiva de la variable eficiencia que se obtiene en la regresión que trata de explicar la tasa de interés implícita, que muestra precisamente el hecho de que una evaluación negativa producto de un menor nivel de eficiencia se traduce en una mayor tasa de interés. Este tipo de contradicciones se repite para otras variables como por ejemplo para A1, es decir, cartera vencida sobre colocaciones totales.

La falta de coherencia en los resultados empíricos con la hipótesis de disciplina de mercado que muestra el signo de algunas variables Camel que son individualmente significativas es quizás lo que más incomoda respecto de este tipo de test. Esta prueba empírica deja una sensación de ambigüedad en la respuesta respecto de si se acepta o no la hipótesis que se está intentando verificar.

Por otra parte, es preciso mencionar que este test no es el más apropiado para medir el grado de disciplina de mercado entre depósitos no asegurados versus depósitos asegurados. M&S 2001 hacen un intento de medir esto a través de la proporción de la varianza que explican las variables Camel. Pero esto, además de enfrentarse con la dificultad de discriminar si el signo de estas variables es o no coherente con la hipótesis de disciplina de mercado, se topa con la dificultad adicional de que el R-cuadrado difiere entre las distintas regresiones, siendo incluso sustantivamente mayor para los depósitos asegurados (*tramo1*) que para aquellos cuya cobertura es marginal en el mejor de los casos (*tramo4*).

En términos econométricos, este test también presenta algunos problemas. El cuadro A.2 muestra que el estadístico de Durbin-Watson fluctúa entre 1.15 y 1.73. Con el número de observaciones y parámetros de nuestro estudio, la hipótesis nula de autocorrelación positiva de los errores se rechaza para valores mayores que 1.95. Entre 1.5 y 1.95 no

es posible concluir ni a favor ni en contra de dicha hipótesis. Finalmente, para valores menores que 1.5 no es posible rechazar la hipótesis nula. Como podemos ver, en dos de las cinco regresiones hay fuerte evidencia de autocorrelación positiva de primer orden y en el resto de los casos queda el beneficio de la duda.⁴ Tal como argumenta Greene (1993), una actitud conservadora nos llevaría a concluir que es indispensable controlar por autocorrelación en cada uno de estos casos, pues “no controlar por autocorrelación cuando está presente es casi con certeza peor que controlar por ella cuando no lo está”. Con todo, el ejercicio de replicar el test planteado por M&S 2001, nos permite tener en cuenta las dificultades que existen para verificar empíricamente la hipótesis de disciplina de mercado, un lección muy importante en el diseño de nuestra propia estrategia.

⁴ En este sentido, el error estocástico de la ecuación (2) no constituye un ruido blanco.

CORRELACIONES ENTRE IND._FITCH E IND.CAMEL_1, IND.CAMEL_2 Y CADA UNA DE LAS CATEGORÍAS CAMEL POR SEPARADO, RESPECTIVAMENTE

CUADRO A3*							
	Ind.camel_1	Ind.camel_2**	C	A	M	E	L
Chile	0.19	0.37	0.00	-0.19	0.26	0.36	0.00
Internacional	0.00	0.66	0.59	-0.58	0.00	0.55	-0.71
Dresdner	-0.36	0.68	-0.65	0.00	0.34	0.45	0.00
Estado	0.28	0.61	0.00	0.00	-0.35	0.58	0.34
Sudamericano	-0.35	0.58	-0.62	0.57	-0.57	0.23	0.00
BCI	0.00	0.31	-0.27	0.26	-0.56	0.21	0.26
Corpbanca	0.33	0.41	0.00	0.40	0.21	0.19	0.00
BICE	0.00	0.76	-0.78	0.63	-0.53	0.57	0.37
Edwards	0.00	0.34	-0.48	0.34	-0.40	0.19	0.20
Republic	0.00	0.33	0.00	-0.26	0.00	0.33	0.00
Citibank	-0.24	0.33	0.30	-0.43	-0.33	0.00	0.21
Santiago	-0.19	0.19	-0.25	0.19	-0.40	0.00	0.00
Santander	-0.30	0.50	-0.38	0.00	-0.41	0.00	0.50
Exterior	0.60	0.64	0.00	0.42	0.00	0.71	0.23
BankBoston	-0.30	0.51	-0.58	-0.45	-0.39	0.51	0.00
Sudameris	0.00	0.51	0.00	0.06	0.00	0.53	-0.31
Tokyo	0.41	0.53	0.00	0.00	0.53	-0.41	0.00
ABN	0.58	0.70	0.41	0.00	0.39	0.80	0.28
Security	0.00	0.61	-0.71	0.59	0.00	-0.19	0.44
BHIF	0.32	0.62	0.60	-0.43	0.47	-0.41	-0.34
Desarrollo	-0.25	0.43	-0.27	0.33	-0.38	0.26	-0.39
Fin. Atlas	0.00	0.25	0.00	0.00	0.00	0.25	0.00
Fin. Condell	0.26	0.64	-0.36	0.60	0.00	0.52	0.00
Fin. Conosur	-0.27	0.35	0.00	0.22	0.00	0.00	0.23
# <0	8	0	11	6	10	3	4
# =0	8	0	9	6	8	4	10
# >0	8	24	4	12	6	17	10
{# >0 / #<0}	1.00		0.36	2.00	0.60	5.67	2.50
{# >0 / (# <0 + # =0)}	0.50		0.20	1.00	0.33	2.43	0.71

(*) Las correlaciones estadísticamente no significativas se incluyen en la tabla como iguales a cero.
(**) Las ponderaciones de ind.camel_2 se obtienen de las correlaciones positivas de cada una de las categorías Camel a nivel de cada banco.

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.

RELACIÓN ENTRE EL TIPO DE CAMBIO Y EL *SPREAD* SOBERANO: ¿ES CHILE DIFERENTE?

Alberto Naudon D.*
Ivonne Vera R.*
Rodrigo Valdés P.**

I. MOTIVACIÓN

Contrariamente a lo que sucede en economías como las de Brasil y México, la correlación entre tipo de cambio y *spread* soberano en Chile ha sido baja (ver gráfico 1). En principio, existen distintas hipótesis para explicar esta aparentemente reducida correlación. Por un lado, podría ser un síntoma de que el mercado no es capaz de “arbitrar” excesos de movimiento en el tipo de cambio. Por otro, es posible que la dinámica entre tipo de cambio y *spreads* sea consecuencia de una estructura económica de Chile diferente a la de los países mencionados. La importancia de dilucidar si lo que sucede en Chile se aleja de los “parámetros normales” reside en que se ha argumentado que la baja correlación podría hacer deseable que un agente estatal participara más activamente en el mercado cambiario.

Esta nota evalúa si Chile es efectivamente diferente del resto de los países en su correlación entre tipo de cambio y *spreads*, paso inicial para evaluar causas y consecuencias de una eventual “anormalidad”. La nota presenta también un marco analítico simple que permite entender por qué las correlaciones mencionadas pueden variar sustancialmente entre países.

II. MARCO ANALÍTICO

Como forma de darle interpretación a la relación entre los *spreads* y el tipo de cambio, se propone un marco simple de análisis basado en tres relaciones

“estructurales”.¹ La primera ecuación corresponde a la paridad descubierta de tasas de interés que, como es usual, representa la determinación del tipo de cambio en una economía abierta con libre movilidad de capital:

$$s_t = s_{t+k}^e + \rho_t - (i_t - i_t^*) \quad (1)$$

donde s es el tipo de cambio *spot*, s_{t+k}^e es el tipo de cambio esperado para k períodos más, ρ es el riesgo país e i (i^*) es la tasa de interés interna (externa) de plazo k períodos.

Aunque esta relación se cumple para conceptos, tanto nominales como reales, de tasas de interés y tipo de cambio, en lo que sigue hacemos abstracción de factores nominales. Debido a que nuestro análisis empírico se basa en datos de alta frecuencia (diarios) utilizamos el tipo de cambio nominal en las estimaciones. A esa frecuencia, los movimientos del tipo de cambio real están fuertemente correlacionados con el tipo de cambio nominal.

La segunda relación describe la evolución del tipo de cambio esperado, el que se supone depende del valor del tipo de cambio de equilibrio de largo plazo, \bar{s} , del riesgo país, y de un *shock* aleatorio.

* Gerencia de Análisis y Operaciones Internacionales.

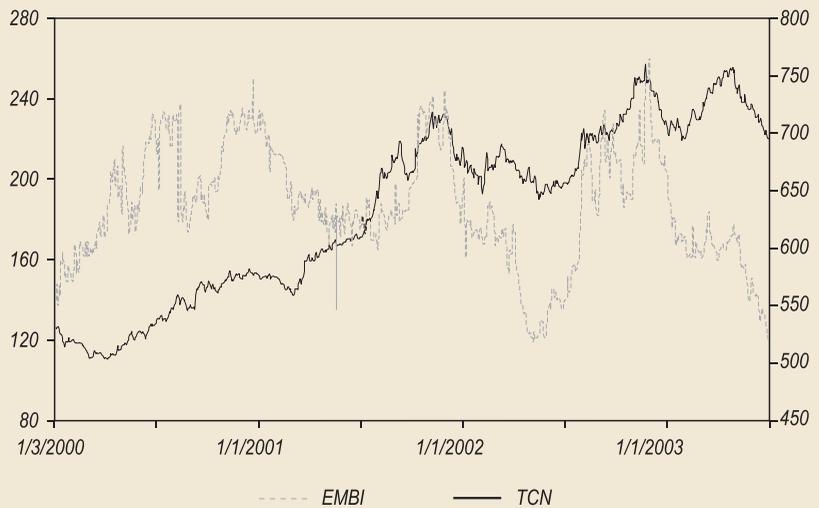
* Gerencia de Análisis y Operaciones Internacionales.

** Gerencia de División Estudios.

Agradecemos los valiosos comentarios de Pablo García y Esteban Jadresic. Los errores que persisten son de nuestra exclusiva responsabilidad.

¹ Es posible considerar una estructura más compleja, por ejemplo, en donde exista una función de reacción para la tasa de interés interna. Ello va más allá del objetivo de esta nota, y no agrega argumentos fundamentales para el análisis.

TCN y EMBI de Chile 2000 – 2003



Los determinantes de este tipo de cambio podrían ser múltiples variables, como el diferencial en las tasas de crecimiento de la productividad entre sectores de bienes transables y no transables, el gasto del gobierno, y la posición de activos externos netos, entre otros.

$$s_{t+k}^e = \bar{s} - \alpha \rho_t + v_t \quad (2)$$

La relación entre el tipo de cambio esperado y el riesgo país puede ser positiva o negativa. En este caso particular se supone negativa, sobre la base de que en el largo plazo un riesgo país muy alto implicaría problemas para conseguir financiamiento externo y, por lo tanto, una posición de activos externos relativamente menos deficitaria. La contraparte de esto es que, en el largo plazo, se podrá mantener un déficit de cuenta corriente mayor, coherente con un tipo de cambio más apreciado (Faruqee, 1995). Con todo, es posible también argumentar que esta relación podría tener el signo inverso.

Por último, la evolución del riesgo país está determinada por una serie de factores además del valor *spot* del tipo de cambio² y de un *shock* aleatorio, que suponemos independiente del *shock* v_t :

$$\rho_t = \bar{\rho} + \beta s_t + \zeta_t \quad (3)$$

El efecto del tipo de cambio sobre el riesgo soberano depende de la estructura de la economía. Por ejemplo, una economía cuyos ingresos fiscales dependen fuertemente del precio de un bien que se exporta, verá disminuido su riesgo de no pago si el tipo de cambio se deprecia. Por el contrario, una economía que tiene una posición neta de activos en dólares negativa verá que su riqueza disminuye con aumentos del valor del tipo de cambio, lo que implicaría un signo positivo. Lo mismo sucede si los gastos del fisco están indexados de alguna manera

al tipo de cambio. Por ejemplo, si los intereses de la deuda pública están indexados al tipo de cambio.

Resolviendo el sistema formado por las ecuaciones (1), (2) y (3), y despejando los valores de ρ_t y s_t , se tiene que el comportamiento del tipo de cambio *spot* y del riesgo país está determinado por las ecuaciones (4) y (5) respectivamente:

$$s_t = \bar{s} + \frac{(1-\alpha)}{1+\alpha\beta-\beta} \zeta_t + \frac{1}{1+\alpha\beta-\beta} v_t \quad (4)$$

$$\rho_t = \bar{\rho} + \frac{1}{1+\alpha\beta-\beta} \zeta_t + \frac{\beta}{1+\alpha\beta-\beta} v_t \quad (5)$$

donde $\bar{s} = \frac{\bar{s} - \alpha \bar{\rho} + \bar{\rho} - (i_t - i_t^*)}{1 + \alpha\beta - \beta}$

y $\bar{\rho} = \frac{\bar{\rho} + \beta \bar{s} - \beta (i_t - i_t^*)}{1 + \alpha\beta - \beta}$ son constantes.

De las ecuaciones (4) y (5) se desprende que *shocks* al tipo de cambio esperado () afectarán con igual (distinto) signo al tipo de cambio *spot* y al riesgo país si > 0 (< 0), y que *shocks* de riesgo país () afectarán con igual (distinto) signo al tipo de cambio *spot* y al riesgo país si < 1 (> 1).

La clave se encuentra en dos factores “estructurales”. Primero, si los *shocks* de riesgo país disminuyen el valor del tipo de cambio esperado, entonces la

² Por ejemplo, Jaque y Rojas (2002) encuentran que, en el caso del *spread* de bonos soberanos chilenos, el crecimiento de las exportaciones, el nivel de actividad, la razón deuda de corto plazo a reservas y la razón deuda externa a reservas son relevantes para explicar la evolución del EMBI.

depreciación *spot* necesaria para mantener el equilibrio de tasas de interés frente a un aumento del riesgo país también es menor. Y segundo, si el riesgo país disminuye con una depreciación del tipo de cambio, entonces un *shock* en el tipo de cambio esperado aumentará el valor *spot* de este, pero los movimientos en la ecuación de paridad pueden amortiguar (incluso anular) estos movimientos.

Esto mismo se refleja en el signo ambiguo de la covarianza (y de la correlación) entre ambas variables, el que depende del tamaño y signo de los coeficientes y del tamaño de las volatilidades de cada tipo de *shock*.

$$COV(s_t, \rho_t) = \frac{1-\alpha}{(1+\alpha\beta-\beta)^2} \sigma_\xi^2 + \frac{\beta}{(1+\alpha\beta-\beta)^2} \sigma_v^2 \quad (6)$$

Por ejemplo, debido a la importancia del precio del cobre en los ingresos fiscales, es posible argumentar que en el caso de Chile < 0 . Si a esto se suma que, debido a *shocks* reales, la volatilidad del tipo de cambio esperado es elevada (alto σ_ξ^2), entonces la correlación podría ser baja e incluso negativa.³ Por otro lado, en períodos (países) de mayor volatilidad del riesgo país (alto σ_ξ^2), el signo de la correlación podría ser positiva o su nivel más elevado.

III. ¿ES CHILE DIFERENTE DE LOS DEMÁS?

De la discusión anterior se desprende que el tamaño y el signo de la relación entre el tipo de cambio y el riesgo país es un problema empírico, que depende de la estructura de la economía, representada por los parámetros α y β , y del tamaño relativo de los *shocks*. En esta sección se presenta evidencia que trata de evaluar si Chile es un caso especial en comparación con otras economías emergentes.

Para este efecto se estiman regresiones para cada país en las que se intenta explicar el diferencial logarítmico del tipo de cambio nominal y el diferencial en el riesgo país, medido con el EMBI global.⁴ Se calculan, asimismo, las correlaciones simples entre las dos variables. Cabe mencionar que en ambos ejercicios, y para las dos variables, se utiliza primera diferencia (en log) de las variables y no su nivel absoluto. Esto debido a que con las pruebas estadísticas usuales, las series resultan ser en su gran mayoría variables no estacionarias (I(1)).

Los datos presentados en el cuadro 1, columnas 2 y 3, corroboran lo señalado anteriormente en cuanto a que la correlación entre el TCN *spot* y el riesgo país puede variar considerablemente entre países. Los datos reportados van desde una correlación de 0.56 en Brasil a -0.07 en Hungría. No obstante este amplio rango de correlaciones, cabe notar que es más común que estas sean bajas para los datos diarios. En Chile la correlación para el período desde 5/28/99 hasta 9/05/03 es de 0.044, valor similar al de otros países de la muestra con grado de inversión, tales como Bulgaria, Hungría, Polonia, Corea del Sur y Tailandia. De hecho, los casos de correlaciones muy altas en los datos diarios, como México y Brasil, son más bien las excepciones. También se incluyen los resultados basados en el *spread* de emisiones particulares de Chile.⁵

Se puede argumentar que por trabajar con datos de frecuencia diaria hay mucho ruido en la muestra. Por esa razón se realizan dos estimaciones adicionales: primero con datos diarios filtrados con un filtro HP, para buscar los cambios de la “tendencia” del TCN, y segundo con datos promedio mensuales. La primera tiene la ventaja de que se mantiene un alto número de observaciones, aunque el uso de filtros en series financieras nominales puede tener problemas. La segunda no usa filtros, aunque por construcción se pierde un número considerable de observaciones.

En ambas estimaciones se observa que la correlación y los coeficientes son sustancialmente más altos, en un rango que va de 0.83 a 0.19 en el caso de las series diarias filtradas, y desde 0.80 a 0.11 en las series de promedios mensuales. En general, los datos muestran correlaciones más altas que con los datos *spot* diarios. La excepción es Argentina, pero en este país la muestra tiene muy pocas observaciones. Nuevamente, y más importante, Chile muestra un comportamiento similar a los demás países con grado de inversión.

³ Una mayor volatilidad del tipo de cambio podría reflejar rigideces en otros mercados. Si el tipo de cambio es el único precio relativo que fluctúa ante un shock, es natural que se mueva más.

⁴ La ecuación estimada es $d \log(s) = \alpha + \beta d \log(\rho)$. En este caso el coeficiente encontrado es

$$\frac{\text{cov}(d \log(s), d \log(\rho))}{\text{var}(d \log(\rho))}$$

⁵ Si se consideran exclusivamente los tres meses en que existía la banda cambiaria y el bono 2009 ya se había emitido, la correlación llega a 0.11.

CUADRO 1

Relación entre TCN y Riesgo País

	Diarios Spot Coeficiente		Diarios HP Coeficiente		Obs.	Prom. Mensuales Coeficiente		Obs.
Brasil	0.2664 [0.0225]	0.5615	0.3044 [0.0168]	0.8258	1,115	0.3133 [0.0383]	0.8032	52
México	0.0826 [0.0091]	0.4502	0.1266 [0.0095]	0.7100	1,397	0.1292 [0.0208]	0.6584	65
Filipinas	0.0645 [0.0235]	0.2036	0.1238 [0.0148]	0.6126	1,397	0.1060 [0.0230]	0.5667	65
Colombia	0.0345 [0.0112]	0.1678	0.1074 [0.0104]	0.5982	1,397	0.0893 [0.0151]	0.5291	65
Sudáfrica	0.0386 [0.0162]	0.1195	0.1936 [0.0323]	0.4636	1,397	0.1594 [0.0532]	0.3843	65
Argentina	0.1213 [0.0726]	0.1147	0.9203 [0.1078]	0.7312	331	0.5550 [0.1872]	0.5870	16
Corea del Sur	0.0237 [0.0078]	0.0874	0.0787 [0.0152]	0.3899	1,397	0.0753 [0.0157]	0.4015	65
Chile	0.0060 [0.0041]	0.0439	0.1152 [0.0154]	0.4802	1,031	0.0959 [0.0320]	0.4110	49
Tailandia	0.0045 [0.0024]	0.0401	0.0959 [0.0209]	0.4198	1,397	0.0678 [0.0342]	0.3337	65
Rusia	0.0259 [0.0418]	0.0391	0.0819 [0.0226]	0.2106	1,224	0.0451 [0.0353]	0.1402	57
Polonia	0.0042 [0.0063]	0.0239	0.0784 [0.0094]	0.3686	1,397	0.0929 [0.0145]	0.4365	65
Bulgaria	-0.0070 [0.0060]	-0.0296	0.0118 [0.0162]	0.0546	1,386	0.0242 [0.0302]	0.1201	65
Hungría	-0.0037 [0.0014]	-0.0738	0.0293 [0.0102]	0.1910	1,116	0.0186 [0.0249]	0.1129	53
Memo:								
Bono 2012	0.0160 [0.0080]	0.0905	0.1685 [0.0110]	0.8673	404	0.1657 [0.0198]	0.7603	20
Bono 2009	0.0070 [0.0040]	0.0483	0.0861 [0.0111]	0.4524	1,058	0.0884 [0.0202]	0.4806	50
Bono 2007	0.0158 [0.0082]	0.1208	0.2247 [0.0188]	0.7946	232	0.0888 [0.0387]	0.4270	12
Bono 2005	0.0136 [0.0050]	0.1501	0.0589 [0.0081]	0.5996	275	0.0435 [0.0271]	0.3311	14

Nota: La ecuación estimada es con MICO. Los datos incluyen el período de 01/01/1998 a 09/05/2003. Entre paréntesis se reportan los errores estándares corregidos de Newey-West.

IV. CONCLUSIONES

A partir de la evidencia presentada, se puede concluir que no hay nada anormal en la baja correlación que existe entre el tipo de cambio y el riesgo país en Chile. De hecho, al comparar los datos de Chile con los de los demás países, especialmente aquellos que son grado de inversión, se observa que la relación entre TCN y EMBI es similar a la observada en dichos países. Más aún, una correlación reducida puede ser coherente con una situación de equilibrio si los parámetros estructurales de la economía toman determinados valores. En el caso particular de Chile, dada la importancia que tienen los ingresos del cobre en las arcas fiscales y

la volatilidad de los términos de intercambio, no es extraño que la correlación entre las variables consideradas sea baja, e incluso negativa.

REFERENCIAS

- Faruqee, H. (1995). "Long-Run Determinants of the Real Exchange Rate: A Stock-Flow Perspective." *Staff Papers* 42(1): 80-107. Fondo Monetario Internacional.
- Jaque, F. y A. Rojas (2002). "Determinants of the Chilean Sovereign Spread: Is it Purely Fundamental?" Mimeo. Banco Central de Chile.

MEDIDAS ALTERNATIVAS DE BRECHAS EN MODELOS DE INFLACIÓN

William Baeza L.*
Pablo García S.**

I. INTRODUCCIÓN

El modelo actual de proyección de inflación del Banco Central de Chile (BCCh) considera,¹ además de la dinámica habitual, el efecto de dos brechas. Una refleja las holguras en los mercados de bienes y factores, las que se capturan mediante la diferencia entre el PIB efectivo y el PIB potencial. Esta brecha actúa como un acelerador o un freno de la inflación, dependiendo de la posición cíclica de la economía. La segunda brecha refleja la desviación de los márgenes respecto de su nivel de largo plazo, desviación que también puede acelerar o frenar la inflación.

Aunque en la literatura se acepta el uso de este tipo de brechas para modelar la inflación, existe un debate reciente respecto a la forma más adecuada de medirlas. Por otra parte, al menos en la discusión interna, existen dudas con respecto al rol que juega la relación entre el gasto y el producto en la dinámica de la inflación. En esta nota se exploran estos dos aspectos, de forma de evaluar si es posible mejorar la estructura actual del modelo de inflación utilizado. Se concluye que las medidas alternativas de brechas y márgenes consideradas no aportan información sustantiva a la hora de estimar el modelo de inflación.

La estructura del trabajo, aparte de la introducción, es la siguiente: la sección II presenta el modelo actual de inflación. La sección III considera medidas alternativas de márgenes, mientras que la sección IV hace lo propio con medidas alternativas de brechas. Finalmente, en la sección V se presentan algunas conclusiones.

II. EL MODELO DE INFLACIÓN

En la curva de Phillips utilizada se considera que los márgenes constituyen una de las principales variables que determinan las tendencias subyacentes de inflación. Ello viene de suponer que las empresas

fijan los precios de los productos siguiendo una regla simple: sobre los costos, c , se agrega un margen, μ . Ello significa que $p = \mu + c$, donde p es el precio. Dado que los márgenes no se observan en forma directa, podemos decir que la variable de interés es $\mu = p - c$, lo que se introduce como la relación de largo plazo en el modelo de inflación. Es decir, cuando los márgenes están comprimidos, la inflación tiende a acelerarse y lo contrario ocurre cuando los márgenes están descomprimidos.

Es tradicional en el enfoque de la curva de Phillips estimar una forma reducida para la inflación que incorpore tanto los movimientos de costos como el impacto del ciclo económico. Esto se refleja en la inclusión de la brecha de producto como un acelerador de los precios.

Operacionalmente, el nivel de precios relevante es el $IPCX1$.² Este se plantea como una función de los costos variables, entre los cuales se encuentran los costos laborales unitarios privados (que se calculan como la diferencia entre el costo de la mano de obra privada, WPR , y la productividad media del trabajo en el sector privado, $PROD$), los salarios de servicios (WSS), y los precios externos ($E \cdot P^*$).³ Las diferencias que se generan entre los precios y los costos incuban presiones de aceleración o desaceleración de la inflación futura a través de la compresión o descompresión de los márgenes. Adicionalmente, la inflación depende de la brecha del producto, de las expectativas de inflación y de rezagos de la misma. La ecuación siguiente resume

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

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

¹ Magendzo (2003) presenta íntegramente este modelo. García y Valdés (2003) presentan la curva de Phillips utilizada en este trabajo.

² En el apéndice A se presentan los distintos componentes de precios que conforman el IPC utilizados por el BCCh en el proceso de proyección de inflación, y la ponderación de cada uno de ellos.

³ El tipo de cambio nominal (TCN), los aranceles (TM), un índice valor unitario de importaciones (IVUM) y el IVA corresponden a este componente de precios externos.

una versión de esta curva de Phillips:

$$\Delta\pi = 0,78 (\pi_{+1} - \pi_{-1}) + 0,31(\pi_{-2} - \pi_{-1}) \quad (1)$$

$$+ 0,02(\pi_{-1}^* + \Delta e_{-1} - \pi_{-1})$$

$$+ 0,02(y_{-1} - \bar{y}_{-1}) - 0,03(\mu_{-1} - \bar{\mu}_{-1})$$

$$\mu = \bar{\mu} + \begin{pmatrix} p - 0,62(wpr - prod) \\ -0,33 wss - 0,05(e + p^*) \end{pmatrix}$$

El apéndice B contiene la estimación en dos etapas de la ecuación anterior.

Esta ecuación es compatible con la neutralidad del dinero en el largo plazo, resultado que se da gracias a la verticalidad de la curva de Phillips en el largo plazo. En otras palabras, si el PIB está en su potencial, entonces la inflación es igual a la inflación esperada y los márgenes se encuentran alineados.

El gráfico 1 presenta la evolución de las medidas de brechas presentes en la curva de Phillips. Se aprecia que en la actualidad la brecha es negativa, pero los márgenes están comprimidos.

III. MEDIDAS ALTERNATIVAS DE MÁRGENES

Costo marginal real

El paradigma neo-keynesiano reciente sostiene que la inflación emana de un comportamiento *forward looking* (que mira hacia delante) de los agentes, en los cuales la dinámica de la brecha de producto es clave. La brecha es la diferencia entre el producto actual de la economía y el nivel de producción que ésta puede alcanzar con el trabajo, capital y tecnología existentes *sin* provocar presiones inflacionarias.⁴ Medirlo no es tarea fácil, por la característica *no observable* del nivel de producto potencial. Lo

⁴ Este nivel que no produce presiones inflacionarias es el que se conoce como de pleno empleo [y uso de recursos], producto potencial o de equilibrio [por el lado de la demanda].

⁵ Se puede argumentar que el rol del tipo de cambio es importante para explicar la evolución del deflactor del PIB. No obstante, estimaciones de Luna (2002) muestran que otras variables de precio, distintas del tipo de cambio, explican satisfactoriamente la evolución del deflactor del PIB.

habitual en las proyecciones de la Gerencia de Análisis Macroeconómico del BCCh es usar descomposiciones del crecimiento y filtros estadísticos. Woodford (2001), en cambio, sostiene que al usar una medida directa del costo marginal real se obtiene un mejor ajuste en la ecuación de inflación, sugiriendo la participación del trabajo como tal medida directa. Rudd y Whelan (2002) muestran que no hay razones para usar participación del trabajo como una medida de brecha de producto, o como una variable apropiada para incorporar en una regla de política monetaria. Utilizamos la participación del trabajo en el PIB, que corresponde a la compensación en salarios dividida por el producto nominal, como una variable aproximada del costo marginal real.

Pero, ¿qué relación tiene el costo marginal real con variables macro? En términos sencillos, el costo marginal real corresponde al incremento de los costos reales si se incrementa en una unidad la producción. En el caso de que sólo se emplee trabajo en el proceso productivo, ello corresponde a la relación entre el incremento unitario de los costos nominales (el costo laboral unitario) y el precio del producto (el deflactor del PIB). Es decir, el costo marginal equivale a la participación del trabajo en el PIB:

$$CM = \frac{W \cdot L}{P \cdot Y} \quad (2)$$

Con ello, la medida estándar de costo marginal real será de la forma

$$alfa = \frac{\text{salario} \times \text{empleo}}{\text{PIB Nominal}} \quad (3)$$

¿Qué relación esperamos entre la inflación y los costos marginales reales? Un incremento de los costos que presione los márgenes empujará la inflación.

Así, se aprecia que esta medida de brecha es similar a la medida de márgenes utilizada, con las siguientes diferencias:

- Se considera el deflactor del PIB en vez del *IPCX1*
- Incluye solo los salarios, no el tipo de cambio

Estos dos aspectos están íntimamente relacionados, debido a que el *IPCX1* refleja, en principio, la estructura de costos para los consumidores, incorporando no sólo los costos de producción nacionales sino también los importados.⁵ Ahora bien,

GRÁFICO 1

Brecha de Márgenes y la Brecha del Producto sin RR.NN. en el Período de Estimación

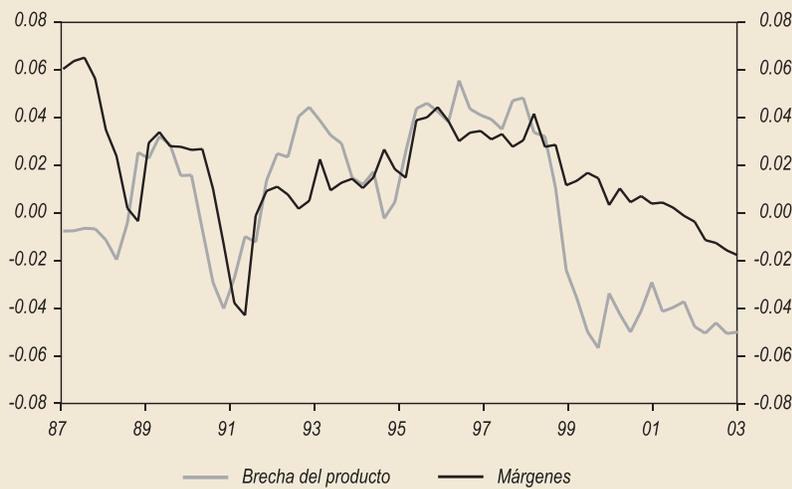
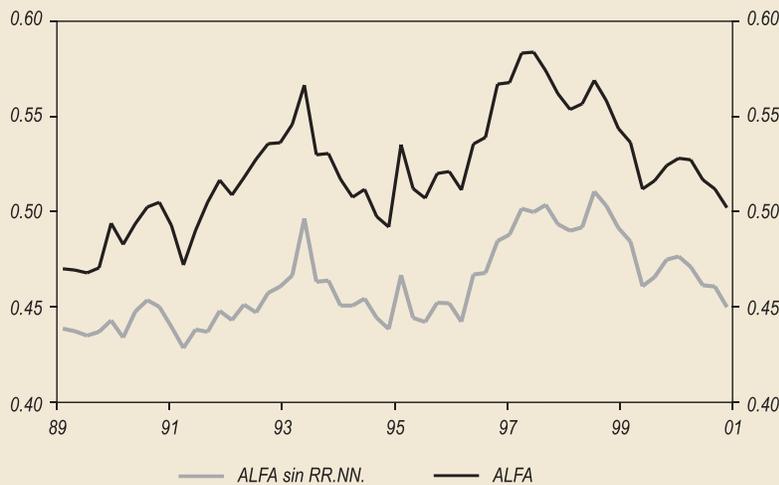


GRÁFICO 2

Evolución del Costo Marginal Real Total y sin Recursos Naturales



se ha argumentado que los vaivenes de algunos sectores económicos en Chile no influyen sobre las presiones de costos y de demanda que afectan, en último término a la inflación. Esto puede evaluarse en este marco mediante una medida alternativa de participación del trabajo que excluye los sectores productores de recursos naturales:

$$\widetilde{\text{alfa}} = \frac{\text{salario}_{s/RRNN} \times \text{empleo}_{s/RRNN}}{\text{PIB Nominal}_{s/RRNN}} \quad (4)$$

La evolución de ambas medidas de costo marginal real se puede apreciar en el gráfico 2.

¿Aportan información estas medidas de costo marginal real? Para responder a ello modificamos levemente la ecuación (1) para incluir esta medida *alternativa* de brecha. Para ello procedemos a estimar la siguiente ecuación:

$$\begin{aligned} \Delta\pi = & \alpha_1 (\pi_{+1} - \pi_{-1}) \quad (5) \\ & + \alpha_2 (\pi_{-2} - \pi_{-1}) \\ & + \alpha_3 (\pi^*_{-1} + \Delta e_{-1} - \pi_{-1}) \\ & + \alpha_4 (y_{-1} - \bar{y}_{-1}) \\ & + \alpha_5 (\mu_{-1} - \bar{\mu}_{-1}) \\ & + \Phi \cdot \text{Alternativa}(K,L) \end{aligned}$$

$$\mu = \bar{\mu} + \begin{pmatrix} p - \beta_1(wpr - prod) \\ -\beta_2 wss \\ -(1 - \beta_1 - \beta_2)(e + p^*) \end{pmatrix}$$

Como una forma de testear apropiadamente si la medida *alternativa* de brecha entra en la determinación de la inflación, se intenta con una combinación elevada de rezagos K y de promedios móviles con un largo L para el cálculo del costo marginal real. Para cada estimación se usa el mismo conjunto de información, por lo cual el período de estimación es: 1990.4 a 2002.4.

Los coeficientes y test- t para la inflación esperada, la brecha, el margen y el coeficiente Φ de la medida *alternativa* (costo marginal real), se presentan en los cuadros C1 y C2 del apéndice C. Estos cuadros se presentan en formatos de doble entrada, donde las columnas contienen el coeficiente y estadístico t asociados a las expectativas, brecha, márgenes y a la medida *alternativa* de brecha; además del R^2 ajustado. Las filas contienen la combinación de rezagos K y promedios móviles de largo L con la cual se incluye la medida alternativa en la estimación de la ecuación.

De los resultados anteriores se desprende que solo la medida de costo marginal real con un rezago aporta información a la curva de Phillips, en desmedro de nuestra medida de márgenes. Al usar la participación del trabajo en el PIB sin incluir los recursos naturales se observa que el coeficiente asociado es significativo con uno y dos rezagos. Además, la proporción de la variación de la inflación que se puede explicar usando el conjunto de información inicial más la medida de participación del trabajo sin recursos naturales alcanza a 90.5% .

IV. MEDIDAS ALTERNATIVAS DE BRECHA

Crecimiento del producto

Orphanides *et al.* (2000) realizan una revisión histórica de la estimación de la brecha del producto en tiempo real para examinar las implicancias de los errores en dicha medida para el diseño de la política monetaria. Los autores sostienen que tales errores producen deterioros en el desempeño de la política monetaria, aunque este problema se puede mitigar, en parte, disminuyendo la ponderación del nivel de la brecha del producto en la regla de política, pero en condiciones extremas de incertidumbre es preferible focalizarse en el crecimiento del producto. Luego, dada la incertidumbre en la medida de brecha del producto, usamos tres medidas de crecimiento del producto para argumentar la curva de Phillips. Una medida *alternativa* es el crecimiento del producto total, otra el crecimiento del producto potencial y finalmente el crecimiento de la demanda interna. Los resultados de incluir tales medidas en la ecuación de inflación estimada se presentan en los cuadros D1, D2 y D3 del apéndice D. El coeficiente acompaña a cada medida alternativa de brecha en el cuadro respectivo.

Tales resultados muestran que la medida de crecimiento del producto total entrega información —en 4 de 16 especificaciones— que no está contenida ni en la medida de brecha ni en la de márgenes. Sin embargo, el signo es el opuesto al esperado y no se pierde la significancia de la medida de brecha y márgenes originales. Lo anterior indica que la medida de crecimiento del producto es colineal con la de brecha y de márgenes, por ello la significancia de se va a cero.

Para la medida de crecimiento del producto potencial aparecen tres especificaciones significativas, pero pareciera que este crecimiento es colineal con la brecha, dado que la significancia estadística de ésta se pierde en todos los casos.

Finalmente, para el crecimiento de la demanda interna, ninguna especificación es significativa, mientras la brecha y márgenes permanecen significativas.

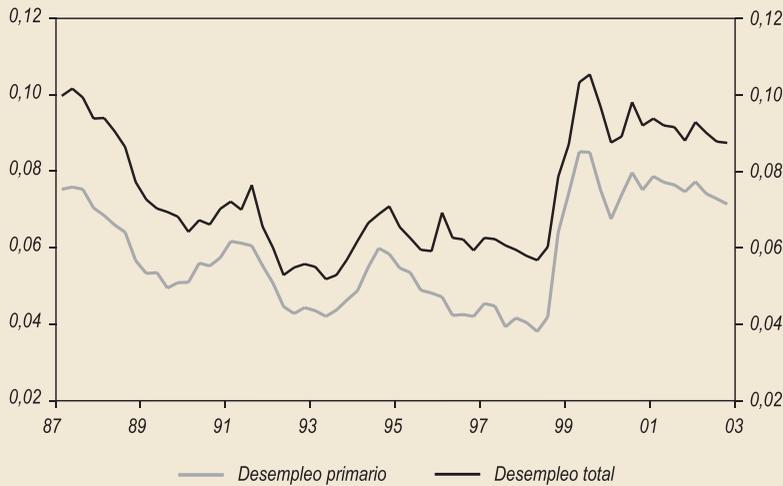
Brecha gasto-producto

Otro tipo de medida de brecha corresponde a una donde la relación entre los distintos componentes del gasto interno y el PIB afecta las presiones inflacionarias. Definimos dicha brecha, que llamaremos de gasto, como una fracción del PIB. En tal sentido, se usan distintas variables de la demanda interna para formar esta medida de *brecha de gasto*, y con cada una de ellas se argumenta la curva de Phillips. Estas nuevas brechas, al igual que el costo marginal real, se incluyen como un promedio móvil de distintas configuraciones (ver ecuación (5)). Las medidas de las brechas gasto-producto son las siguientes:

- Consumo durable sobre PIB (cuadro D4)
- Consumo habitual sobre PIB (cuadro D5)
- Consumo privado (durable + habitual) sobre PIB (cuadro D6)
- Consumo de gobierno sobre PIB (Cuadro D7)
- Consumo total (privado + gobierno) sobre PIB (cuadro D8)
- Demanda interna sobre PIB (cuadro D9)
- Resto de la demanda interna sobre PIB (cuadro D10)
- Formación bruta de capital en construcción sobre PIB (cuadro D11)
- Formación bruta de capital en maquinaria y equipos sobre PIB (cuadro D12)
- Formación bruta de capital total (construcción + maquinaria y equipos) sobre PIB (cuadro D13)
- Inversión en existencias sobre PIB (cuadro D14)

Los cuadros anteriores se presentan en el apéndice D. De dichos resultados es valioso destacar dos

Desempleo Total y Primario



desempleo: una es la tasa de desempleo total y la otra la tasa de desempleo primario.⁷ La diferencia entre ambas es que la segunda está menos contaminada por cambios en la fuerza de trabajo. La evolución reciente del desempleo total y primario se presenta en el gráfico 3.

Los resultados de incluir estas medidas de brecha se presentan en los cuadros D15 y D16. Destaca que el desempleo total no aparece significativo,⁸ y que el desempleo primario no aporta información a la ya contenida en las otras variables.

puntos: primero el poder explicativo de la ecuación al incluir esta medida de brecha de gasto mejora solo marginalmente; segundo aquellas configuraciones donde el coeficiente asociado a la brecha de gasto es estadísticamente distinto de cero corresponden a componentes del gasto (como el consumo total) que son altamente procíclicos, y luego altamente correlacionados con la brecha del PIB calculada de la manera habitual. Por otro lado, se destaca que en una de las especificaciones el consumo de Gobierno es significativo, los coeficientes de la brecha del producto y de los márgenes son significativos, pero el coeficiente de expectativas es inferior al que se observa en la ecuación original. Por su parte, el consumo total aparece en tres especificaciones con el signo correcto y relativamente significativo, pero para los coeficientes de brecha y márgenes su importancia cae sustancialmente.

Desempleo

En la tradición de la macroeconomía se ha utilizado la curva de Phillips para mostrar la relación negativa existente entre la inflación y la tasa de desempleo.⁶ En las medidas de brechas de capacidad, el término $y - \bar{y}$ típicamente tiene problemas de medición por lo cual se puede usar la tasa de desempleo como una *proxy* de la primera.

En nuestro caso, usamos dos medidas de brecha del

Crecimiento del empleo

Finalmente, se incluyen medidas de crecimiento del empleo como medidas adicionales de presiones inflacionarias. Lo anterior se inspira en el trabajo de Guha y Visviki (2001), quienes en una investigación de los datos de posguerra de Estados Unidos encuentran que los movimientos de la inflación están más fuertemente asociados con el crecimiento del empleo que con la tasa de desempleo, y que el crecimiento del empleo está fuertemente relacionado con la inflación aun después de dar cuenta de los efectos de tasa de desempleo.

Como en la subsección anterior, utilizamos dos medidas de crecimiento del empleo: el crecimiento del empleo total y el crecimiento del empleo primario.

⁶ Propuesta por A.W. Phillips en 1958 para representar la relación inflación/desempleo para el Reino Unido en el periodo 1861-1957 (ver Blanchard, 1997).

⁷ Que corresponde a la tasa de desempleo de los hombres entre 25 y 54 años.

⁸ Además, se exploró una medida de brecha de desempleo total, en la cual la tasa de desempleo natural se obtiene a partir del filtro HP aplicado a la serie de desempleo. Para esta medida se encuentran especificaciones significativas donde la brecha de producto pierde importancia. En tal caso el coeficiente es 2 a 4 veces el coeficiente de la brecha. Lo anterior significa que 1 punto de menor desempleo implica 2 a 4 puntos de mayor producto. Para Estados Unidos, un trabajo reciente de DeLong (2002) indica que dos puntos menos de inflación se traducen en 5 puntos de mayor producto. No obstante, al hacer un análisis basado en funciones de producción, el incremento es solo de 1,5 puntos de producto, al reducir en dos puntos el desempleo.

Los resultados están contenidos en los cuadros D17 y D18 del apéndice D. Ambas medidas no aportan información a la que proporcionan las variables utilizadas en la estimación de la ecuación (1).

V. COMENTARIOS Y CONCLUSIONES

En este trabajo se testeó la significancia de diversas medidas alternativas de brechas de capacidad y márgenes, distintas a las utilizadas habitualmente en los modelos de proyección. No se encontró, en general, que estas medidas alternativas tuviesen contenido informativo adicional al que aportan las medidas ya incorporadas en los modelos de proyección. En particular, es destacable que el gasto, *per se*, no aporta antecedentes sobre la trayectoria de la inflación. Sí, por supuesto, tiene efectos en la medida en que un incremento del gasto empuja el nivel de actividad por sobre el potencial. Este canal, en todo caso, ya está considerado en las medidas tradicionales de brecha. Las medidas de costo marginal real —en virtud de los resultados presentados— aportan información que hace perder significancia a la medida de márgenes, lo cual es razonable, dada la relación conceptual entre estas medidas. Variables de holguras en el mercado laboral no resultan sustitutas de las brechas de capacidad en la estimación de la curva de Phillips. Finalmente, medidas de crecimiento del empleo, como se ha sugerido en la literatura reciente, no ayudan a predecir la inflación por sobre las variables

incluidas en los modelos actualmente en uso en el Banco Central de Chile.

REFERENCIAS

- Blanchard, O. (1997) *Macroeconomics*. Prentice Hall.
- DeLong, J. (2002) “Productivity Growth in the 2000s.” *NBER Macroeconomics Annual 2002*, Volumen 17. Mark Gertler y Kenneth Rogoff, editores. Cambridge MA, EE.UU.: The MIT Press.
- García, P. y R. Valdés. (2003) “Dinero e Inflación en el Marco de Metas de Inflación.” *Economía Chilena* 1(6): 21-47.
- Guha, D. y D. Visviki (2001), “What Determines Inflation in the US, Job Growth or Unemployment?” *International Journal of Forecasting* 17(4): 447-58.
- Luna, L. (2002) “Deflactor del PIB.” Mimeo. Banco Central de Chile.
- Magendzo, I. (2003) “Proceso de Proyección.” Mimeo. Banco Central de Chile.
- Orphanides, A., R. Porter, D. Reifschneider, R. Tetlow y F. Finan (2000) “Errors in the Measurement of the Output Gap and the Design of Monetary Policy.” *Journal of Economics and Business* 52:117-41.
- Rudd, J. y K. Whelan (2002) “Does the Labor Share of Income Drive Inflation.” *Finance and Economics Discussion Series* 2002-30. Banco de la Reserva Federal de EE.UU.
- Woodford, M. (2001) “The Taylor Rule and Optimal Monetary Policy.” *American Economic Review* 91(2): 232-37.

APÉNDICE A

COMPONENTES DE PRECIOS DEL IPC

CUADRO A1		
Componentes de Precio que Forman el IPC		
Componente de Precio		Participación (%)
Subyacente	(IPCX1)	69.71
Servicios Públicos	(IPCSP)	5.51
Servicios Financieros	(IPCSF)	1.92
Indexados	(IPCINX)	7.12
Micros	(IPCMICRO)	2.75
Carnes y Pescados	(IPCCP)	5.25
Frutas y Verduras	(IPCFV)	3.77
Combustibles	(IPCCOM)	3.97

APÉNDICE B

CURVA DE PHILLIPS

$$\begin{aligned}
\Delta \log ipcx1 - \Delta \log ipcx1_{-1} = & \underset{(21.50)}{0.78} \{ \Delta \log i \widehat{pcx1}_{+1} - \Delta \log ipcx1_{-1} \} + \underset{(2.88)}{0.02} \{ gap_{-1} + gap_{-2} \} / 2 \\
& - \underset{(-3.34)}{0.03} [\log ipcx1_{-1} - \{ \underset{(3.79)}{0.62} (\log cmopr_{-1} - \log qr_{-1} + \log [1 + iva_{-1}]) \\
& \quad + \underset{(6.02)}{0.33} \log cmopun_{-1} + (1 - 0.62 - 0.33) \cdot (\log tcn_{-1} \\
& \quad + \log ivum_{-1} + \log [1 + iva_{-1}] + \log [1 + tm_{-1}]) - \underset{(-2.86)}{3.75} \}] \\
& + \underset{(4.91)}{0.31} \{ \Delta \log ipcx1_{-2} - \Delta \log ipcx1_{-1} \} \\
& + \underset{(1.64)}{0.02} \{ \Delta \log tcn_{-1} + \Delta \log ivum_{-1} \\
& \quad + (\Delta \log [1 + tm_{-1}] + \Delta \log [1 + tm_{-2}] + \Delta \log [1 + tm_{-3}]) / 3 - \Delta \log ipcx1_{-1} \} \\
& + \underset{(24.19)}{0.01} d984 - \underset{(-18.64)}{0.01} d983
\end{aligned} \tag{6}$$

Entre paréntesis, estadísticos t corregidos (Newey-West)

R^2 ajustado = 0.86

Error cuadrático medio = 0.20%

Test LM de correlación serial (4 rezagos): $F = 3.0283$ (valor-p 0.0259)

Test de normalidad Jarque-Bera: $\chi^2 = 5.0373$ (valor-p 0.080)

Test de heterocedasticidad de White: $N \cdot R^2 = 43.635$ (valor-p 0.2442)

Período de la estimación: 1987.1 2002.4

donde $\widehat{ipcx1}$ se obtiene de:

$$\begin{aligned}
\Delta \log \widehat{ipcx1} = & \underset{(-0.44)}{-0.12} + \underset{(1.97)}{0.24} \Delta \log ipcx1_{-2} - \underset{(-2.05)}{0.26} \Delta \log ipcx1_{-3} + \underset{(3.49)}{0.26} meta_{-1} \\
& - \underset{(-3.21)}{0.35} meta + \underset{(4.97)}{0.31} meta_{+1} + \underset{(0.97)}{0.02} \{ gap_{-2} + gap_{-3} \} / 2 \\
& + \underset{(0.48)}{0.02} \{ \log ipcx1_{-2} - (\log cmopr_{-2} - \log qr_{-2} + \log [1 + iva_{-2}]) \} \\
& + \underset{(1.71)}{0.02} \{ \log ipcx1_{-2} - \log cmopun_{-2} \} + \underset{(0.38)}{0.01} \Delta \log tcn_{-2} \\
& - \underset{(-2.32)}{0.06} \Delta \log ivum_{-2} + \underset{(-1.28)}{0.01} d983 + \underset{(5.80)}{0.01} d984 - \underset{(-3.48)}{0.01} d914
\end{aligned} \tag{7}$$

Entre paréntesis, estadísticos t corregidos (Newey-West)

R^2 ajustado = 0.93

Error cuadrático medio = 0.43%

Test LM de correlación serial (4 rezagos): $F = 1.1204$ (valor-p 0.3582)

Test de normalidad Jarque-Bera: $\chi^2 = 0.0922$ (valor-p 0.9549)

Test de heterocedasticidad de White: $N \cdot R^2 = 16.023$ (valor-p 0.8542)

Período de la estimación: 1986.4 2002.4

La ecuación (6) es la que se presenta en la sección II.

APÉNDICE C

RESULTADOS DE LAS ESTIMACIONES USANDO EL COSTO MARGINAL REAL
COMO UNA MEDIDA DE MÁRGENES

CUADRO C1									
Principales Resultados de Estimar la Ec. (5) Utilizando Alternativa = ALFA									
(K, L)	Inf(+1) Coef.	Inf(+1) (T-stat)	Brecha Coef.	Brecha (T-stat)	Margenes Coef.	Margenes (T-stat)	Coef.	(T-stat)	R2 ajust.
(1,1)	0.795	(25.210)	0.016	(2.0233)	-0.018	(-1.404)	0.036	(2.1330)	0.873
(1,2)	0.784	(24.112)	0.018	(2.3754)	-0.020	(-1.548)	0.036	(1.8092)	0.865
(1,3)	0.782	(24.137)	0.021	(2.7177)	-0.022	(-1.809)	0.035	(1.5871)	0.863
(1,4)	0.791	(24.637)	0.023	(3.0132)	-0.026	(-2.174)	0.037	(1.5716)	0.869
(2,1)	0.770	(22.214)	0.022	(2.7309)	-0.021	(-1.917)	0.036	(2.1080)	0.854
(2,2)	0.775	(23.407)	0.023	(2.9812)	-0.025	(-2.314)	0.030	(1.4738)	0.858
(2,3)	0.787	(24.180)	0.025	(3.1410)	-0.029	(-2.736)	0.031	(1.3853)	0.867
(2,4)	0.787	(23.830)	0.026	(3.1617)	-0.033	(-2.946)	0.029	(1.2464)	0.871
(3,1)	0.781	(23.611)	0.025	(3.1394)	-0.029	(-2.860)	0.023	(1.1921)	0.861
(3,2)	0.791	(24.068)	0.026	(3.1572)	-0.032	(-3.233)	0.024	(1.1413)	0.870
(3,3)	0.788	(23.556)	0.026	(3.0539)	-0.035	(-3.256)	0.022	(0.9864)	0.872
(3,4)	0.792	(24.693)	0.033	(3.9847)	-0.044	(-3.991)	0.033	(1.5302)	0.884
(4,1)	0.792	(23.187)	0.026	(3.2267)	-0.034	(-3.466)	0.021	(1.2716)	0.869
(4,2)	0.787	(23.044)	0.025	(2.9599)	-0.036	(-3.388)	0.016	(0.8687)	0.871
(4,3)	0.790	(24.435)	0.032	(3.9267)	-0.045	(-4.124)	0.026	(1.4355)	0.883
(4,4)	0.768	(22.243)	0.033	(3.9628)	-0.047	(-3.819)	0.024	(1.2668)	0.869

CUADRO C2									
Principales Resultados de Estimar la Ec. (5) Utilizando Alternativa = ALFA sin RR.NN.									
(K, L)	Inf(+1) Coef.	Inf(+1) (T-stat)	Brecha Coef.	Brecha (T-stat)	Margenes Coef.	Margenes (T-stat)	Coef.	(T-stat)	R2 ajust.
(1,1)	0.742	(28.808)	0.029	(2.7378)	-0.030	(-1.643)	0.036	(3.9971)	0.905
(1,2)	0.754	(27.850)	0.035	(3.0024)	-0.026	(-1.276)	0.048	(3.0489)	0.901
(1,3)	0.764	(21.877)	0.037	(2.5228)	-0.031	(-1.506)	0.049	(2.1904)	0.890
(1,4)	0.781	(22.879)	0.045	(2.6977)	-0.037	(-1.815)	0.060	(2.1940)	0.899
(2,1)	0.756	(26.979)	0.035	(2.8806)	-0.030	(-1.640)	0.037	(2.3108)	0.893
(2,2)	0.762	(21.842)	0.034	(1.7794)	-0.033	(-1.676)	0.036	(1.2658)	0.882
(2,3)	0.780	(23.264)	0.040	(1.7007)	-0.039	(-1.738)	0.045	(1.2945)	0.893
(2,4)	0.751	(18.187)	0.047	(1.8177)	-0.044	(-2.013)	0.051	(1.4882)	0.862
(3,1)	0.754	(21.498)	0.019	(0.6745)	-0.026	(-1.018)	0.011	(0.2737)	0.875
(3,2)	0.773	(23.774)	0.023	(0.7507)	-0.029	(-1.011)	0.017	(0.4455)	0.888
(3,3)	0.747	(18.105)	0.023	(0.9032)	-0.028	(-1.120)	0.016	(0.5079)	0.857
(3,4)	0.742	(16.112)	0.023	(0.9120)	-0.025	(-0.948)	0.017	(0.5641)	0.855
(4,1)	0.771	(23.549)	0.015	(1.1119)	-0.023	(-1.324)	0.006	(0.5425)	0.888
(4,2)	0.749	(17.543)	0.014	(0.7670)	-0.020	(-1.165)	0.003	(0.1765)	0.856
(4,3)	0.744	(15.073)	0.015	(0.6018)	-0.018	(-0.724)	0.007	(0.2542)	0.854
(4,4)	0.769	(10.703)	-0.002	(-0.089)	-9.980	(-0.002)	-0.007	(-0.243)	0.850

APÉNDICE D

RESULTADOS DE LAS ESTIMACIONES USANDO MEDIDAS ALTERNATIVAS DE BRECHAS

CUADRO D1

**Principales Resultados de Estimar la Ec. (5)
Utilizando Alternativa = Crecimiento PIB
(Igual trimestre año anterior)**

(K, L)	Inf(+1) Coef.	Inf(+1) (T-stat)	Brecha Coef.	Brecha (T-stat)	Margenes Coef.	Margenes (T-stat)	Coef.	(T-stat)	R2 ajust.
(1,1)	0.799	(22.880)	0.029	(3.3242)	-0.033	(-3.099)	-0.011	(-1.966)	0.875
(1,2)	0.798	(25.409)	0.036	(4.7751)	-0.043	(-4.185)	-0.015	(-1.956)	0.888
(1,3)	0.782	(23.416)	0.043	(4.6086)	-0.047	(-3.832)	-0.019	(-1.863)	0.877
(1,4)	0.772	(23.311)	0.047	(3.7228)	-0.049	(-3.295)	-0.023	(-1.710)	0.873
(2,1)	0.793	(25.601)	0.034	(4.0509)	-0.043	(-3.992)	-0.012	(-1.131)	0.886
(2,2)	0.777	(23.638)	0.040	(4.2833)	-0.048	(-3.713)	-0.014	(-1.348)	0.876
(2,3)	0.766	(23.489)	0.043	(3.3704)	-0.049	(-3.156)	-0.016	(-1.335)	0.872
(2,4)	0.747	(25.461)	0.033	(2.0917)	-0.045	(-2.481)	-0.005	(-0.363)	0.865
(3,1)	0.779	(23.811)	0.032	(3.2226)	-0.047	(-3.203)	-0.005	(-0.662)	0.879
(3,2)	0.766	(24.070)	0.035	(2.6070)	-0.047	(-2.689)	-0.008	(-0.831)	0.874
(3,3)	0.747	(24.459)	0.023	(1.5212)	-0.039	(-2.051)	0.003	(0.2748)	0.865
(3,4)	0.728	(22.537)	0.009	(0.5625)	-0.021	(-1.109)	0.011	(0.7979)	0.851
(4,1)	0.760	(23.498)	0.027	(2.0275)	-0.040	(-2.226)	-0.001	(-0.207)	0.871
(4,2)	0.750	(22.781)	0.016	(1.1894)	-0.034	(-1.769)	0.010	(0.9974)	0.865
(4,3)	0.732	(21.725)	0.006	(0.4039)	-0.017	(-0.944)	0.014	(1.3226)	0.851
(4,4)	0.734	(21.162)	0.008	(0.5439)	-0.017	(-0.974)	0.010	(0.8545)	0.863

CUADRO D2

**Principales Resultados de Estimar la Ec. (5)
Utilizando Alternativa = Crecimiento Potencial PIB
(Igual trimestre año anterior)**

(K, L)	Inf(+1) Coef.	Inf(+1) (T-stat)	Brecha Coef.	Brecha (T-stat)	Margenes Coef.	Margenes (T-stat)	Coef.	(T-stat)	R2 ajust.
(1,1)	0.800	(25.921)	0.017	(1.1439)	-0.032	(-2.455)	0.007	(0.2058)	0.891
(1,2)	0.802	(28.120)	0.015	(1.0765)	-0.037	(-2.609)	0.022	(0.6854)	0.899
(1,3)	0.790	(27.603)	0.017	(1.2054)	-0.041	(-2.574)	0.027	(0.8353)	0.891
(1,4)	0.786	(27.067)	0.018	(1.2135)	-0.043	(-2.417)	0.032	(0.9452)	0.889
(2,1)	0.804	(28.596)	0.016	(1.1345)	-0.037	(-2.529)	0.021	(0.7035)	0.902
(2,2)	0.792	(28.627)	0.018	(1.3109)	-0.042	(-2.552)	0.025	(0.8242)	0.894
(2,3)	0.786	(28.069)	0.019	(1.3325)	-0.044	(-2.428)	0.030	(0.9229)	0.892
(2,4)	0.775	(26.176)	0.015	(0.9416)	-0.044	(-2.752)	0.060	(1.5649)	0.883
(3,1)	0.791	(29.906)	0.019	(1.4701)	-0.042	(-2.631)	0.021	(0.7190)	0.896
(3,2)	0.785	(29.200)	0.020	(1.4513)	-0.044	(-2.423)	0.025	(0.8107)	0.894
(3,3)	0.773	(26.834)	0.017	(1.1045)	-0.045	(-2.839)	0.054	(1.5135)	0.884
(3,4)	0.752	(23.727)	0.013	(0.8350)	-0.036	(-2.068)	0.054	(1.2602)	0.863
(4,1)	0.782	(30.392)	0.020	(1.5024)	-0.044	(-2.421)	0.022	(0.7339)	0.896
(4,2)	0.770	(27.581)	0.017	(1.1967)	-0.045	(-2.847)	0.051	(1.4916)	0.886
(4,3)	0.751	(24.297)	0.014	(0.9083)	-0.036	(-2.095)	0.051	(1.2438)	0.864
(4,4)	0.763	(25.217)	0.017	(1.3179)	-0.038	(-2.705)	0.032	(0.8506)	0.887

APÉNDICE D (continuación)

CUADRO D3									
Principales Resultados de Estimar la Ec. (5)									
Utilizando Alternativa = Crecimiento de la Demanda Interna									
(Igual trimestre año anterior)									
(K, L)	Inf(+1) Coef.	Inf(+1) (T-stat)	Brecha Coef.	Brecha (T-stat)	Margenes Coef.	Margenes (T-stat)	Coef.	(T-stat)	R2 ajust.
(1,1)	0.788	(24.304)	0.023	(2.3169)	-0.032	(-2.577)	0.000	(-0.120)	0.869
(1,2)	0.789	(26.558)	0.028	(3.0416)	-0.040	(-3.079)	-0.002	(-0.487)	0.884
(1,3)	0.773	(26.111)	0.026	(2.5632)	-0.041	(-2.667)	0.001	(0.1298)	0.877
(1,4)	0.762	(25.901)	0.027	(2.2391)	-0.042	(-2.555)	0.000	(0.0309)	0.879
(2,1)	0.779	(25.790)	0.022	(2.7942)	-0.041	(-3.149)	0.001	(0.3008)	0.886
(2,2)	0.769	(25.984)	0.020	(2.1712)	-0.041	(-2.755)	0.004	(1.0872)	0.881
(2,3)	0.758	(24.798)	0.021	(1.9139)	-0.040	(-2.538)	0.003	(0.5883)	0.881
(2,4)	0.743	(24.802)	0.023	(1.5915)	-0.041	(-2.368)	0.003	(0.4408)	0.870
(3,1)	0.767	(23.383)	0.010	(0.9486)	-0.038	(-2.875)	0.010	(2.2286)	0.875
(3,2)	0.755	(23.421)	0.017	(1.5369)	-0.036	(-2.389)	0.005	(0.9088)	0.879
(3,3)	0.742	(23.081)	0.021	(1.4904)	-0.038	(-2.152)	0.004	(0.6144)	0.866
(3,4)	0.723	(21.484)	0.017	(1.1830)	-0.027	(-1.570)	0.002	(0.3298)	0.851
(4,1)	0.750	(21.410)	0.022	(2.1071)	-0.037	(-2.535)	0.002	(0.3392)	0.875
(4,2)	0.743	(22.051)	0.024	(1.8410)	-0.039	(-2.254)	0.002	(0.3355)	0.864
(4,3)	0.725	(20.789)	0.020	(1.5046)	-0.029	(-1.733)	0.001	(0.0954)	0.848
(4,4)	0.728	(19.997)	0.018	(1.5177)	-0.025	(-1.714)	0.000	(0.0615)	0.861

CUADRO D4									
Principales Resultados de Estimar la Ec. (5)									
Utilizando Alternativa = Consumo Durables sobre PIB									
(K, L)	Inf(+1) Coef.	Inf(+1) (T-stat)	Brecha Coef.	Brecha (T-stat)	Margenes Coef.	Margenes (T-stat)	Coef.	(T-stat)	R2 ajust.
(1,1)	0.778	(22.042)	0.007	(0.4366)	-0.023	(-1.794)	0.065	(1.2219)	0.857
(1,2)	0.781	(22.124)	0.004	(0.1821)	-0.022	(-1.351)	0.079	(1.0391)	0.855
(1,3)	0.781	(21.778)	0.013	(0.5355)	-0.027	(-1.456)	0.039	(0.4018)	0.858
(1,4)	0.797	(22.338)	0.007	(0.2410)	-0.025	(-1.210)	0.064	(0.5908)	0.870
(2,1)	0.786	(21.089)	0.001	(0.0475)	-0.021	(-1.201)	0.090	(1.0986)	0.857
(2,2)	0.780	(20.702)	0.020	(0.8843)	-0.032	(-1.741)	0.010	(0.1091)	0.860
(2,3)	0.797	(21.478)	0.012	(0.5415)	-0.028	(-1.558)	0.039	(0.4479)	0.873
(2,4)	0.796	(21.826)	0.010	(0.5145)	-0.029	(-1.690)	0.054	(0.6349)	0.872
(3,1)	0.775	(20.606)	0.032	(1.9106)	-0.039	(-2.580)	-0.046	(-0.705)	0.864
(3,2)	0.798	(21.568)	0.016	(0.9532)	-0.029	(-1.939)	0.016	(0.2540)	0.878
(3,3)	0.797	(22.341)	0.013	(0.8507)	-0.029	(-1.959)	0.037	(0.5770)	0.877
(3,4)	0.795	(24.277)	0.015	(1.0190)	-0.035	(-2.374)	0.050	(0.7900)	0.882
(4,1)	0.800	(21.426)	0.013	(0.8222)	-0.027	(-1.843)	0.032	(0.5798)	0.880
(4,2)	0.799	(22.634)	0.012	(0.8903)	-0.027	(-2.032)	0.046	(0.8992)	0.878
(4,3)	0.798	(24.705)	0.014	(1.1779)	-0.034	(-2.506)	0.053	(1.0387)	0.883
(4,4)	0.779	(22.915)	0.016	(1.2066)	-0.035	(-2.179)	0.061	(1.0855)	0.870

APÉNDICE D (continuación)

CUADRO D5

**Principales Resultados de Estimar la Ec. (5)
Utilizando Alternativa = Consumo Habitual sobre PIB**

(K, L)	Inf(+1) Coef.	Inf(+1) (T-stat)	Brecha Coef.	Brecha (T-stat)	Margenes Coef.	Margenes (T-stat)	Coef.	(T-stat)	R2 ajust.
(1,1)	0.763	(16.578)	0.015	(1.4816)	-0.016	(-0.866)	0.029	(0.5444)	0.861
(1,2)	0.779	(15.687)	0.022	(1.5309)	-0.018	(-0.788)	0.061	(0.9963)	0.865
(1,3)	0.801	(13.620)	0.022	(0.9555)	-0.016	(-0.551)	0.076	(1.1471)	0.867
(1,4)	0.782	(16.790)	0.013	(0.4670)	-6.813	(-0.002)	0.027	(0.2544)	0.855
(2,1)	0.766	(16.103)	0.017	(1.2469)	-0.020	(-1.000)	0.027	(0.6478)	0.858
(2,2)	0.790	(14.487)	0.015	(0.5877)	-0.015	(-0.467)	0.037	(0.6613)	0.865
(2,3)	0.783	(17.281)	0.011	(0.3256)	0.000	(-0.003)	0.018	(0.1579)	0.853
(2,4)	0.778	(17.118)	-0.002	(-0.069)	-5.687	(-0.001)	-0.033	(-0.255)	0.863
(3,1)	0.772	(14.828)	0.006	(0.2759)	-0.008	(-0.263)	0.003	(0.0660)	0.856
(3,2)	0.763	(15.000)	0.005	(0.1213)	-5.447	(-0.001)	-0.014	(-0.118)	0.827
(3,3)	0.759	(16.376)	-0.010	(-0.258)	-5.678	(-0.001)	-0.069	(-0.615)	0.839
(3,4)	0.725	(12.274)	-0.004	(-0.103)	-5.576	(-0.000)	-0.066	(-0.548)	0.819
(4,1)	0.711	(12.851)	-0.004	(-0.108)	-7.413	(-0.001)	-0.081	(-0.802)	0.780
(4,2)	0.717	(13.306)	-0.013	(-0.508)	0.000	(-0.002)	-0.100	(-1.534)	0.814
(4,3)	0.690	(11.920)	-0.004	(-0.136)	0.000	(-0.002)	-0.073	(-0.913)	0.795
(4,4)	0.668	(10.386)	0.014	(0.5040)	-8.294	(-0.002)	-0.013	(-0.171)	0.791

CUADRO D6

**Principales Resultados de Estimar la Ec. (5)
Utilizando Alternativa = Consumo Privado (Durables + Habitual) sobre PIB**

(K, L)	Inf(+1) Coef.	Inf(+1) (T-stat)	Brecha Coef.	Brecha (T-stat)	Margenes Coef.	Margenes (T-stat)	Coef.	(T-stat)	R2 ajust.
(1,1)	0.758	(15.936)	0.006	(0.4956)	-0.009	(-0.483)	0.063	(1.3011)	0.861
(1,2)	0.776	(14.495)	0.007	(0.5141)	-0.009	(-0.403)	0.099	(1.6586)	0.865
(1,3)	0.803	(12.821)	0.006	(0.3738)	-0.009	(-0.333)	0.116	(1.4330)	0.863
(1,4)	0.793	(15.629)	0.009	(0.5936)	0.000	(-0.004)	0.102	(0.9184)	0.853
(2,1)	0.768	(15.181)	0.009	(0.8665)	-0.013	(-0.694)	0.049	(1.0686)	0.855
(2,2)	0.793	(13.750)	0.006	(0.3702)	-0.008	(-0.308)	0.057	(0.8088)	0.856
(2,3)	0.793	(15.306)	0.009	(0.6737)	-6.853	(-0.002)	0.076	(0.6746)	0.849
(2,4)	0.780	(15.962)	0.007	(0.4323)	-0.004	(-0.163)	0.053	(0.3722)	0.859
(3,1)	0.775	(14.108)	0.005	(0.3701)	-0.007	(-0.281)	0.013	(0.2419)	0.851
(3,2)	0.765	(14.763)	0.009	(0.6098)	0.000	(-0.003)	0.014	(0.1177)	0.826
(3,3)	0.756	(15.526)	0.002	(0.1331)	0.000	(-0.003)	-0.027	(-0.189)	0.852
(3,4)	0.725	(15.188)	0.004	(0.1655)	-8.853	(-0.001)	-0.081	(-0.480)	0.852
(4,1)	0.692	(16.396)	0.007	(0.4566)	0.000	(-0.003)	-0.096	(-1.153)	0.801
(4,2)	0.702	(14.125)	0.000	(0.0301)	0.000	(-0.003)	-0.117	(-2.072)	0.850
(4,3)	0.702	(12.713)	0.003	(0.1134)	-9.205	(-0.002)	-0.133	(-1.317)	0.853
(4,4)	0.680	(9.9533)	0.011	(0.4200)	-8.010	(-0.001)	-0.102	(-0.557)	0.816

APÉNDICE D (continuación)

CUADRO D7									
Principales Resultados de Estimar la Ec. (5) Utilizando Alternativa = Consumo de Gobierno sobre PIB									
(K, L)	Inf(+1) Coef.	Inf(+1) (T-stat)	Brecha Coef.	Brecha (T-stat)	Margenes Coef.	Margenes (T-stat)	Coef.	(T-stat)	R2 ajust.
(1,1)	0.767	(21.834)	0.028	(2.1108)	-0.042	(-2.708)	0.057	(1.0760)	0.880
(1,2)	0.776	(23.399)	0.017	(1.0138)	-0.029	(-1.477)	0.001	(0.0178)	0.887
(1,3)	0.793	(22.923)	-0.004	(-0.227)	7.413	(0.0031)	-0.078	(-1.053)	0.895
(1,4)	0.791	(24.066)	-0.003	(-0.151)	8.009	(0.0027)	-0.066	(-0.789)	0.891
(2,1)	0.776	(22.707)	0.018	(1.2548)	-0.029	(-1.698)	-0.004	(-0.078)	0.877
(2,2)	0.793	(22.059)	0.003	(0.1848)	-0.009	(-0.433)	-0.064	(-0.972)	0.892
(2,3)	0.788	(24.070)	0.000	(-0.035)	5.962	(0.0021)	-0.062	(-0.812)	0.883
(2,4)	0.788	(23.618)	-0.005	(-0.250)	0.006	(0.1838)	-0.087	(-0.870)	0.895
(3,1)	0.789	(20.291)	0.010	(0.6471)	-0.016	(-0.781)	-0.036	(-0.642)	0.880
(3,2)	0.768	(21.524)	0.013	(0.6173)	-0.015	(-0.515)	-0.004	(-0.058)	0.858
(3,3)	0.774	(22.301)	0.001	(0.0369)	7.044	(0.0020)	-0.053	(-0.556)	0.880
(3,4)	0.801	(23.958)	-0.004	(-0.235)	0.003	(0.0838)	-0.108	(-1.225)	0.899
(4,1)	0.704	(11.802)	0.046	(2.2901)	-0.064	(-2.676)	0.137	(2.1370)	0.823
(4,2)	0.741	(19.107)	0.020	(1.0488)	-0.029	(-1.081)	0.036	(0.4750)	0.865
(4,3)	0.786	(21.345)	0.000	(-0.056)	7.924	(0.0031)	-0.079	(-1.090)	0.885
(4,4)	0.788	(25.707)	0.006	(0.3720)	-0.014	(-0.541)	-0.090	(-1.232)	0.895

CUADRO D8									
Principales Resultados de Estimar la Ec. (5) Utilizando Alternativa = Consumo Total (Privado + Gobierno) sobre PIB									
(K, L)	Inf(+1) Coef.	Inf(+1) (T-stat)	Brecha Coef.	Brecha (T-stat)	Margenes Coef.	Margenes (T-stat)	Coef.	(T-stat)	R2 ajust.
(1,1)	0.754	(16.833)	0.012	(1.1165)	-0.008	(-0.368)	0.072	(1.4320)	0.861
(1,2)	0.773	(14.355)	0.015	(1.1159)	-0.003	(-0.150)	0.122	(1.9947)	0.867
(1,3)	0.794	(12.473)	0.017	(0.8339)	-0.008	(-0.286)	0.142	(1.7698)	0.861
(1,4)	0.781	(14.848)	0.022	(1.1485)	0.000	(-0.035)	0.161	(1.3690)	0.850
(2,1)	0.772	(14.582)	0.013	(1.0873)	-0.008	(-0.423)	0.067	(1.6181)	0.860
(2,2)	0.788	(13.552)	0.011	(0.5308)	-0.008	(-0.306)	0.065	(0.9547)	0.855
(2,3)	0.784	(15.543)	0.019	(0.9785)	0.000	(-0.026)	0.114	(0.9765)	0.845
(2,4)	0.767	(16.882)	0.005	(0.1676)	-0.001	(-0.026)	0.015	(0.0957)	0.844
(3,1)	0.775	(14.015)	0.007	(0.3697)	-0.007	(-0.264)	0.018	(0.4079)	0.850
(3,2)	0.759	(15.387)	0.011	(0.5130)	0.000	(-0.003)	0.034	(0.2922)	0.817
(3,3)	0.740	(16.534)	-0.005	(-0.198)	-3.764	(-0.000)	-0.083	(-0.596)	0.831
(3,4)	0.771	(12.470)	-0.049	(-1.296)	0.079	(1.3732)	-0.233	(-1.347)	0.839
(4,1)	0.705	(16.044)	0.004	(0.1656)	-5.584	(-0.001)	-0.064	(-0.765)	0.791
(4,2)	0.701	(12.925)	-0.010	(-0.475)	-2.555	(-0.000)	-0.152	(-2.866)	0.836
(4,3)	0.765	(11.396)	-0.051	(-1.908)	0.083	(1.7518)	-0.247	(-2.729)	0.846
(4,4)	0.669	(9.2800)	0.012	(0.4061)	-7.898	(-0.001)	-0.034	(-0.228)	0.792

APÉNDICE D (continuación)

CUADRO D9

**Principales Resultados de Estimar la Ec. (5)
Utilizando Alternativa = Demanda Interna sobre PIB**

(K, L)	Inf(+1) Coef.	Inf(+1) (T-stat)	Brecha Coef.	Brecha (T-stat)	Margenes Coef.	Margenes (T-stat)	Coef.	(T-stat)	R2 ajust.
(1,1)	0.780	(21.335)	0.017	(1.2521)	-0.032	(-3.234)	0.007	(0.4530)	0.860
(1,2)	0.784	(21.585)	0.020	(1.5084)	-0.031	(-3.029)	0.001	(0.0858)	0.863
(1,3)	0.780	(22.112)	0.017	(1.3761)	-0.030	(-2.847)	0.007	(0.5074)	0.864
(1,4)	0.793	(23.391)	0.015	(1.3059)	-0.031	(-2.815)	0.011	(0.8553)	0.874
(2,1)	0.778	(20.591)	0.027	(2.1315)	-0.031	(-2.862)	-0.011	(-0.810)	0.845
(2,2)	0.778	(23.021)	0.019	(1.6934)	-0.030	(-2.759)	0.003	(0.2944)	0.860
(2,3)	0.793	(23.661)	0.018	(1.6950)	-0.031	(-2.783)	0.007	(0.6162)	0.870
(2,4)	0.791	(23.151)	0.019	(1.9135)	-0.033	(-2.579)	0.008	(0.6763)	0.874
(3,1)	0.780	(22.223)	0.018	(1.7143)	-0.030	(-2.877)	0.007	(0.6513)	0.864
(3,2)	0.793	(24.120)	0.018	(1.9189)	-0.032	(-2.860)	0.008	(0.7822)	0.875
(3,3)	0.790	(23.617)	0.019	(2.1661)	-0.033	(-2.575)	0.007	(0.7391)	0.878
(3,4)	0.790	(24.909)	0.023	(2.5237)	-0.040	(-2.914)	0.009	(0.8214)	0.885
(4,1)	0.796	(22.081)	0.021	(2.4829)	-0.034	(-2.949)	0.003	(0.2852)	0.870
(4,2)	0.792	(22.302)	0.021	(2.5178)	-0.034	(-2.568)	0.004	(0.4071)	0.876
(4,3)	0.789	(23.783)	0.024	(2.7774)	-0.040	(-2.786)	0.005	(0.4601)	0.881
(4,4)	0.772	(25.071)	0.027	(2.8766)	-0.042	(-2.603)	0.004	(0.3885)	0.877

CUADRO D10

**Principales Resultados de Estimar la Ec. (5)
Utilizando Alternativa = Resto de la Demanda Interna sobre PIB**

(K, L)	Inf(+1) Coef.	Inf(+1) (T-stat)	Brecha Coef.	Brecha (T-stat)	Margenes Coef.	Margenes (T-stat)	Coef.	(T-stat)	R2 ajust.
(1,1)	0.714	(15.673)	0.033	(3.8435)	-0.054	(-4.178)	0.087	(4.6788)	0.821
(1,2)	0.759	(19.222)	0.024	(3.2822)	-0.038	(-3.222)	0.024	(1.0035)	0.863
(1,3)	0.781	(19.675)	0.023	(3.1298)	-0.041	(-3.436)	0.025	(1.1916)	0.875
(1,4)	0.781	(22.416)	0.021	(2.9842)	-0.039	(-2.979)	0.022	(0.8374)	0.886
(2,1)	0.777	(21.050)	0.021	(2.6768)	-0.031	(-2.651)	-0.004	(-0.191)	0.867
(2,2)	0.789	(21.626)	0.021	(3.0583)	-0.036	(-3.129)	0.007	(0.3517)	0.883
(2,3)	0.786	(23.291)	0.020	(2.8444)	-0.036	(-2.739)	0.003	(0.1203)	0.885
(2,4)	0.786	(25.602)	0.021	(2.5454)	-0.038	(-2.654)	-0.011	(-0.416)	0.889
(3,1)	0.792	(21.182)	0.024	(3.3928)	-0.041	(-3.887)	0.029	(1.7910)	0.873
(3,2)	0.790	(23.281)	0.023	(3.1899)	-0.039	(-3.153)	0.013	(0.6323)	0.879
(3,3)	0.787	(25.314)	0.022	(2.7744)	-0.040	(-3.121)	-0.007	(-0.333)	0.886
(3,4)	0.765	(23.003)	0.021	(1.9787)	-0.034	(-1.768)	-0.026	(-0.884)	0.868
(4,1)	0.787	(22.541)	0.020	(2.4897)	-0.032	(-2.678)	-0.008	(-0.401)	0.873
(4,2)	0.781	(24.746)	0.017	(1.8444)	-0.030	(-2.296)	-0.032	(-1.391)	0.878
(4,3)	0.760	(22.444)	0.014	(1.2726)	-0.022	(-1.146)	-0.050	(-1.859)	0.860
(4,4)	0.749	(22.664)	0.010	(0.6891)	-0.014	(-0.567)	-0.069	(-1.835)	0.852

APÉNDICE D (continuación)

CUADRO D11									
Principales Resultados de Estimar la Ec. (5)									
Utilizando Alternativa = Formación Bruta en Capital en Construcción (FBKC) sobre PIB									
(K, L)	Inf(+1) Coef.	Inf(+1) (T-stat)	Brecha Coef.	Brecha (T-stat)	Margenes Coef.	Margenes (T-stat)	Coef.	(T-stat)	R2 ajust.
(1,1)	0.780	(21.268)	0.027	(2.1457)	-0.035	(-3.601)	-0.015	(-0.577)	0.869
(1,2)	0.788	(21.254)	0.018	(1.4034)	-0.031	(-2.889)	0.010	(0.3919)	0.871
(1,3)	0.789	(21.426)	0.017	(1.3016)	-0.030	(-2.635)	0.016	(0.5608)	0.869
(1,4)	0.806	(24.026)	0.015	(1.2461)	-0.032	(-2.835)	0.022	(0.7652)	0.886
(2,1)	0.786	(21.073)	0.018	(1.5147)	-0.030	(-2.880)	0.012	(0.5447)	0.867
(2,2)	0.788	(21.389)	0.017	(1.3780)	-0.030	(-2.563)	0.017	(0.6530)	0.867
(2,3)	0.805	(23.792)	0.016	(1.4157)	-0.032	(-2.846)	0.019	(0.7513)	0.884
(2,4)	0.804	(24.936)	0.014	(1.1879)	-0.032	(-2.522)	0.035	(1.2796)	0.887
(3,1)	0.786	(21.585)	0.018	(1.5877)	-0.030	(-2.618)	0.012	(0.4677)	0.865
(3,2)	0.803	(24.000)	0.019	(1.7629)	-0.034	(-3.050)	0.012	(0.4598)	0.882
(3,3)	0.804	(25.121)	0.015	(1.3994)	-0.032	(-2.528)	0.032	(1.1869)	0.887
(3,4)	0.811	(27.620)	0.019	(1.8601)	-0.042	(-3.217)	0.036	(1.3287)	0.898
(4,1)	0.795	(24.688)	0.023	(2.5025)	-0.037	(-3.598)	-0.010	(-0.387)	0.877
(4,2)	0.801	(26.588)	0.017	(1.7000)	-0.033	(-2.644)	0.026	(1.0920)	0.888
(4,3)	0.810	(29.888)	0.021	(2.1849)	-0.043	(-3.192)	0.029	(1.1897)	0.899
(4,4)	0.798	(30.506)	0.025	(2.4799)	-0.050	(-3.311)	0.032	(1.1564)	0.895

CUADRO D12									
Principales Resultados de Estimar la Ec. (5)									
Utilizando Alternativa = Formación Bruta en Capital en Maquinaria y Equipos (FBKM) sobre PIB									
(K, L)	Inf(+1) Coef.	Inf(+1) (T-stat)	Brecha Coef.	Brecha (T-stat)	Margenes Coef.	Margenes (T-stat)	Coef.	(T-stat)	R2 ajust.
(1,1)	0.765	(21.973)	0.056	(2.1259)	-0.046	(-3.610)	-0.111	(-1.730)	0.855
(1,2)	0.752	(21.652)	0.034	(1.5215)	-0.035	(-2.525)	-0.058	(-1.040)	0.857
(1,3)	0.736	(22.969)	0.026	(1.2567)	-0.030	(-1.943)	-0.032	(-0.611)	0.853
(1,4)	0.758	(23.772)	0.015	(0.8618)	-0.025	(-1.591)	0.008	(0.1657)	0.869
(2,1)	0.722	(21.803)	0.036	(2.0044)	-0.033	(-2.600)	-0.056	(-1.242)	0.858
(2,2)	0.732	(23.690)	0.024	(1.5068)	-0.028	(-1.988)	-0.016	(-0.410)	0.860
(2,3)	0.765	(25.931)	0.015	(1.0690)	-0.024	(-1.731)	0.017	(0.4580)	0.877
(2,4)	0.774	(25.559)	0.014	(1.1210)	-0.024	(-1.688)	0.024	(0.7088)	0.877
(3,1)	0.744	(20.482)	0.029	(1.9914)	-0.035	(-2.736)	-0.024	(-0.749)	0.851
(3,2)	0.778	(25.789)	0.017	(1.4800)	-0.028	(-2.195)	0.016	(0.5741)	0.875
(3,3)	0.782	(25.375)	0.017	(1.5468)	-0.028	(-2.081)	0.022	(0.8150)	0.875
(3,4)	0.785	(27.144)	0.019	(1.8764)	-0.035	(-2.554)	0.029	(1.0728)	0.886
(4,1)	0.794	(24.697)	0.016	(1.6413)	-0.028	(-2.312)	0.022	(0.9758)	0.881
(4,2)	0.795	(24.858)	0.017	(1.7359)	-0.028	(-2.178)	0.026	(1.0863)	0.879
(4,3)	0.794	(26.466)	0.020	(2.1550)	-0.036	(-2.709)	0.029	(1.2087)	0.889
(4,4)	0.779	(26.791)	0.023	(2.2698)	-0.038	(-2.425)	0.033	(1.3071)	0.884

APÉNDICE D (continuación)

CUADRO D13

Principales Resultados de Estimar la Ec. (5)
Utilizando Alternativa = Formación Bruta en Capital Total (FBKC + FBKM) sobre PIB

(K, L)	Inf(+1) Coef.	Inf(+1) (T-stat)	Brecha Coef.	Brecha (T-stat)	Margenes Coef.	Margenes (T-stat)	Coef.	(T-stat)	R2 ajust.
(1,1)	0.771	(18.896)	0.039	(1.4025)	-0.040	(-2.769)	-0.031	(-0.868)	0.861
(1,2)	0.781	(20.844)	0.016	(0.7897)	-0.028	(-1.867)	0.002	(0.0638)	0.881
(1,3)	0.780	(22.013)	0.016	(0.9010)	-0.028	(-1.902)	0.006	(0.2707)	0.878
(1,4)	0.799	(24.596)	0.012	(0.7806)	-0.028	(-2.021)	0.014	(0.7590)	0.889
(2,1)	0.771	(20.229)	0.017	(1.0363)	-0.026	(-2.024)	0.003	(0.1291)	0.881
(2,2)	0.777	(21.765)	0.017	(1.1041)	-0.027	(-2.010)	0.007	(0.3839)	0.875
(2,3)	0.798	(25.097)	0.013	(0.9880)	-0.028	(-2.117)	0.014	(0.8626)	0.888
(2,4)	0.801	(25.750)	0.012	(0.9647)	-0.028	(-2.051)	0.019	(1.2431)	0.891
(3,1)	0.776	(21.707)	0.021	(1.4852)	-0.031	(-2.382)	0.002	(0.1491)	0.865
(3,2)	0.798	(25.240)	0.016	(1.3731)	-0.030	(-2.429)	0.010	(0.7145)	0.883
(3,3)	0.801	(25.899)	0.014	(1.2561)	-0.030	(-2.182)	0.017	(1.2006)	0.888
(3,4)	0.806	(28.123)	0.018	(1.6902)	-0.039	(-2.794)	0.020	(1.3875)	0.898
(4,1)	0.802	(25.813)	0.018	(1.7896)	-0.032	(-2.747)	0.008	(0.6310)	0.883
(4,2)	0.804	(26.571)	0.015	(1.4932)	-0.030	(-2.267)	0.017	(1.3515)	0.890
(4,3)	0.809	(28.671)	0.019	(1.9761)	-0.039	(-2.834)	0.018	(1.4118)	0.899
(4,4)	0.794	(29.477)	0.023	(2.2461)	-0.045	(-2.824)	0.019	(1.4117)	0.894

CUADRO D14

Principales Resultados de Estimar la Ec. (5)
Utilizando Alternativa = Inversión en Existencias sobre PIB

(K, L)	Inf(+1) Coef.	Inf(+1) (T-stat)	Brecha Coef.	Brecha (T-stat)	Margenes Coef.	Margenes (T-stat)	Coef.	(T-stat)	R2 ajust.
(1,1)	0.753	(14.845)	0.009	(1.0188)	-0.016	(-0.976)	0.010	(0.7976)	0.857
(1,2)	0.746	(14.249)	0.008	(0.7162)	-0.010	(-0.479)	0.004	(0.2326)	0.848
(1,3)	0.748	(11.990)	0.001	(0.0694)	-0.011	(-0.433)	0.040	(1.0346)	0.842
(1,4)	0.742	(14.743)	0.004	(0.3312)	-6.383	(-0.002)	0.017	(0.4831)	0.849
(2,1)	0.736	(15.236)	0.009	(0.9016)	-0.012	(-0.609)	0.005	(0.4326)	0.847
(2,2)	0.752	(14.504)	0.001	(0.0974)	-0.006	(-0.273)	0.025	(1.1133)	0.850
(2,3)	0.739	(15.559)	0.004	(0.2855)	0.000	(-0.004)	0.022	(0.7821)	0.838
(2,4)	0.742	(16.177)	-0.003	(-0.253)	-5.850	(-0.002)	0.041	(1.2883)	0.861
(3,1)	0.764	(15.456)	0.002	(0.1452)	-0.005	(-0.198)	0.015	(1.2115)	0.854
(3,2)	0.742	(15.855)	0.005	(0.4030)	-5.541	(-0.001)	0.011	(0.4120)	0.835
(3,3)	0.749	(16.675)	-0.003	(-0.229)	-4.280	(-0.001)	0.036	(1.1924)	0.858
(3,4)	0.748	(13.285)	-0.002	(-0.115)	-6.361	(-0.001)	0.063	(1.1546)	0.849
(4,1)	0.737	(16.050)	0.006	(0.4510)	-9.545	(-0.003)	0.007	(0.3580)	0.830
(4,2)	0.741	(16.050)	-7.620	(-0.005)	-3.840	(-0.001)	0.019	(0.9591)	0.853
(4,3)	0.735	(13.365)	0.002	(0.1412)	-4.489	(-0.001)	0.033	(0.9529)	0.841
(4,4)	0.693	(13.003)	0.014	(1.0499)	-0.005	(-0.188)	0.006	(0.1284)	0.810

APÉNDICE D (continuación)

CUADRO D15									
Principales Resultados de Estimar la Ec. (5) Utilizando Alternativa = Brecha de Desempleo Total									
(K, L)	Inf(+1) Coef.	Inf(+1) (T-stat)	Brecha Coef.	Brecha (T-stat)	Margenes Coef.	Margenes (T-stat)	Coef.	(T-stat)	R2 ajust.
(1,1)	0.785	(22.917)	-0.010	(-0.264)	-0.007	(-0.221)	-0.058	(-0.900)	0.859
(1,2)	0.785	(22.752)	-0.004	(-0.120)	-0.011	(-0.361)	-0.049	(-0.797)	0.855
(1,3)	0.787	(22.727)	0.003	(0.1071)	-0.017	(-0.595)	-0.035	(-0.614)	0.858
(1,4)	0.811	(25.059)	-0.005	(-0.203)	-0.012	(-0.518)	-0.048	(-1.064)	0.883
(2,1)	0.784	(22.388)	0.003	(0.1074)	-0.016	(-0.687)	-0.036	(-0.801)	0.856
(2,2)	0.788	(22.372)	0.009	(0.3693)	-0.022	(-0.940)	-0.024	(-0.560)	0.862
(2,3)	0.812	(24.875)	0.001	(0.0362)	-0.017	(-0.832)	-0.037	(-1.026)	0.883
(2,4)	0.809	(24.252)	0.002	(0.1298)	-0.019	(-1.007)	-0.037	(-1.027)	0.884
(3,1)	0.790	(22.366)	0.013	(0.6037)	-0.025	(-1.259)	-0.016	(-0.445)	0.866
(3,2)	0.808	(24.724)	0.006	(0.3175)	-0.021	(-1.126)	-0.027	(-0.863)	0.882
(3,3)	0.806	(23.947)	0.007	(0.4202)	-0.023	(-1.307)	-0.028	(-0.889)	0.883
(3,4)	0.808	(25.890)	0.008	(0.5249)	-0.029	(-1.634)	-0.035	(-1.139)	0.891
(4,1)	0.805	(25.400)	0.009	(0.6100)	-0.023	(-1.433)	-0.018	(-0.700)	0.883
(4,2)	0.805	(24.138)	0.010	(0.6757)	-0.025	(-1.560)	-0.022	(-0.813)	0.885
(4,3)	0.808	(26.243)	0.011	(0.7667)	-0.031	(-1.865)	-0.031	(-1.118)	0.893
(4,4)	0.791	(24.173)	0.013	(0.8234)	-0.032	(-1.669)	-0.036	(-1.265)	0.880

CUADRO D16									
Principales Resultados de Estimar la Ec. (5) Utilizando Alternativa = Brecha de Desempleo Primario									
(K, L)	Inf(+1) Coef.	Inf(+1) (T-stat)	Brecha Coef.	Brecha (T-stat)	Margenes Coef.	Margenes (T-stat)	Coef.	(T-stat)	R2 ajust.
(1,1)	0.782	(21.946)	0.000	(-0.017)	-0.019	(-0.747)	-0.047	(-0.619)	0.860
(1,2)	0.784	(20.784)	0.010	(0.3097)	-0.025	(-1.118)	-0.024	(-0.368)	0.863
(1,3)	0.788	(21.148)	0.010	(0.3758)	-0.026	(-1.377)	-0.025	(-0.483)	0.868
(1,4)	0.804	(22.560)	0.000	(0.0071)	-0.021	(-1.269)	-0.045	(-1.037)	0.886
(2,1)	0.785	(19.593)	0.022	(1.1726)	-0.033	(-2.059)	0.000	(0.0096)	0.863
(2,2)	0.789	(21.020)	0.017	(0.9794)	-0.031	(-2.131)	-0.011	(-0.306)	0.867
(2,3)	0.804	(23.221)	0.009	(0.5441)	-0.027	(-1.818)	-0.029	(-0.845)	0.882
(2,4)	0.800	(24.170)	0.010	(0.6340)	-0.027	(-1.910)	-0.029	(-0.866)	0.883
(3,1)	0.785	(22.147)	0.018	(1.0709)	-0.031	(-2.333)	-0.010	(-0.294)	0.867
(3,2)	0.797	(23.978)	0.013	(0.8567)	-0.028	(-2.082)	-0.020	(-0.667)	0.879
(3,3)	0.796	(24.544)	0.013	(0.9466)	-0.029	(-2.156)	-0.023	(-0.760)	0.882
(3,4)	0.800	(26.853)	0.014	(1.0507)	-0.035	(-2.538)	-0.033	(-1.085)	0.891
(4,1)	0.792	(24.222)	0.016	(1.3410)	-0.029	(-2.382)	-0.009	(-0.365)	0.878
(4,2)	0.795	(24.786)	0.015	(1.3149)	-0.031	(-2.386)	-0.017	(-0.651)	0.882
(4,3)	0.800	(27.177)	0.016	(1.3589)	-0.037	(-2.734)	-0.029	(-1.119)	0.892
(4,4)	0.785	(25.163)	0.017	(1.3163)	-0.037	(-2.326)	-0.039	(-1.391)	0.880

APÉNDICE D (continuación)

CUADRO D17

**Principales Resultados de Estimar la Ec. (5)
Utilizando Alternativa = Crecimiento Empleo Total**

(K, L)	Inf(+1) Coef.	Inf(+1) (T-stat)	Brecha Coef.	Brecha (T-stat)	Margenes Coef.	Margenes (T-stat)	Coef.	(T-stat)	R2 ajust.
(1,1)	0.775	(23.889)	0.017	(2.2895)	-0.033	(-2.360)	0.007	(0.3777)	0.877
(1,2)	0.776	(28.252)	0.019	(2.4146)	-0.037	(-2.398)	0.005	(0.3018)	0.891
(1,3)	0.765	(32.380)	0.022	(2.3801)	-0.042	(-2.495)	0.005	(0.2856)	0.894
(1,4)	0.752	(31.804)	0.020	(1.7145)	-0.036	(-1.754)	0.004	(0.1964)	0.892
(2,1)	0.752	(32.943)	0.017	(2.0146)	-0.035	(-2.472)	0.020	(1.4986)	0.879
(2,2)	0.753	(31.521)	0.020	(2.1223)	-0.039	(-2.526)	0.012	(0.9575)	0.889
(2,3)	0.743	(27.231)	0.018	(1.5824)	-0.031	(-1.646)	0.007	(0.5287)	0.888
(2,4)	0.730	(22.700)	0.022	(2.1372)	-0.035	(-2.336)	0.006	(0.3309)	0.883
(3,1)	0.745	(27.337)	0.021	(2.4453)	-0.041	(-3.145)	0.014	(1.3277)	0.885
(3,2)	0.735	(24.451)	0.018	(1.7050)	-0.029	(-1.744)	0.006	(0.5185)	0.881
(3,3)	0.724	(21.983)	0.022	(2.1763)	-0.033	(-2.249)	0.003	(0.1782)	0.874
(3,4)	0.704	(20.808)	0.017	(1.6389)	-0.023	(-1.525)	0.001	(0.0501)	0.857
(4,1)	0.725	(22.073)	0.019	(1.8594)	-0.026	(-1.584)	0.007	(0.5052)	0.864
(4,2)	0.716	(20.392)	0.022	(2.0521)	-0.030	(-1.722)	0.004	(0.2725)	0.857
(4,3)	0.698	(20.344)	0.017	(1.5714)	-0.020	(-1.182)	0.001	(0.0914)	0.843
(4,4)	0.701	(20.224)	0.014	(1.4192)	-0.016	(-0.882)	0.000	(0.0084)	0.852

CUADRO D18

**Principales Resultados de Estimar la Ec. (5)
Utilizando Alternativa = Crecimiento Empleo Primario**

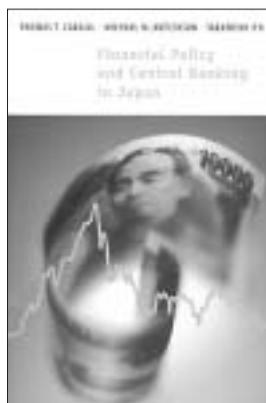
(K, L)	Inf(+1) Coef.	Inf(+1) (T-stat)	Brecha Coef.	Brecha (T-stat)	Margenes Coef.	Margenes (T-stat)	Coef.	(T-stat)	R2 ajust.
(1,1)	0.786	(24.773)	0.017	(2.3401)	-0.028	(-1.890)	0.000	(-0.041)	0.887
(1,2)	0.790	(28.083)	0.022	(3.2318)	-0.031	(-2.169)	-0.011	(-0.695)	0.896
(1,3)	0.779	(27.371)	0.025	(3.2535)	-0.032	(-2.028)	-0.016	(-0.940)	0.889
(1,4)	0.773	(27.012)	0.027	(2.9275)	-0.031	(-1.848)	-0.023	(-1.167)	0.885
(2,1)	0.783	(27.603)	0.021	(3.2226)	-0.032	(-2.524)	-0.006	(-0.453)	0.891
(2,2)	0.774	(27.098)	0.024	(3.2103)	-0.032	(-2.182)	-0.014	(-0.902)	0.886
(2,3)	0.767	(26.766)	0.025	(2.6739)	-0.029	(-1.794)	-0.018	(-1.123)	0.881
(2,4)	0.754	(25.418)	0.032	(3.0409)	-0.033	(-2.083)	-0.033	(-1.485)	0.871
(3,1)	0.772	(27.884)	0.024	(3.1411)	-0.032	(-2.243)	-0.012	(-0.949)	0.884
(3,2)	0.765	(27.069)	0.025	(2.6335)	-0.029	(-1.843)	-0.017	(-1.272)	0.878
(3,3)	0.752	(27.032)	0.030	(2.9917)	-0.033	(-2.133)	-0.029	(-1.523)	0.871
(3,4)	0.730	(26.073)	0.025	(2.2752)	-0.026	(-1.583)	-0.023	(-0.983)	0.850
(4,1)	0.760	(25.794)	0.024	(2.5462)	-0.030	(-1.925)	-0.013	(-1.121)	0.872
(4,2)	0.750	(27.622)	0.028	(2.9166)	-0.034	(-2.178)	-0.024	(-1.345)	0.869
(4,3)	0.729	(26.497)	0.023	(2.2210)	-0.027	(-1.651)	-0.017	(-0.781)	0.850
(4,4)	0.727	(24.437)	0.019	(2.0601)	-0.025	(-1.513)	-0.004	(-0.197)	0.861

REVISIÓN DE LIBROS

COMENTARIO AL LIBRO “FINANCIAL POLICY AND CENTRAL BANKING IN JAPAN”

de Thomas F. Cargill, Michael M. Hutchison y Takatoshi Ito
MIT Press, 2000

Rodrigo Vergara M.*



Japón fue una de las grandes estrellas del crecimiento económico por cuatro décadas. Entre 1950 y 1970 creció a una tasa promedio de cerca de 10% por año. En los setenta fue afectado por los *shocks* petroleros, pero igual su desempeño en materia de crecimiento fue muy superior al del resto de los países desarrollados (5.7% promedio anual). En los ochenta se vio alguna desaceleración, natural en una economía que ya había logrado niveles de ingreso per cápita de país líder; sin embargo, su crecimiento de 4.5% promedio al año fue también por sobre el del resto. En los noventa, la situación cambió drásticamente. Con un crecimiento apenas algo por arriba de 1% por año se transformó en una de las de peor desempeño entre sus pares, y un paradigmático caso de país estancado.

El colapso del mercado accionario entre 1990 y 1992 y el derrumbe del precio de la tierra se han señalado generalmente como los eventos individuales que produjeron el inicio del estancamiento de los noventa. Debe recordarse, por ejemplo, que el índice accionario japonés —Nikkei— es hoy casi 80%

inferior al nivel de fines de los ochenta. Sin embargo, los autores sostienen que entre las causas profundas de la crisis está el enfoque japonés hacia la regulación financiera y hacia el manejo de la política económica. Más específicamente, sostienen que una serie de errores de política monetaria y financiera retardó la recuperación económica y la solución de los problemas financieros que tomaron proporciones de crisis a mediados de la década. La resistencia a enfrentar el tema de los créditos incobrables significó que dicho problema fuera creciendo, lo que agravó aún más la situación de la economía.

Los autores presentan una visión optimista a futuro, en el sentido de que suponen que con las medidas que se tomaron a fines de la década en materia monetaria y financiera, la economía japonesa debería volver a la senda de crecimiento. Sus predicciones, hasta ahora, han resultado equivocadas. Japón, tres años después de esas medidas, sigue sin encontrar su rumbo y sigue siendo, en promedio, la economía industrializada menos dinámica. Por cierto, aquí caben dos interpretaciones. La primera es que los autores se equivocaron en su diagnóstico y los problemas japoneses son otros, siendo los que ellos mencionan solo una parte de algo mucho más amplio. La segunda es que, si bien la tesis es correcta, las autoridades aplicaron mal o parcialmente la medicina recomendada. No es el objetivo de este comentario dilucidar esto, pero ciertamente a la luz de la evidencia posterior a este libro pareciera que las dudas sobre la persistente decadencia de la economía japonesa se mantienen.

Este libro analiza la desaceleración experimentada por Japón en los últimos años desde la perspectiva de la respuesta de política tanto del Gobierno como del Banco Central. El énfasis está en las políticas

* Centro de Estudios Públicos.

monetaria y financiera y, por lo tanto, en el rol del Banco Central y de las autoridades reguladoras y supervisoras. Se pregunta cuáles son los desafíos que deberán afrontar estas instituciones para recuperar un crecimiento económico sostenido.

Luego de un capítulo introductorio, el libro se organiza en cinco capítulos. En el capítulo 2 se describen los hechos que llevaron a la economía japonesa a una situación crítica durante la segunda mitad de los noventa. El enfoque sobre la regulación y supervisión del sistema financiero se analiza en el capítulo 3. Ahí se describe tanto el antiguo esquema como lo que se ha hecho para modernizarlo. La ley del Banco de Japón y sus recientes cambios se analizan en el capítulo 4. En el capítulo siguiente se revisan los argumentos a favor y en contra de una ley de autonomía para el Banco de Japón. El último capítulo examina los desafíos que enfrentan las autoridades económicas en el diseño de las políticas monetaria y financiera.

Una economía que se estancó

La década del noventa y lo que va del nuevo siglo no han sido un buen período para Japón. Su economía estuvo virtualmente estancada entre 1992 y 1994, exhibió una recuperación modesta entre 1995 y 1997, entró en recesión hacia fines de la década y creció en promedio 0.5% entre el 2000 y el 2002. Los signos de estancamiento incluyeron, además, un aumento del desempleo hacia niveles sin precedente, deflación y fuertes disminuciones en los precios de la tierra y las acciones. El colapso, en la visión de los autores, era inevitable, dada la burbuja económica de fines de los ochenta. El momento específico, a su vez, tuvo que ver con el inicio de una política monetaria más restrictiva a comienzos de la década.¹ La caída del precio de los activos produjo un fuerte efecto riqueza, que deprimió el consumo y la inversión. Además, dañó el valor de las garantías de los bancos, con lo que se produjo una enorme contracción del crédito.

En la literatura se han discutido ampliamente las causas reales de la crisis. Algunos autores sostienen que el problema fue que la política macroeconómica no fue lo suficientemente expansiva en los primeros

años. Los autores apoyan parcialmente esta hipótesis, aunque su énfasis está más bien en los factores relacionados con el sistema financiero. En todo caso, es evidente que la continuación de bajos resultados económicos a fines de la década y comienzos de la siguiente, a pesar de una política fiscal y monetaria expansiva, pone una gran sombra de duda sobre la explicación que culpa a una política macroeconómica contractiva del estancamiento japonés.

La otra hipótesis de la crisis tiene que ver con el sistema financiero. Por un lado, se da cuenta de una serie de medidas de política en esta área —como el aumento en los requerimientos de capital— que tendieron a agravar la contracción del crédito. En este sentido, el *timing* no habría sido el más apropiado. Sin embargo, el elemento más importante habría sido la incapacidad de las autoridades de enfrentar rápida y eficientemente el problema. Los apoyos de liquidez y la forma de tratar el problema de los créditos incobrables, postergando indefinidamente el tema, están, entre otras causas, en la raíz de la crisis. Parte de la explicación a esta inercia radica en la burocracia japonesa y en la dificultad de tomar medidas de política que son resistidas por grupos de presión o que no son populares. Por cierto, la serie de escándalos financieros que se sucedieron en esa época, que los autores describen detalladamente, tampoco ayudó.

Hacia una modernización de las instituciones

Los capítulos 3 a 5 hacen un análisis de la modernización que requieren las principales instituciones que supervisan el sistema financiero en Japón. El tono es optimista, en el sentido de que supone que a fines de los noventa ya se iba en la dirección correcta. Los eventos posteriores —que no alcanza a cubrir este libro— son menos auspiciosos de lo que preveían los autores.

El capítulo 3 se refiere a las modernizaciones que se hicieron a fines de la década pasada en la regulación y supervisión financiera. En particular, se destaca el establecimiento, en 1997, de una nueva agencia separada del Ministerio de Hacienda para estos asuntos. Al año siguiente se estableció otra agencia, dependiente del Primer Ministro, para hacer frente a la situación de las instituciones con problemas. Los autores argumentan que estas y otras instituciones formarían parte del nuevo sistema regulatorio más

¹ De la misma forma se argumenta que la burbuja estuvo relacionada con una política monetaria excesivamente expansiva a fines de los ochenta.

adaptado al mundo global. De alguna manera, manifiestan, se están siguiendo, en forma retardada, las reformas que otros países industrializados hicieron mucho antes. En esta nueva estructura, las agencias reguladoras y supervisoras estarían más acordes con el mundo actual y, por lo tanto, más preparadas para modernizar la regulación y hacer más efectiva la supervisión. Además, y lo que es muy importante, tendrían menos interferencia del mundo político, lo que les permitiría realizar una labor más profesional.

Los autores, no obstante, advierten que es muy temprano para juzgar si este cambio formal en dichas instituciones será un cambio real. Quizá esta es la salida que tienen para explicar por qué, a varios años de su implementación, aún parecen no dar los resultados esperados.

En el capítulo 4 se analiza la nueva ley del Banco de Japón (BoJ) de 1998, que constituyó la primera revisión desde la ley de 1942. Los autores consideran que contiene cambios fundamentales en varios aspectos. En primer lugar, bajo la nueva ley el BoJ es significativamente más autónomo que con la ley antigua. En segundo lugar, mientras los objetivos de la ley antigua eran muy generales (“conducir la política crediticia de manera que las actividades de la nación puedan ser adecuadamente desarrolladas”), la nueva ley es mucho más específica y acorde con un banco central moderno: “estabilidad de precios y mantención de un sistema financiero ordenado”. En tercer lugar, la nueva ley da más autonomía al BoJ para actuar como prestamista de última instancia. Según la antigua ley, las decisiones en esa materia las tomaba el Gobierno, y el BoJ era el ejecutor. Hay también otra serie de modernizaciones relacionadas con la transparencia, la responsabilidad, el financiamiento del Gobierno y otros, que sería muy largo detallar en esta revisión.

La conclusión de los autores es que esta nueva institucionalidad del BoJ lo hará más eficiente en la administración de la política monetaria y en su relación con el sistema financiero. De hecho, el antiguo BoJ había perdido ya gran parte de su reputación. Muchos lo culpan de haber permitido la burbuja de fines de los ochenta, además de haber manejado mal la crisis de los noventa. La tesis implícita es que este tipo de cosas podría haberse evitado en este nuevo esquema. Por cierto, esto es algo imposible de probar.

El capítulo 5 es más bien conceptual y se refiere a metas de inflación y trampas de liquidez, mencionando experiencias de diversos países en distintos períodos. La tesis aquí es que un esquema de política basado en metas de inflación habría ayudado a Japón a reducir la contracción de fines de los noventa. Debe recordarse que en dicho país había deflación, por lo que una meta de inflación, digamos entre 1% y 3%, habría significado políticas más expansivas por parte del BoJ. Según los autores, dichas políticas habrían roto el círculo vicioso de expectativas de deflación, recesión, elevadas tasas reales de interés y aumento en la carga de la deuda para empresas y personas.

Los desafíos de política

Finalmente, el capítulo 6 aborda los desafíos que enfrenta la política financiera y de banca central en Japón. En el corto plazo, es evidente que se requiere restablecer la salud del sistema financiero, solucionar el problema de los créditos incobrables y lograr la estabilidad de precios (en contraste con la actual deflación). En el largo plazo, el objetivo es lograr un sistema financiero competitivo que ayude a retomar el crecimiento económico y establecer un sistema de prevención de crisis financieras que reduzca al mínimo la posibilidad de que ocurra otra similar a la observada en los últimos años.

Por cierto, el libro no da respuesta a todas las interrogantes. Más aún, queda la sensación de que algunas de las hipótesis son al menos discutibles. La experiencia posterior a la publicación del libro no parece muy coherente con muchas de esas hipótesis. En este sentido, los autores quedan en deuda. Cabrá esperar un nuevo libro para poder discriminar mejor entre distintas hipótesis. No obstante lo anterior, se trata de un libro valioso. Nos ayuda a entender el proceso que ha vivido Japón desde inicios de los noventa. Entrega información y análisis serio e ilustrado. En síntesis, permite adentrarse algo más en los misterios del largo proceso de estancamiento que vive dicha economía. Lo persistente de este estancamiento es, precisamente, lo que lo hace más misterioso.

COMENTARIO AL LIBRO
 “AFTER THE WASHINGTON CONSENSUS:
 RESTARTING GROWTH AND REFORM IN LATIN AMERICA” *

de Pedro Pablo Kuczynski y John Williamson
 (Institute for International Economics, Washington DC, 2003)

Ricardo Ffrench-Davis M. *



Las reformas económicas aplicadas en América Latina desde inicios de los noventa se enmarcaron, con frecuencia, en lo que se ha denominado el “Consenso de Washington”. El bautizo obedeció a la mano de Williamson (1990). Luego, el mismo Williamson (1997) publicó un artículo en el que ya se vislumbraban algunos de los puntos más sustantivos del libro que aquí comentamos.

John Williamson con Pedro Pablo Kuczynski nos presentan una interesante colección de artículos con evaluaciones de la aplicación del Consenso de Washington y propuestas de acción para corregir su rumbo.¹ En su conjunto, ofrece un estimulante grupo de antecedentes y reflexiones orientado a mejorar las reformas, a procurar lograr crecimiento y equidad. Hay convergencias entre los diferentes autores, pero, también, énfasis notoriamente diversos o contrapuestos a través del libro. Estas diferencias, en sí mismas, muestran que existe un abanico de posibilidades para las políticas económicas en la región y no una “receta única”, como se entendió, con frecuencia, en el “Consenso de Washington”.

Este libro contribuye positivamente a un debate imprescindible, dados los “decepcionantes” resultados obtenidos por América Latina, en las palabras de John Williamson. En efecto, los resultados han sido muy insatisfactorios en cuanto a crecimiento, equidad y estabilidad macroeconómica. Un crecimiento promedio del PIB de apenas 2.4% anual entre 1990 y 2002, un aumento del número de pobres, profundas crisis financieras y entornos recesivos e inciertos.

Aquí haremos un examen sucinto del texto, focalizando la atención en la síntesis, el resumen y un apéndice escritos por Williamson. Adicionalmente, me referiré a algunos de los capítulos.

Entre los temas tratados están: “Reforma del Estado” (Kuczynski); “Pobreza, Equidad y Política Social” (Nancy Birdsall y Miguel Székely); “Política Fiscal” (Daniel Artana, Ricardo López-Murphy y Fernando Navajas); “Sistema Financiero” (Kuczynski); “Política Monetaria y Cambiaria” (Liliana Rojas-Suárez); “Política Comercial” (Roberto Bouzas y Saúl Keifman), “Educación y Capacitación” (Laurence Wolff y Claudio de Moura Castro), “Mercado Laboral” (Jaime Saavedra) y “Política de Reformas de Segunda Generación” (Patricio Navia y Andrés Velasco).

Una larga lista de referencias bibliográficas muestra cierto progreso en la incorporación de material producido por residentes o instituciones en América Latina, esto es, en los países que han sido objeto de

* El título del libro en español sería Después del Consenso de Washington: Reiniciando el Crecimiento y las Reformas en América Latina. La traducción de las citas entre comillas es de mi responsabilidad.

** Cepal.

¹ El 24 de abril organizamos una presentación del libro en la Cepal, Santiago, con la participación central de John Williamson, e intervenciones de José Antonio Ocampo, Vitorio Corbo, Andrés Velasco, Andrés Concha y el autor de esta reseña.

las reformas; no obstante, aún tiene un gran sesgo hacia las visiones complacientes. La visión más pragmática o realista de Williamson tiene muchos más acompañantes que lo que sugiere la lista de referencias del libro.

Williamson concluye que los resultados obtenidos por América Latina han sido desilusionantes (pp. 2, 307, 327), no obstante los progresos logrados en varios frentes. Registra el avance social —en los noventa— en indicadores como expectativas de vida, escolaridad y mortalidad infantil. En el campo macroeconómico, destaca el avance en la disciplina fiscal y el control de la inflación. Claramente, ese esfuerzo no fue suficiente. Este período fue acompañado de bajo crecimiento del PIB (2.4% por año), un aumento de 20 millones de pobres desde 1997, una tasa de inversión menor que en los setenta, y niveles de desempleo históricamente altos. Incluso el desempeño global del bienio 2000-01 es el peor desde 1982-83. Su planteamiento es un significativo progreso hacia la transparencia y rendición de cuentas frente a demasiados estudios realizados alrededor de entidades en Washington que soslayaban esta realidad, ya fuera contrastando los resultados con la década perdida de los ochenta, o enfatizando las reformas como un fin en vez de como un medio, o centrando la atención en algunas variables financieras, o en el corto plazo en momentos de auge.

¿Qué falló? Williamson hace varias ordenaciones de explicaciones diferentes en las tres piezas de las que es autor. Aquí recuento la que me parece refleja mejor el contenido de su argumentación y con implicaciones más claras de política económica. Comprende tres grupos de temas: primero, algo que destaca Williamson reiteradamente —así como lo hacen Rojas-Suárez (pp. 146, 152), Birdsall, et al. (p. 67), Bouzas et al. (p. 169) y Kuczynski (p.103), en sus respectivos artículos—, es la recurrencia de dañinas crisis financieras (pp. 307, 328). Segundo, las reformas fueron incompletas. Tercero, los objetivos se restringieron al crecimiento sin preocupación efectiva por “el empleo, la pobreza,

la distribución del ingreso, la movilización de los pobres para su contribución al crecimiento y la agenda social” (p. 328).

En su análisis hace una diferenciación entre la Agenda del Consenso de Washington según su texto de 1990 y la aplicación práctica que llevó a identificar ese término con “una agenda ideológica supuestamente válida para todo tiempo y para todos los países” (p. 326); en un par de pasajes se refiere a las versiones extremas o neoliberales (p. 327), reiterando su mensaje desideologizado y pragmático que deberían exhibir las políticas económicas.

El primer tema recibe atención prioritaria en este volumen. Williamson destaca la gran vulnerabilidad de América Latina a los *shocks* externos y sus fallas en enfrentarlos. Plantea que muchos países “alentaron inundaciones de financiamiento y dejaron reevaluar sus monedas o usaron el tipo de cambio como ancla nominal”. Así, se hicieron vulnerables a los cortes bruscos de fondos (p.5).

Liliana Rojas-Suárez también entra directamente al tema en su análisis de alternativas de regímenes monetarios y cambiarios. Se refiere a “la volatilidad de los flujos de capitales, que implica que un sistema de cambio libre no puede contribuir a la estabilidad económica y financiera” (p. 146). Por ello, se manifiesta por una flotación administrada, convergiendo con Bouzas (p. 169) y Williamson en ese planteamiento. No obstante, las propuestas más específicas difieren, siendo Williamson más partidario de administrar alrededor de un nivel identificado por la autoridad, que evite desalineamientos² (p. 312, nota 9/).

Tanto Williamson como Rojas-Suárez se extienden sobre la regulación de la cuenta de capitales. Ambos argumentan sobre el papel crucial que juegan, en la sostenibilidad de los equilibrios macroeconómicos, las regulaciones contracíclicas de los ingresos de capitales (pp. 5,8,9,151,152,307,310,331). Ello es ilustrado muy eficazmente, según ambos autores, por el encaje aplicado en Chile, con un conjunto de otras políticas contracíclicas. Ambos destacan la importancia de mantener libres las atribuciones nacionales para reponer el encaje, con toda su efectividad, ante una futura nueva ola de fondos externos (p.9; p. 152, nota 45/).

Entre los remedios para hacer frente a la vulnerabilidad, Williamson incluye fondos de estabilización; balance

² Véase también Williamson (2000), donde examina en detalle diversas alternativas de gestión cambiaria y presenta sus sólidos argumentos contra las dos soluciones extremas.

fiscal contracíclico, abordado en el capítulo sobre política fiscal; flexibilidad cambiaria, haciendo todo lo posible (por ejemplo, con un encaje) para evitar su revaluación ante situaciones de abundancia de fondos externos; seguros sociales contracíclicos; desalentar el uso del dólar en las operaciones internas; diversificar exportaciones (Bouzas pp. 164,178). Estas y otras medidas contracíclicas han sido estudiadas con profundidad en diversos proyectos de Cepal (por ej. Cepal, 2001; Ffrench-Davis, 2001).

En el segundo grupo, de reformas incompletas, Williamson ubica las insuficiencias de la primera generación, como son la falta de reformas tributarias y laborales, debilidad a la hora de promover las exportaciones y mejorar la eficiencia del gasto fiscal. Un punto que debió destacarse más, a mi juicio, es que las reformas no son procesos lineales aislados. Por lo tanto, completar una reforma no debe entenderse como sumar más de lo mismo, sino como un mejoramiento de la calidad de las reformas y de su coherencia con el resto de las políticas públicas. En cuanto a la segunda generación, asociada a las instituciones —educación y capacitación laboral, sistema judicial, sistemas de innovación, organismos reguladores, descentralización con disciplina fiscal— plantea, muy correctamente a mi juicio, que muchas de estas reformas se debieron iniciar en paralelo con la primera generación. Varios de estos tópicos son abordados en algunos de los capítulos sectoriales, que proveen interesantes aportes.

El tercer grupo se refiere a la equidad. Un atractivo capítulo, de Birdsall y Székely, se concentra en el tema (ver, también, Birdsall y de la Torre, 2001). Tal como en varios otros capítulos, este destaca la fuerte incidencia negativa de la inestabilidad macroeconómica real, examinando la incidencia sobre pobreza y distribución (p.67).

¿Qué debilidades encuentro en el texto? Es bastante heterogéneo en su profundidad, y está sesgado hacia la literatura más complaciente u omite referencias muy relevantes, como el capítulo “Sistema Financiero”. En lo específico, es evidente que ningún texto puede contener todo lo relevante a su tema. Sin embargo, veo algunos vacíos extremadamente importantes. Mencionaré cuatro tópicos omitidos o que están presentes en el texto de manera poco destacada o sistemática.

Primero, la inversión productiva ha sido notablemente baja en 1990-2002. ¿Por qué reformas que se suponen ‘amigables’ con el mercado y con los empresarios entregan ese resultado? No sucede por primera vez. En los 16 años de reformas neoliberales en Chile (1973-89), también fue muy baja. Muchos de los ingredientes de la explicación están, en mi opinión, presentes pero no se integran. Una adecuada rendición de cuentas de las reformas debe considerar esta falla, localizada en un factor decisivo de la función de producción agregada (véase Ffrench-Davis, 2000, caps. 1 y 6; Ffrench-Davis, 2002, cap. 10). Falta una integración de las dimensiones macro, meso y microeconómicas, y explicar cómo se han articulado para generar una formación de capital tan escasa, como señalamos en los tópicos que siguen.

Segundo, las reformas, tal como se aplicaron (no en la versión más pragmática de Williamson y otros de sus coautores), incluyendo la forma de hacer macroeconomía, han estado asociadas a macroprecios, tales como tasas de interés y tipos de cambio, notablemente inestables y ‘desalineados’, con niveles incoherentes con la tendencia de la economía real. Ello desalienta y distorsiona las decisiones empresariales, microeconómicas, de asignación ‘irreversible’ de factores. La forma de mejorar el manejo cambiario se aborda extensamente y de manera crítica y satisfactoria, no así respecto de la tasa de interés y por qué resultan tasas reales tan elevadas (como también aconteció con las reformas neoliberales en el Chile de 1975-82).

Tercero, Williamson destaca la ‘incompletitud’ en lo social del Consenso de Washington. Ello significa evaluar las políticas macroeconómicas también por sus efectos sociales. La colección que comentamos avanza al exponer el impacto de la inestabilidad macroeconómica, entre otros, sobre la equidad. Presenta, también, la capacitación laboral como una manera relevante e imprescindible de mejorar la distribución de oportunidades, pero no la recoge con el énfasis que amerita. Debería destacarse con fuerza, y subrayarse en las conclusiones, junto con un programa integral de apoyo a las pequeñas y medianas empresas o *pymes*. Ambos constituyen ingredientes claves para lograr crecimiento y equidad, en paralelo, y reflejan una gran debilidad en la aplicación práctica de las reformas.

Cuarto, la ausencia de políticas de desarrollo productivo. La versión neoliberal del Consenso presume que hechas sus reformas surgiría espontáneo el desarrollo productivo. Me parece que es un error comprobado históricamente. Para complementar una política macroeconómica realmente eficiente, se requiere adoptar con decisión un conjunto de políticas de desarrollo productivo (que llamamos meso-económicas), que incluyen el segmento de capitales de largo plazo y de riesgo, la capacitación laboral y de pequeños y medianos empresarios (lo último es un planteamiento de Joseph Ramos desde hace años), la investigación y difusión de innovaciones, el desarrollo de *clusters* y un amplio programa de apoyo a las *pymes*. Los *clusters* son mencionados positivamente por Williamson pero en una sola frase. Los contrasta con las políticas industriales. Me parece que los *clusters*, por ejemplo, los desarrollados alrededor de nuestros recursos naturales, representan la versión moderna adaptada a los tiempos actuales de más mercado, de experiencias como las de Corea, Taiwán, Malasia y las de Brasil entre los cincuenta y los setenta, países todos con crecimiento de 7 a 9% anual por dos o tres decenios, y la de Irlanda de los noventa.

Para concluir este comentario, quiero reiterar que la estabilidad macroeconómica real es un ingrediente fundamental. Se precisa un entorno donde los creadores de riqueza y productividad puedan dedicarse más o menos tranquilos a hacer su tarea 'microeconómica'. Para ello, requieren que el entorno macroeconómico, la demanda agregada, esté rondando persistentemente alrededor de la capacidad productiva disponible en el conjunto de la economía. La realidad macroeconómica de los noventa y estos primeros años del nuevo milenio ha sido como una

montaña rusa, en la cual empresarios y trabajadores han estado cautivos. Como enfatizan Williamson y la mayoría de sus coautores, la *reforma de las reformas* es una tarea pendiente y urgente en el manejo macroeconómico, y para la coherencia y fuerza de las reformas meso-económicas.

Esta colección, en su conjunto, es una contribución muy positiva a la comprensión del porqué de los éxitos y fracasos de los resultados registrados, y su balance "desilusionante". Evidentemente, constituye lectura imprescindible para un debate constructivo.

REFERENCIAS

- Birdsall, N. y A. de la Torre (2001). *Washington Contentious*. Carnegie Endowment for International Peace, Washington DC.
- Cepal (2001). *Crecimiento con Estabilidad*. Santiago.
- Ffrench-Davis, R. (2000). *Reforming the Reforms in Latin America: Macro, Trade, Finance*, Macmillan/Palgrave. Londres y Nueva York.
- Ffrench-Davis, R. (2001). *Financial Crises in 'Successful' Emerging Economies*. Cepal/Brookings Institution Press. Washington DC.
- Ffrench-Davis, R. (2002). *Economic Reforms in Chile*. University of Michigan Press, Ann Arbor.
- Williamson, J. (1990). *Latin American Adjustment: How Much Has Happened?* Institute for International Economics, Washington DC.
- Williamson, J. (1997). *The Washington Consensus Revisited*. BID, Washington DC.
- Williamson, J. (2000). *Exchange Rate Regimes for Emerging Markets: Reviving the Intermediate Option*. Institute for International Economics, Washington DC.

REVISIÓN DE PUBLICACIONES

AGOSTO 2003

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 sección de títulos y resúmenes de publicaciones. Las publicaciones están agrupadas por área temática, considerando la clasificación de publicaciones del *Journal of Economic Literature (JEL)*, y por orden alfabético de los autores.

CATASTRO DE PUBLICACIONES RECIENTES

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

Código JEL: E / MACROECONOMÍA Y ECONOMÍA MONETARIA

* Espinosa-Vega, M. y A. Rebucci (2003). “Retail Bank Interest Rate Pass-Through: Is Chile Atypical?” IMF Working Paper N°112, mayo.

* Zettelmeyer, J. (2003). “The Impact of Monetary Policy on the Bilateral Exchange Rate: Chile Versus the United States.” IMF Working Paper N°71, abril.

Código JEL: F / ECONOMÍA INTERNACIONAL

* Benavente, J. M., C. Johnson y F. Morandé (2003). “Debt Composition and Balance-Sheet Effects of Exchange Rate: A Firm level Analysis for Chile.” Debt Composition and Balance Sheet Fluctuations in Latin America N°2. Inter-American Development Bank, mayo.

* Cerda, R. y A. Lema (2003). “Desalineamientos Monetarios, Desalineamientos Cambiarios e Inflación.” Documento de Trabajo N° 243. Instituto de Economía, Pontificia Universidad Católica de Chile, junio.

* Cerda, R., A. Donoso y A. Lema (2003). “Fundamentos del Tipo de Cambio Real en Chile.” Documento de Trabajo N° 244. Instituto de Economía, Pontificia Universidad Católica de Chile, junio.

* Forbes, K. (2003). “One Cost of the Chilean Capital Controls: Increased Financial Constraints for Smaller Traded Firms.” NBER Working Paper N°9777, junio.

* Panayiotis, D. (2003). “Market Efficiency, Purchasing Power Parity, and the Official and Parallel Markets for Foreign Currency in Latin America.” *International Review of Economics & Finance* 12(1): 89-110.

Código JEL: G / *ECONOMÍA FINANCIERA*

- * Fernández, V. (2003). “Extreme Value Theory and Value at Risk.” Serie Economía N°154. Departamento de Ingeniería Industrial, Universidad de Chile.
- * Johnson, R. y L. Soenen (2003). “Economic Integration and Stock Market Comovement in the Americas.” *Journal of Multinational Financial Management* 13(1): 85-100.
- * Zurita, S. y L. Gómez (2003). “Normativa de los Mercados Derivados en Chile.” *Estudios Públicos* 89: 63-90.

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

- Pistor, K., Y. Keinan, J. Kleinheisterkamp y M. West (2003). “Evolution of Corporate Law and the Transplant Effect: Lessons from Six Countries.” *World Bank Research Observer* 18(1): 89-112.

Código JEL: Y / *NO CLASIFICADOS*

- * Alvarez, R. y G. Crespi (2003). “Determinants of Technical Efficiency in Small Firms.” *Small Business Economics* 20(3): 233-44.
- Arellano, M. S. (2003). “A Comparative Analysis of Market Power Mitigation Measures. The Case of Chile’s Electricity Industry.” Serie Economía N°156. Departamento de Ingeniería Industrial, Universidad de Chile.
- * Arellano, M. S. (2003). “Diagnosing Market Power in Chile’s Electricity Industry.” Serie Economía N°155. Departamento de Ingeniería Industrial, Universidad de Chile.
- Benavente, J. M., D. Contreras, E. Melo y R. Montero (2003). “Programas Antidelincuencia: Evaluando Comuna Segura.” Documento de Trabajo N°201. Departamento de Economía, Universidad de Chile, noviembre.
- * Coloma, F. y B. Vial (2003). “Desempleo e Inactividad Juvenil en Chile.” *Cuadernos de Economía* N°119: 149-71.
- * Díaz, C. A., A. Galetovic y R. Sanhueza (2003). “La Regulación del Transporte de Carga en Santiago: Características, Evaluación y Propuestas.” *Cuadernos de Economía* N°119: 5-46.
- * Galetovic, A. y R. Palma (2003). “Transmisión Eléctrica y la “Ley Corta”: una Estimación de la Redistribución de Peajes.” Serie Economía N°160. Departamento de Ingeniería Industrial, Universidad de Chile.
- * James, E., A. Cox Edwards y R. Wong (2003). “The Gender Impact of Pension Reform: a Cross-Country Analysis.” *World Bank Policy Research Working Paper* N° 3074, junio.
- * Lüders, R. y G. Wagner (2003). “Export Tariff, Welfare and Public Finance: Nitrates from 1880 to 1930.” Documento de Trabajo N° 241. Instituto de Economía, Pontificia Universidad Católica de Chile, mayo.
- * McEwan, P. (2003). “Peer Effects on Student Achievement: Evidence from Chile.” *Economics of Education Review* 22(2): 131-41.

- * Mizala, A. y P. Romaguera (2003). “Rendimiento Escolar y Premios por Desempeño. La Experiencia Latinoamericana.” Serie Economía N°157. Departamento de Ingeniería Industrial, Universidad de Chile.
- Mizala, A. y P. Romaguera (2003). “Desafíos Metodológicos de los Sistemas de Evaluación e Incentivos en Educación. El Caso del SNED en Chile.” Serie Economía N°159. Departamento de Ingeniería Industrial, Universidad de Chile.
- * Montero, J. P. y S. Valdés (2003). “Notas para la Regulación Eficiente de la Transmisión Eléctrica.” Documento de Trabajo N° 242. Instituto de Economía, Pontificia Universidad Católica de Chile, junio.
- * Pattillo, G. (2003). “Asignación de Recursos a las Fuerzas Armadas en Chile. Situación Actual y Propuesta.” Estudios Públicos 89: 89-128.
- * Peña, J., M. Basch y S. Vergara (2003). “Eficiencia Técnica y Escalas de Operación en Pesca Pelágica: Un Análisis de Fronteras Estocásticas.” Cuadernos de Economía N°119: 47-88.
- * Ramírez, E. y W. Foster (2003). “Análisis de la Oferta de Mano de Obra Familiar en la Agricultura Campesina.” Cuadernos de Economía N°119: 89-110.
- * Sanchez-Paramo, C. y N. Schady (2003). “Off and Running? Technology, Trade and the Rising Demand for Skilled Workers in Latin America.” World Bank Policy Research Working Paper N° 3015, abril.
- * Sapelli, C. y B. Vial (2003). “Self-Selection and Moral Hazard in Chilean Health Insurance.” Journal of Health Economics 22(3): 459-76.

RESÚMENES DE ARTÍCULOS SELECCIONADOS

Los textos presentados a continuación son transcripciones literales del original.

Código JEL: E / *MACROECONOMÍA Y ECONOMÍA MONETARIA*

Espinosa-Vega, M. y A. Rebucci (2003). “Retail Bank Interest Rate Pass-Through: Is Chile Atypical?” IMF Working Paper N°112, mayo.

This paper investigates empirically the pass-through of money market interest rates to retail banking interest rates in Chile, the United States, Canada, Australia, New Zealand, and five European countries. Overall, Chile’s pass-through does not appear atypical. Based on a standard error-correction model, we find that, as in most countries considered, Chile’s measured pass-through is incomplete. But Chile’s pass-through is also faster than in many other countries considered and is comparable to that in the United States. While we find no significant evidence of asymmetry in Chile’s pass-through across states of the interest rate or monetary policy cycle, we do not find some evidence of parameter instability, around the time of the Asian and Russian crises. However, we do not find evidence that the switch to a more flexible exchange rate regime in 1999 and the “nominalization” of Chile’s interest rate targets in 2001 have affected significantly the pass-through process.

Zettelmeyer, J. (2003). “The Impact of Monetary Policy on the Bilateral Exchange Rate: Chile Versus the United States.” IMF Working Paper N°71, abril.

This paper examines the reaction of the bilateral Ch\$/US\$ exchange rate to monetary policy actions in Chile and the United States. The approach is to regress the change in the exchange rate following

a policy announcement on changes in market interest rates in response to the same announcement. U.S. monetary policy actions that raise the three-month treasury bill rate by 1 percentage point lead to depreciation's of the Chilean peso by about 1.5 to 2 percent. The exchange rate also reacts to monetary policy actions in Chile, but the response appears to be smaller, and cannot be estimated with much precision on the available sample.

Código JEL: F / *ECONOMÍA INTERNACIONAL*

Benavente, J. M., C. Johnson y F. Morandé (2003). "Debt Composition and Balance-Sheet Effects of Exchange Rate: A Firm level Analysis for Chile." Debt Composition and Balance Sheet Fluctuations in Latin America N°2. Inter-American Development Bank, mayo.

This paper analyses the effect that the Asian crisis had on the currency composition of corporate debt in Chilean firms. We first study the behavior of foreign currency borrowing and the investment decisions of firms listed in the Chilean Stock Exchange from 1994 to 2001. We assess whether in the aftermath of the Asian crisis of the late 1990's depreciations of the local currency (Chilean peso) liabilities via a net-worth effect, offset the expansionary competitiveness for the tradable sector. There exists some evidence for a positive impact on investment of a devaluation for firms with dollar denominated debt. However, the absolute value is very close to zero so one can argue that the final effect is negligible. Currency depreciation by its own does not affects investment. Higher rate of GDP growth will have a positive impact over investment. The maturity structure is explained principally by the size of the companies. Large firms will have a debt structure biased to higher maturities. Analyzing dollar denominated debt composition the evidence shows that larger firms maintained a higher proportion of dollar denominated debt. The development of the financial sector in Chile has caused an increase in the exposition in dollar liabilities. In a second approach, results using manufacturing firms' survey data confirm most of these findings. They clearly suggest that firm size and export orientation are relevant variables in explaining the amount of losses due to exchange rate fluctuations. In addition, economic performance of manufacturing firms is related to the amount of losses reported whereas domestic interest rates and changes in the exchange rate are not.

Cerda, R. y A. Lema (2003). "Desalineamientos Monetarios, Desalineamientos Cambiarios e Inflación." Documento de Trabajo N° 243. Instituto de Economía, Pontificia Universidad Católica de Chile, junio. Este documento se centra en analizar los mecanismos de transmisión de los desalineamientos monetarios y cambiarios sobre la inflación. Su objetivo es contribuir a este debate por medio de analizar los determinantes de corto plazo de la inflación, y a partir de estos, proveer ciertas orientaciones básicas para el manejo inflacionario de largo plazo. Para esto, inicialmente se determinan los equilibrios en estos mercados, y por lo tanto, se estudia la demanda por dinero y la trayectoria de largo plazo del tipo de cambio real. Estos dos temas se utilizan como fundamentos para analizar los efectos de los desalineamientos cambiarios y monetarios sobre inflación. Se concluye que los desalineamientos monetarios y/o cambiarios del orden de 10 por ciento producen por separado una aceleración en la tendencia inflacionaria cercana a 0.6-0.7 por ciento trimestral.

Cerda, R., A. Donoso y A. Lema (2003). "Fundamentos del Tipo de Cambio Real en Chile." Documento de Trabajo N° 244. Instituto de Economía, Pontificia Universidad Católica de Chile, junio.

Un modelo basado en la relación gasto-producto (efecto Salter-Swan) y los términos de intercambio, habría predicho un incremento más pronunciado del tipo de cambio real (TCR) en Chile durante la

segunda mitad de los '80, una caída menos acentuada entre 1990 y 1997, y un aumento más fuerte a partir de 1998 cuando irrumpió la crisis financiera internacional. Este trabajo incorpora en forma exhaustiva otros factores en la determinación de largo plazo del TCR, tanto de oferta como de demanda. Usando una definición de TCR construida con una mejor aproximación a precios de transables que la implícita en estudios previos, se confirma la influencia negativa de la relación gasto-producto y de los términos de intercambio, pero además se encuentra evidencia robusta de la presencia del efecto Balassa-Samuelson. En contraste, se descarta la existencia de un impacto negativo del gasto público sobre el TCR, en añadidura al recogido en el efecto Salter-Swan. Se encuentra que el efecto de esta última variable difiere según la composición sectorial de la producción (tamaño relativo del sector transable) y niveles de desempleo.

Forbes, K. (2003). "One Cost of the Chilean Capital Controls: Increased Financial Constraints for Smaller Traded Firms." NBER Working Paper N°9777, junio.

There is growing support for taxes on short-term capital inflows in emerging markets, such as the encaje adopted by Chile from 1991-98. Previous empirical assessments of the encaje conclude that it may have generated some small economic benefits, such as shifting the composition of capital inflows to a longer maturity, but no significant economic costs. Managers of small and medium-sized companies in Chile, however, claim that the encaje made it substantially more difficult to obtain financing for productive investment. This paper assesses whether the Chilean capital controls increased financial constraints for different-sized, publicly-traded firms. It uses two different testing methodologies: a Tobin's q and Euler-equation framework. Results indicate that during the encaje, smaller traded firms in Chile experienced significant financial constraints and these constraints decreased as firm size increased. Both before and after the encaje, however, no group of traded firms experienced significant financial constraints, and there is no relationship between firm size and financial constraints. Although Chilean-style capital controls may also yield benefits encaje could be particularly important in emerging markets where smaller firms can be valuable sources of job creation and economic growth.

Panayiotis, D. (2003). "Market Efficiency, Purchasing Power Parity, and the Official and Parallel Markets for Foreign Currency in Latin America." *International Review of Economics & Finance* 12(1): 89-110.

This paper examines the purchasing power parity (PPP) theory from a long-run perspective in the presence of a parallel or 'black' market for U.S. dollars in four Latin American countries, namely Argentina, Brazil, Chile, and Mexico, using monthly data for the recent float. Johansen's full information maximum likelihood multivariate cointegration technique is applied. Recent developments associated with this procedure are considered. First, a formal test developed by Johansen [*Econometric Theory* 8 (1992) 188, *Econometric Theory* 11 (1995) 25, *Scand. J. Stat.* 24 (1997) 433] for the presence of $I(2)$ and $I(1)$ components in a multivariate context is applied along with the estimation of the roots of the companion matrix for the correct determination of the cointegration rank. Second, given that two significant cointegration vectors were found for any country, structural restrictions identifying the long-run relations of interest are specified as proposed by Johansen and Juselius [*J. Econometrics* 63 (1994) 7] and Johansen [*J. Econometrics* 69 (1995) 111]. Thus, the joint structure of PPP and long-run informational market efficiency could not be rejected for all countries. Furthermore, estimation of the error correction terms shows that the black market rate adjusts to eliminate any deviation from long-run PPP. Finally, stability tests proposed by Hansen and Johansen

[Hansen, H., & Johansen, S. (1993). Recursive estimation in cointegrated VAR-models. Working Paper, University of Copenhagen, Institute of Mathematical Statistics; *Econometrics J.* 2 (1999) 306] are applied and it is shown that the dimension of the cointegration space is sample dependent while the estimated coefficients do not exhibit instability in recursive estimations.

Código JEL: G / *ECONOMÍA FINANCIERA*

Fernández, V. (2003). "Extreme Value Theory and Value at Risk." Serie Economía N°154. Departamento de Ingeniería Industrial, Universidad de Chile.

Value at Risk (VaR) is a measure of the maximum potential change in value of a portfolio of financial assets with a given probability over a given time horizon. VaR became a key measure of market risk since the Basle Committee stated that banks should be able to cover losses on their trading portfolios over a ten-day horizon, 99 percent of the time. A common practice is to compute VaR by assuming that changes in value of the portfolio are normally distributed, conditional on past information. However, assets returns usually come from fat-tailed distributions. Therefore, computing VaR under the assumption of conditional normality can be an important source of error. We illustrate this point for some return series key to the Chilean financial market by resorting to extreme value theory (EVT) and GARCH-type models. In addition, we show that dynamic estimation of empirical quantiles can also give more accurate VaR estimates than quantiles of a standard normal.

Johnson, R. y L. Soenen (2003). "Economic Integration and Stock Market Comovement in the Americas." *Journal of Multinational Financial Management* 13(1): 85-100.

Using daily returns from 1988 through 1999 for Argentina, Brazil, Chile, Mexico, and Canada, and from 1993 to 1999 for Colombia, Peru and Venezuela, we investigate to what degree these equity markets are integrated with the US equity market and examine the factors that affect the level of economic integration. We find a statistically significant high percentage of contemporaneous association between the eight equity markets of the Americas and the stock market in the United States. A high share of trade with the United States has a strong positive effect on stock market comovements. Conversely, increased bilateral exchange rate volatility and a higher ratio of stock market capitalization relative to that of the United States contribute to lower comovement.

Zurita, S. y L. Gómez (2003). "Normativa de los Mercados Derivados en Chile." *Estudios Públicos* 89: 63-90.

En el mercado chileno se realizan operaciones de contratos a plazo (forwards) y permutas financieras (swaps) sobre monedas, las que en el mercado formal alcanzan, en conjunto, a unos 600 millones de dólares por día, según estadísticas publicadas por el Banco Central de Chile, lo que representa algo menos de la mitad de las transacciones diarias en el mercado spot de dólar. Los chilenos también realizan operaciones sobre monedas, tasas y commodities en el exterior, no siendo obligatorio utilizar el mercado formal (regulado). El propósito de este artículo es presentar y discutir la legislación vigente en este mercado. Así, a partir de una descripción del marco regulatorio general, incluidos aspectos contables y tributarios, en este trabajo se examina la situación específica de los inversionistas institucionales (administradoras de fondos de pensiones, compañías de seguros, fondos mutuos y bancos) y se realiza un análisis comparado de las diferentes regulaciones existentes. El trabajo concluye con recomendaciones de política para el desarrollo futuro del mercado.

Código JEL: Y / NO CLASIFICADOS

Alvarez, R. y G. Crespi (2003). "Determinants of Technical Efficiency in Small Firms." *Small Business Economics* 20(3): 233-44.

There is evidence that small firms are less productive than larger ones. This phenomenon could be explained by several factors. In this paper, using plant survey data and non-parametric deterministic frontier methodology, we explore what factors can explain the observed differences in technical efficiency. In the case of Chilean manufacturing firms, we found that efficiency is positively associated with the experience of workers, modernization of physical capital and innovation in products. In contrast, other variables such as outward orientation, owner education and participation in some public programs do not affect the efficiency of the firms.

Arellano, M. S. (2003). "Diagnosing Market Power in Chile's Electricity Industry." *Serie Economía* N°155. Departamento de Ingeniería Industrial, Universidad de Chile.

Chile's electricity market is modeled as a Cournot duopoly with a competitive fringe. Due to the importance of hydro-storage resources (62% of total generation in 2000) particular care was given to the hydro scheduling issue. The model was estimated over a 1-month planning horizon using real cost and load data for April 2000. I found that if an unregulated spot market were implemented in Chile's electricity industry, large generators, especially the largest (Endesa) would have the incentive and ability to exercise market power unilaterally. Endesa would exercise market power by keeping its thermal portfolio outside of the market and by allocating its hydro production in order to take advantage of differences in price elasticity of demand. In particular, it would allocate too little supply to high demand periods and too much to low demand periods (relative to the competitive equilibrium). Endesa has so much market power, especially when demand is high, that the second largest producer (Gener)'s optimal strategy is to produce at capacity. It only has the incentive to exercise market power by constraining its production when demand is low. The source of Endesa's market power is its hydro capacity. Indeed, when hydro flows are reduced, so is its market power. Under these conditions, Gener has the incentive and ability to constrain its production in order to hold prices above competitive levels. Still, prices are lower than when Endesa had all of its hydro capacity. Endesa's incentive to exercise market power by shifting hydro production from one month to another depends on how large are the inter-month differences in price elasticity. As expected, final equilibrium is also very sensitive to the value of the price elasticity of demand.

Coloma, F. y B. Vial (2003). "Desempleo e Inactividad Juvenil en Chile." *Cuadernos de Economía* N°119: 149-71.

En este artículo se analiza la decisión de estudiar y trabajar de los jóvenes de sexo masculino entre 18 y 24 años. Los resultados confirman la importancia de la acumulación de capital humano –tanto en la educación formal como en la experiencia en el trabajo– sobre la probabilidad de trabajar entre los jóvenes que no estudian, así como de variables relacionadas con el entorno familiar y geográfico del joven. A su vez, un resultado interesante que surge del análisis de la decisión de estudiar un año adicional, es el efecto que tiene la disponibilidad de ayuda estudiantil para estudios superiores en las distintas regiones, junto con las variables de entorno familiar.

Díaz, C. A., A. Galetovic y R. Sanhueza (2003). "La Regulación del Transporte de Carga en Santiago: Características, Evaluación y Propuestas." *Cuadernos de Economía* N°119: 5-46.

Este trabajo evalúa la regulación del transporte de carga en Santiago. Concluimos que gran parte de

las regulaciones restringen cuantitativamente el uso y el acceso a las vías, y que los agentes las perciben como erráticas, lo que genera incertidumbre para la toma de decisiones. Argumentamos que estas restricciones no sólo son costosas sino que también ineficaces, ya que el principal determinante del volumen de carga transportado es el nivel de actividad económica en Santiago, que es en gran medida independiente de las políticas adoptadas para el transporte de carga. Las concesiones urbanas, que serán implementadas próximamente en Santiago, mitigarán algunos de los problemas causados por el transporte de carga. Ellas no sólo aumentarán la oferta de vías sino que también harán que los usuarios paguen la externalidad que generan cuando las utilizan.

Galetovic, A. y R. Palma (2003). “Transmisión Eléctrica y la “Ley Corta”: una Estimación de la Redistribución de Peajes.” Serie Economía N°160. Departamento de Ingeniería Industrial, Universidad de Chile.

Este trabajo estima los peajes que le correspondería pagar a cada grupo de empresas de generación con cada una de las reglas de asignación que han sido propuestas en las sucesivas versiones de la ley corta, y los compara con aquellos que hubieran pagado con los contratos vigentes hasta marzo de 2002. El principal resultado del trabajo es que la magnitud de la redistribución de peajes depende crucialmente de qué fracción del “uso” del sistema se le atribuya a los retiros, aunque en todos los casos la fracción del sistema de transmisión pagada por Endesa disminuye. Mostramos además que, en general, los métodos GGDF y GLDF le dejan muchos grados de libertad a quien esté encargado de fijar el valor de los parámetros necesarios para aplicarlos. Por eso, el valor de los parámetros es parte central y no accesorio de la regulación de transmisión. Dentro de las muchas alternativas posibles, seguramente existen combinaciones de parámetros que inducen pagos de peajes económicamente sensatos y dan señales económicas apropiadas. Sin embargo, para identificarlos el valor de los parámetros clave debe decidirse con criterios económicos que son anteriores a estos dos métodos. Por eso, los factores GGDF y GLDF son inadecuados para seleccionar, entre todos los agentes del sistema, a quiénes deberían pagar una línea determinada, aunque una vez resuelto ese problema podrían ser apropiados para prorratearla.

James, E., A. Cox Edwards y R. Wong (2003). “The Gender Impact of Pension Reform: a Cross-Country Analysis.” World Bank Policy Research Working Paper N° 3074, junio.

Pension systems may have a different impact on gender because women are less likely than men to work in formal labor markets and earn lower wages when they do. Recent multipillar pension reforms tighten the link between payroll contributions and benefits, leading critics to argue that they will hurt women. In contrast, supporters of these reforms argue that it will help women by the removal of distortions that favored men and the better targeted redistributions in the new systems. To test these conflicting claims and to analyze more generally the gender effect of alternative pension systems, the authors examine the differential impact of the new and old systems in three Latin American countries-Argentina, Chile, and Mexico. Based on household survey data, they simulate the wage and employment histories of representative men and women, the pensions they are likely to generate under the new and old rules, and the relative gains or losses of men and women because of the reform. The authors find that women do accumulate private annuities that are only 30-40 percent those of men in the new systems. But this effect is mitigated by sharp targeting of the new public pillars toward low earners, many of whom are women, and by restrictions on payouts from the private pillars, particularly joint annuity requirements. As a result of these transfers, total lifetime retirement benefits for women reach 60-80 percent those of men, and for “ full career “ women they equal or exceed

benefits of men. Also as a result, women are the biggest gainers from the pension reform. For women who receive these transfers, female/male ratios of lifetime benefits in the new systems exceed those in the old systems in all three countries. Private intra-household transfers from husband to wife in the form of joint annuities play the largest role.

Lüders, R. y G. Wagner (2003). "Export Tariff, Welfare and Public Finance: Nitrates from 1880 to 1930." Documento de Trabajo Nº 241. Instituto de Economía, Pontificia Universidad Católica de Chile, mayo. The traditional exception to the welfare reducing character of protectionism is based on the optimum tariff argument. If in addition the market power can be traced back to control of a necessary, zero substitution natural resource type input, then the corresponding trade tax and the shadow price of the resource are on common ground, eventually the former is also an instrument for charging the latter. In the political economy context such an export tax is also a device for nationalizing the income stream the scenario promises; but also, once this revenue takes over a significant fraction of fiscal income the country's Treasury may turn into a conservative force impeding tax innovations dictated by dwindling monopoly power. Specially so if government comes to display an agency type of behavior and the revenue reductions to be derived from the adaptation of the tariff to changing demand conditions concentrate in the present, meanwhile expected benefits of such an action extend into the future. Based on a simple analytical framework and exploring the issue with a set of simulations, the optimality of the export tax on nitrates is evaluated for its complete lifespan extending over half a century. Its nil capacity for adapting to changing conditions is then interpreted in terms of the assumed incentive structure of governments, but recognizing the inherent difficulties in predicting future market power and therefore of tax design.

McEwan, P. (2003). "Peer Effects on Student Achievement: Evidence from Chile." *Economics of Education Review* 22(2): 131-41.

This paper reports estimates of peer effects on student achievement, using a 1997 census of eighth-grade achievement in Chile. The data allow detailed measures of peer characteristics to be constructed for each classroom within a school. The paper addresses the endogeneity of peer variables by including school fixed effects that control for unobserved family and student characteristics. The estimates suggest that the classroom mean of mothers' education is an important determinant of individual achievement, though subject to diminishing marginal returns. Additional specifications using family fixed effects are not suggestive that estimates are biased by within-school sorting.

Mizala, A. y P. Romaguera (2003). "Rendimiento Escolar y Premios por Desempeño. La Experiencia Latinoamericana." Serie Economía Nº157. Departamento de Ingeniería Industrial, Universidad de Chile. El objetivo de este trabajo es discutir analítica y metodológicamente la evaluación del desempeño y la introducción de incentivos en educación en América Latina. Los incentivos permiten remunerar más adecuadamente a los docentes y por esa vía motivar una mejora en su desempeño y por ende en la calidad de la educación que se imparte. Asimismo, la evaluación del desempeño y la entrega de incentivos están asociados con una mejora en la información disponible y el fortalecimiento de la rendición de cuentas en el sistema educacional.

Los distintos casos analizados permiten concluir que los esquemas de evaluaciones a nivel de establecimientos escolares y premios colectivos son aquellas que se adaptan mejor a las características de proceso educativo y potencian elementos vitales en este proceso como el trabajo en equipo. Las evaluaciones individuales presentan mayores dificultades. Asimismo, se concluye que es necesario incluir con más fuerza en las evaluaciones los resultados educativos, que es finalmente lo que se

busca mejorar. Una parte significativa de los sistemas de incentivos actualmente aplicados enfatizan insumos educativos, y en algunos casos principalmente el cumplimiento de normas. En la medida que los factores considerados en la evaluación del desempeño no estén altamente correlacionados con el logro educativo, los incentivos se desvanecen. De allí la importancia de enfatizar los resultados y de asegurarse que si se incluyen indicadores de insumos y procesos éstos estén alineados con el logro educativo.

Montero, J. P. y S. Valdés (2003). “Notas para la Regulación Eficiente de la Transmisión Eléctrica.” Documento de Trabajo N° 242. Instituto de Economía, Pontificia Universidad Católica de Chile, junio. El proyecto de “ley corta” de electricidad propone importantes modificaciones a la actual regulación de la transmisión eléctrica en Chile. En este artículo desarrollamos un modelo simple para analizar dos de las propuestas centrales del proyecto: (i) el traspaso directo de parte de los costos de transmisión a los consumidores, y (ii) la planificación centralizada de la expansión de la transmisión. En base a los resultados del modelo, encontramos que el traspaso de costo representa un retroceso respecto de lo que hoy existe ya que debilita las señales de localización de generadores y consumidores y empeora los incentivos a la expansión de la transmisión sin lograr ventajas compensatorias. Aunque su definición requiere de mayor estudio, creemos sin embargo, que el regulador tiene un rol en la planificación de la expansión de la transmisión. En el artículo también se discute una tarificación alternativa (de dos partes), la cual incluye un cargo fijo de conexión a los consumidores.

Pattillo, G. (2003). “Asignación de Recursos a las Fuerzas Armadas en Chile. Situación Actual y Propuesta.” *Estudios Públicos* 89: 89-128.

En este artículo se sostiene que el proceso de asignación de recursos a las fuerzas armadas, inserto en los estrictos marcos de un sistema general de gestión pública que no innova sino muy lentamente sus procedimientos y prácticas consuetudinarias, es subóptimo, tanto por las rigideces que la historia le ha ido introduciendo como por las características de su aproximación analítica. Con el fin de aumentar la eficiencia de esa asignación y mejorar el producto, en estas páginas se propone un cambio sustantivo de enfoque en los procesos que deciden la asignación del presupuesto de las fuerzas armadas. Este cambio supone pasar desde el método de “techo presupuestario” vigente hoy, hasta un sistema que permita hacer explícitas las distintas interrelaciones que caracterizan al proceso de conversión de objetivos globales de seguridad en misiones, estructuras de fuerzas y, finalmente, en un presupuesto. Se sostiene que aun cuando es probable que se mantenga por algún tiempo un presupuesto de operación y otro distinto para inversión, situación claramente inconveniente desde el punto de vista de la eficiencia en la asignación de los recursos, el primero debería construirse en base a programas desde el nivel más alto del sistema de defensa, de modo tal que los recursos se entreguen a las distintas ramas según su contribución a cada uno de los programas globales, rompiendo así la inercia que hoy presenta la distribución de los fondos del presupuesto entre las tres instituciones armadas. Respecto al presupuesto para inversión real, se señala que es imperioso avanzar en una metodología que permita, al menos, terminar con la distribución por tercios de esos fondos. Básicamente, se trata de extender el análisis costo-efectividad hacia el nivel de la defensa.

Peña, J., M. Basch y S. Vergara (2003). “Eficiencia Técnica y Escalas de Operación en Pesca Pelágica: Un Análisis de Fronteras Estocásticas.” *Cuadernos de Economía* N°119: 47-88.

Este trabajo examina estimaciones de eficiencia técnica en labores de pesca de la flota industrial en la pesquería pelágica Centro-Sur de Chile (regiones V a la X), con datos para un total de 204 barcos a lo largo de 11 años (1985-95). Usamos un enfoque de fronteras estocásticas, según un modelo de

estimación a la Battese-Coelli (1995). Los resultados de estimación rechazan la validez de la función Cobb-Douglas, a favor de una tipo Translog. La antigüedad y escala de operación de cada barco obtienen significancia estadística al explicar las eficiencias estimadas al nivel de cada barco. Los barcos más grandes obtienen en promedio los mayores niveles de eficiencia, y muestran a la vez la menor dispersión en las eficiencias estimadas para una categoría dada de tamaño de barco. También son significativas las variables explicativas agregadas al nivel de empresa controladora, lo que busca controlar por efectos asociados a la escala de operación a nivel de cada empresa. Un mayor número de barcos bajo control de una misma empresa induciría economías externas de búsqueda. Mientras que los aumentos en la intensidad de uso de la flota bajo control de una misma empresa generarían deseconomías externas al nivel de cada barco. Resultados con similares signos, aunque menos robustos, se obtienen para estas variables cuando son agregadas para la flota en su conjunto. Nuestras estimaciones avalan la presencia de significativa heterogeneidad productiva en esta flota, en términos de diferencias en los rendimientos de pesca logrados por barcos de distinto tamaño y con distinta capacidad de desplazamiento.

Ramírez, E. y W. Foster (2003). “Análisis de la Oferta de Mano de Obra Familiar en la Agricultura Campesina.” Cuadernos de Economía N°119: 89-110.

Estudios empíricos de mano de obra familiar en el sector rural suponen, sin pruebas de respaldo, que la decisión de uso del recurso en la producción agropecuaria es separable de las decisiones de consumo y de la asignación del tiempo familiar al trabajo dentro y fuera de la explotación y al ocio. Bajo la hipótesis de separabilidad, el salario observado en el mercado laboral es interpretable como el valor sombra del tiempo de la familia y es utilizado como una variable exógena en la estimación de la oferta de mano de obra. El presente estudio, usa datos de una encuesta de 479 hogares campesinos chilenos, para probar si los salarios del mercado representan el valor del producto marginal de la mano de obra familiar en la producción agropecuaria. Se estima una función de producción, permitiendo diferencias entre la mano de obra familiar y la contratada, y se calcula el valor del producto marginal de la mano de obra familiar y se lo compara a los salarios observados en el mercado. El estudio también estima la oferta de mano de obra familiar, basada en estimaciones de salario e ingreso sombra, controlando por un conjunto de variables demográficas. Existen diferencias estadísticamente significativas en el valor del producto de la mano de obra familiar en actividades agrícolas y el salario de mercado, las cuales apoyan el rechazo de la hipótesis de separabilidad. La oferta de mano de obra familiar tiene una elasticidad estadísticamente significativa pero pequeña con respecto al salario sombra.

Sanchez-Paramo, C. y N. Schady (2003). “Off and Running? Technology, Trade and the Rising Demand for Skilled Workers in Latin America.” World Bank Policy Research Working Paper N° 3015, abril.

The authors describe the evolution of relative wages in five Latin American countries-Argentina, Brazil, Chile, Colombia, and Mexico. They use repeated cross-sections of household surveys, and decompose the evolution of relative wages into factors associated with changes in relative supply and relative demand. The authors have three main conclusions: 1) Increases in the relative wages of the most skilled (university-educated) workers took place concurrently with increases in their relative abundance in all of the countries except Brazil. This is strong evidence of increases in the demand for skilled workers. 2) Increases in the wage bill of skilled workers occurred largely within sectors, and in the same sectors in different countries, which is consistent with skill-biased technological change. 3) Trade appears to be an important transmission mechanism. Increases in the

demand for the most skilled workers took place at a time when countries in Latin America considerably increased the penetration of imports, including imports of capital goods. The authors show that changes in the volume and research and development intensity of imports are significantly related to changes in the demand for more skilled workers in Latin America. Their research complements earlier work on the effects of technology transmitted through trade on productivity and on the demand for skilled labor.

Sapelli, C. y B. Vial (2003). "Self-Selection and Moral Hazard in Chilean Health Insurance." *Journal of Health Economics* 22(3): 459-76.

We study the existence of self-selection and moral hazard in the Chilean health insurance industry. Dependent workers must purchase health insurance either from one public or several private insurance providers. For them, we analyze the relationship between health care services utilization and the choice of either private or public insurance. In the case of independent workers, where there is no mandate, we analyze the relationship between utilization and the decision to voluntarily purchase health insurance. The results show self-selection against insurance companies for independent workers, and against public insurance for dependent workers. Moral hazard is negligible in the case of hospitalization, but for medical visits, it is quantitatively important.