

# 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.<sup>1</sup> 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 revisionista<sup>2</sup> 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.<sup>3</sup>

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](mailto: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.

<sup>1</sup> Véase Grilli y Roubini (1995, 1996).

<sup>2</sup> Véase, por ejemplo, Furman y Stiglitz (1998).

<sup>3</sup> 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.<sup>4</sup>

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.<sup>5</sup> 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.<sup>6</sup> 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.<sup>7</sup> 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 países<sup>8</sup>) 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

<sup>4</sup> Véase Zettelmeyer, 2000.

<sup>5</sup> 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.

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

<sup>7</sup> 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).

<sup>8</sup> Véase Zettelmeyer, 2000.

monetaria durante la década anterior.<sup>9</sup> 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).

<sup>9</sup> 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	Tipo de cambio <sup>a</sup> 2-días	PDBC <sup>b</sup>
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 <sup>c</sup>	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 <sup>d</sup>	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.<sup>10</sup> 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.

<sup>10</sup> *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.*

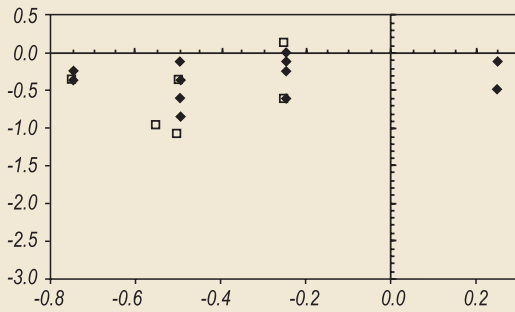
El gráfico 1 muestra que las tres medidas del impacto de las acciones de política sobre el mercado están correlacionadas con las variaciones de la tasa de política, pero en forma no muy estrecha. Para las dos tasas de captación, la correlación simple es del orden de 0.25, para la tasa de los PDDB se 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 PDDB, 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 PDDB 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.

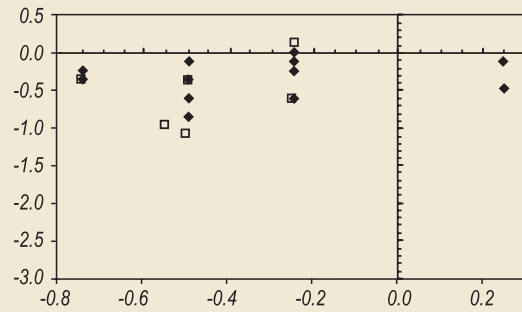
GRÁFICO 1

**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)

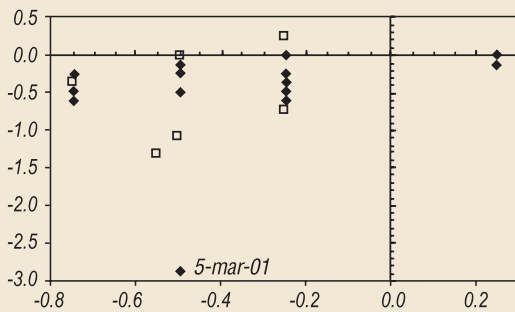
*Tasa de captación en pesos a 30-90 días, un día*



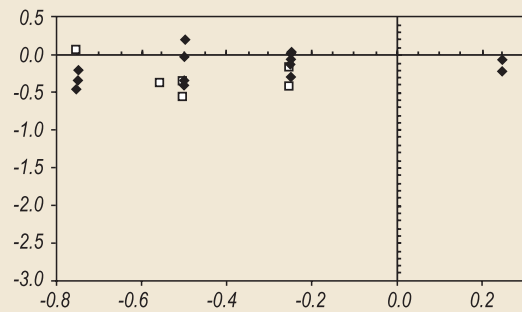
*Tasa de captación en UF a 90-365 días, un día*



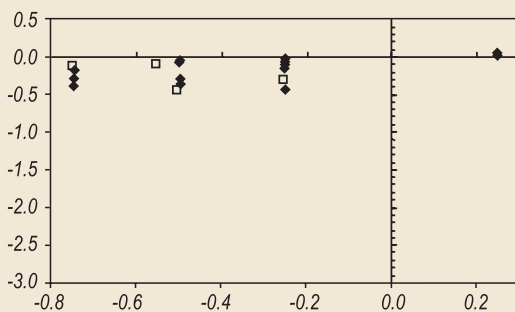
*Tasa de captación en pesos a 30-90 días, dos días*



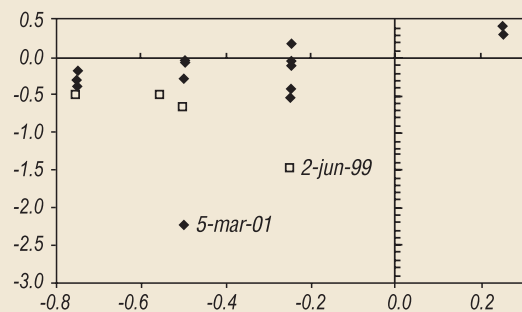
*Tasa de captación en UF a 90-365 días, dos días*



*PRBC complementada por PDBC-90*



*PDBC-90*



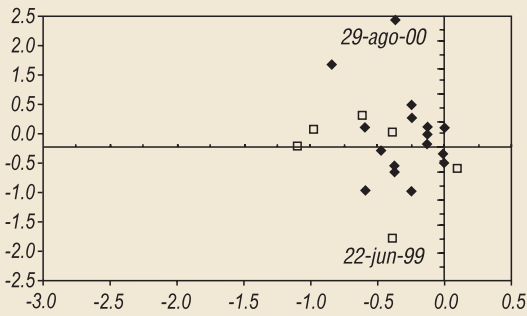
□ Datos anteriores a septiembre 2000 (inicio flotación libre)

◆ Datos posteriores a septiembre 2000 (inicio flotación libre)

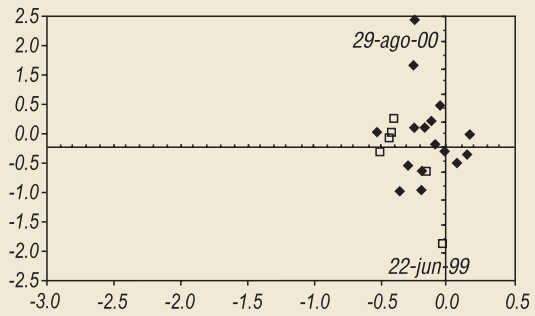
GRÁFICO 2

**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)

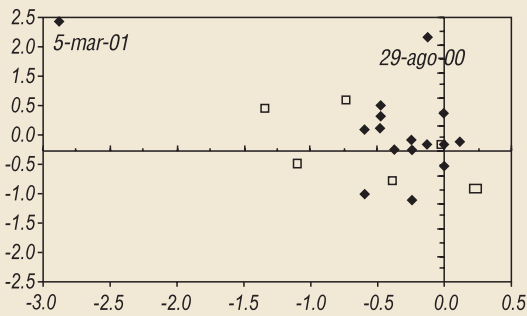
*Usando tasa de captación en pesos a 30-90 días, un día*



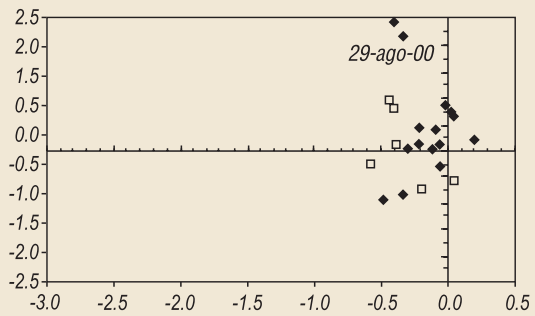
*Usando tasa de captación en UF a 90-365 días, un día*



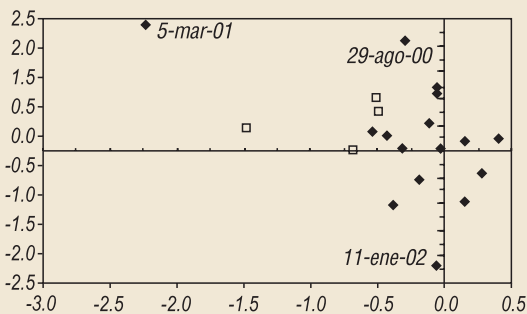
*Usando tasa de captación en pesos a 30-90 días, dos días*



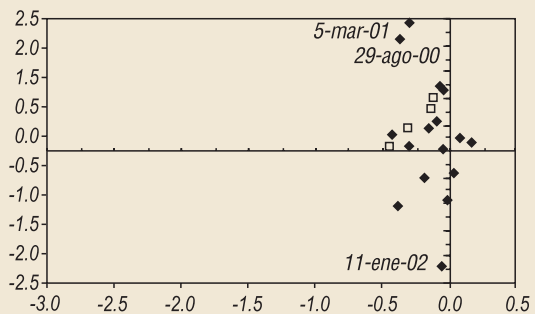
*Usando tasa de captación en UF a 90-365 días, dos días*



*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>i</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 <sup>2</sup>	0.10	0.43	0.11	0.18	0.40	0.24
Hausman $\rho$	0.49	0.57	0.48	0.79	0.67	0.85
<i>N</i>	22	22	22	22	20	20
Solo período de flotación						
<i>i</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 <sup>2</sup>	0.18	0.48	0.07	0.34	0.29	0.14
Hausman $\rho$	0.83	0.58	0.84	0.52	0.23	0.27
<i>N</i>	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<sup>a</sup>**  
(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 <sup>b</sup>	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

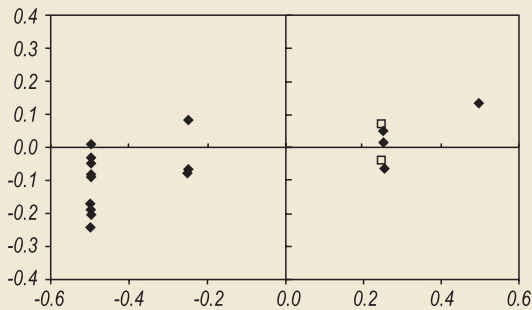
Veamos ahora las medidas de política en Estados Unidos. El cuadro 3 muestra todos los cambios en el objetivo de los Fondos Federales para el período

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.

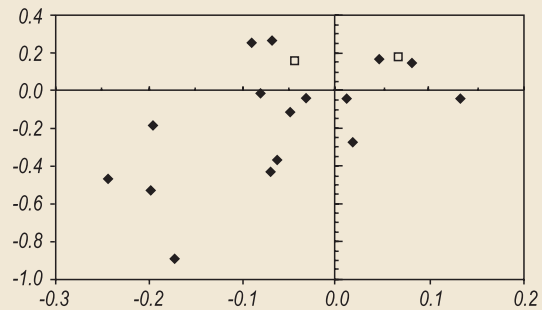
GRÁFICO 3

### 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 <sup>2</sup>	0.35	0.42	0.49	0.40	0.46	0.59
Hausman $\rho$	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.