

¿ES EL CONTROL SELECTIVO DE CAPITALS EFECTIVO EN CHILE?
SU EFECTO SOBRE EL TIPO DE CAMBIO REAL*

SALVADOR VALDÉS P.**
MARCELO SOTO A.***

ABSTRACT

This paper analyzes an unremunerated reserve requirement on cross-border short term credit inflows, as applied in Chile. The impact of this reserve requirement over the path of the real exchange rate is investigated empirically. The authorities expected this capital control to alleviate the real appreciation of the local currency which ensues after a restrictive monetary policy, which attracts capital inflows. This requires that an increase of the tax equivalent of this capital control at least delays the real appreciation that would normally ensue when domestic interest rates are raised. The empirical finding is that such effect is nil. The implication is that the authorities should not trust selective capital controls to mitigate this side effect of restrictive monetary policy. It is also found that, within government expenditure, only transfers have some (small) impact on the real exchange rate, once total national spending is controlled for. Purchases of international reserves by the Central Bank also depreciate the equilibrium real exchange rate, but the effect is small. Finally, it is shown that the Chilean real exchange rate is influenced by developments in international capital markets, including the supply of funds to emerging markets generally and country risk ratings.

* Este trabajo recoge en parte los resultados de un estudio realizado para la División IECIF del Banco Mundial, a la cual agradecemos su apoyo financiero. Las opiniones expresadas en este trabajo son de responsabilidad exclusiva de los autores y no representan al Banco Mundial. Agradecemos los comentarios de Leonardo Hernández, Amar Bhattacharya, Michael Gavin, Michael Spencer y otros participantes del taller realizado en el Banco Mundial el 22 de Septiembre de 1995. Apreciamos también los comentarios de Patricio Arrau, Ricardo Ffrench-Davis, Raimundo Soto y demás participantes en el Seminario Anual de Macroeconomía realizado en Alto Jahuel el 10 de Noviembre de 1995. Agradecemos los comentarios de Valentín Carril, Alejandro Fernández, Stanley Fischer, Manuel Guitián, Luis Oscar Herrera, Francisco Rosende, Maurice Schiff, Klaus Schmidt-Hebbel y Joaquín Vial. Los errores que permanecen son nuestros.

** Profesor de Economía en el Instituto de Economía de la Pontificia Universidad Católica de Chile, Casilla 76, Correo 17, Santiago.

*** Magister en Economía, Pontificia Universidad Católica de Chile.

1. INTRODUCCIÓN

Este artículo presenta una evaluación empírica de un control de capital específico utilizado en Chile, cual es el encaje, en su relación con el tipo de cambio real. Técnicamente, el encaje chileno es un requisito de reserva no remunerado (ENR) aplicado a los créditos a corto plazo dados por no residentes a residentes. Este control de capital se puede definir como "selectivo", ya que está diseñado para gravar sólo un componente del flujo total de capital.

Evaluar la efectividad de esta herramienta de política parece relevante, pues varios países se están preparando para adoptar una versión de ella de modo permanente. En la reunión de septiembre de 1995 del Grupo de Río, que comprende 12 jefes de Estado latinoamericanos elegidos democráticamente, una de las resoluciones adoptadas fue la siguiente: Con el objeto de "evitar el efecto dañino de los flujos volátiles de capital de las economías asociadas", las partes firmantes se comprometen a "establecer regulaciones específicas para prevenir la entrada de capital volátil"¹. Las autoridades chilenas han implementado esta política desde 1991 y planean mantenerla indefinidamente.

Esto puede contrastarse con las políticas de Malasia, un país que impuso controles de capital a comienzos de 1994 por unos pocos meses. En su Memoria Anual de 1994, el Banco Negara Malasia expresa que dio prioridad a la idea de que "si tales medidas se mantuvieran como una característica permanente del sistema, podrían surgir distorsiones de mercado que llevarían a una asignación ineficiente de los recursos" (Quirk y Evans, 1995, p. 43). Al retirar los controles en septiembre de 1994, se ajustó la política monetaria reduciendo la tasa de interés local en 200 puntos base. En 1995 se contrajo la política fiscal para contrarrestar un creciente déficit de cuenta corriente. Por lo tanto, puede estar surgiendo una divergencia de política entre América Latina y algunos países de Asia Oriental, donde estos últimos se apoyan más en las políticas monetarias y fiscales y limitan el uso de controles de capital a períodos muy cortos.

A raíz de la crisis mexicana de diciembre de 1994, las autoridades latinoamericanas temen "contagiarse" los efectos de los problemas de otros países. Un choque a los flujos de capital privado puede obligar a hacer cambios de política y provocar un efecto de largo plazo sobre crecimiento y el empleo. El riesgo de "contagio" es percibido por muchas autoridades como sin relación con la situación macroeconómica fundamental de sus propios países. Además, las autoridades de países emergentes se han quejado por años de la entrada "excesiva" de capitales que ha apreciado sus monedas hasta niveles que estiman injustificados. El tipo de cambio real, un componente importante de la competitividad exportadora a corto y mediano plazo, fluctuaría demasiado como consecuencia de cambios de humor injustificados de los inversionistas internacionales.

La política de aplicar controles selectivos de capital parece ser una respuesta adecuada. Mediante esos controles se pueden imponer mayores impuestos o cuotas a las entradas de capital menos deseadas y así desincentivarlas. Algunos observadores han atribuido el hecho de que Chile y Colombia se hayan visto menos afectados por el "efecto tequila" que los demás países latinoamericanos, a los controles selectivos de capital que habían implementado estos países². Otros disputan la validez de esos argumentos y de las recomendaciones resultantes.

¹ Tal como apareció en el diario "El Mercurio" de Santiago, pág. A1, del 5 septiembre 1995.

² Por ejemplo, ver artículo No. V en "International Capital Markets", Fondo Monetario Internacional, agosto de 1995.

Este trabajo aporta una dimensión empírica a esta discusión, mediante evidencia econométrica. La mayor parte de la actual discusión se ha dado en términos teóricos. La evidencia empírica citada en la literatura existente es casual, sin ningún intento por desenredar los efectos de los controles selectivos de capital de las otras influencias sobre el tipo de cambio real. Otros estudios son descriptivos, tales como los de Mathieson y Rojas-Suárez (1993), Corbo y Hernández (1994) y Quirk y Evans (1995).

Un rasgo interesante de los controles selectivos de capital es que permiten a las autoridades aumentar el diferencial medido entre algunas tasas de interés internas y externas. Esto parece aliviar el dilema que enfrentan las autoridades cuando es necesaria una restricción de política monetaria para reducir la inflación, pero la entrada de capitales inducida obliga a sacrificar las metas de tipo de cambio real (TCR) en el corto plazo.

Este artículo va más allá y toma en cuenta la posibilidad de que aun cuando el control selectivo del capital aumente el diferencial medido de ciertas tasas de interés, no afecte el diferencial *marginal* y no sea capaz de influir sobre el flujo total de capital ni sobre la trayectoria del tipo de cambio real. Esto podría suceder si el control selectivo de capital genera sólo una redistribución de los flujos de capital sin afectar su total. Por ejemplo, los controles selectivos de capital podrían limitarse a modificar la composición de la entrada de capitales *dentro* de la categoría de créditos de corto plazo, y también la composición entre inversión extranjera directa (créditos y acciones) y el total de créditos de corto plazo. Para tomar en cuenta esas posibilidades, la cuestión empírica que plantea este artículo es cuánto influyen los controles selectivos de capital sobre la trayectoria del tipo de cambio real.

Este artículo realiza un análisis econométrico con 32 datos trimestrales de la experiencia chilena entre 1987 y 1994, usando técnicas para series no estacionarias. El conjunto de datos es una debilidad relativa de este artículo, tanto por el tamaño muestral como por la construcción de los datos. El hecho de que el tamaño de la muestra sea pequeño presenta el peligro de sesgo de muestra pequeña, que puede ser especialmente severo en las series de tiempo. Además, los datos trimestrales suponen un importante grado de agregación en el tiempo, dado que las decisiones en los mercados de monedas se mueven sobre horizontes de semanas o días.

Por otro lado, ocho años de datos parecen toda una vida en el vertiginoso mundo de los movimientos de capitales y tipos de cambio. Además, el análisis empírico que ofrecemos representa un avance con respecto al empiricismo casual. Este trabajo tiene su origen en Soto (1995), pero se amplió el período muestral y se mejoró la especificación de las ecuaciones.

Las conclusiones son, en primer lugar, que el tipo particular de control selectivo de capital usado en Chile *no* ha sido evadido en su totalidad, como demuestran los significativos niveles de recaudación obtenida.

Segundo, el artículo encuentra que, luego de considerar el impacto de otros factores, la trayectoria del tipo de cambio real *no* se ha visto afectada por el control selectivo de capital ni en el largo ni en el corto plazo (un trimestre). Estos resultados pueden ser interpretados como que los flujos de corto plazo gravados han sido sustituidos por otros flujos sin variaciones medibles en los flujos totales. En otras palabras, los controles selectivos de capital han tenido un importante efecto en cambiar la composición de los flujos netos, pero no han cambiado el total. Este resultado es similar a los que muestra la literatura tributaria. Por ejemplo, Gravelle (1991) concluye que en Estados Unidos las cuentas de ahorro para la vejez (IRA) que gozan de ventajas tributarias tuvieron una influencia significativa sobre la composición del ahorro, pero ningún impacto medible en la tasa agregada de ahorro.

Lo anterior tiene una importante implicancia de política: un control selectivo de capital del tipo chileno parece ser ineficaz para lograr los objetivos más amplios de política

en los cuales las autoridades de muchos países emergentes -incluido Chile- tienen interés. Parece ser ineficaz no por evasión pura y simple, sino porque el diseño de los controles selectivos de capital es ineficaz en economías de mercado razonablemente modernas y diversificadas. Está aún por verse que se puedan idear e implementar otros diseños más eficaces.

Como este trabajo desarrolla un modelo bastante detallado del tipo de cambio real para 1987-94, permite extraer otros resultados interesantes para la política económica. En primer lugar, del gasto fiscal en consumo y transferencias, sólo el ítem transferencias tiene efectos sobre el tipo de cambio real y éste es muy pequeño. Ello confirma que la composición del gasto público entre transables y no transables no es muy diferente de la composición del gasto privado. De hecho, se encuentra que el gasto financiado por la inversión extranjera también exhibe tendencias similares (de pequeña magnitud) a apreciar el tipo de cambio real.

En segundo lugar, la política de compra de reservas por parte del Banco Central sí ayuda a evitar la apreciación del tipo de cambio real, pero la magnitud del coeficiente indica que se requiere de compras muy grandes y permanentes (lo que no es sostenible) para obtener efectos apreciables.

En tercer lugar, se encuentra empíricamente que el Banco Central tiende a enfrentar los choques exógenos que devalúan el peso chileno y ponen en peligro su meta de inflación, con una contracción monetaria que a su vez tiende a contrarrestar la depreciación inicial. Este comportamiento es similar al del Banco Central alemán.

En la Sección 2 se presentan los objetivos de las autoridades chilenas que impusieron el control selectivo de capital, así como otras posturas del debate. La Sección 3 ofrece un análisis microeconómico del control selectivo de capital de Chile. La Sección 4 muestra la evidencia sobre evasión a estos controles. Se presentan mediciones de la recaudación tributaria real. La Sección 5 usa econometría dinámica para medir la efectividad del control selectivo de capital para controlar el tipo de cambio real. La Sección 6 concluye y ofrece una evaluación social de la política de aplicar controles selectivos de capital.

2. CONTROLES SELECTIVOS EN CHILE Y OBJETIVOS DE POLÍTICA

Esta sección describe las razones esgrimidas por las autoridades chilenas para imponer un requisito de encaje no remunerado (ENR) a la entrada de capitales.

Puede parecer sorprendente que Chile haya introducido los ENR sobre la entrada de capitales en 1991, dado que este país ha venido avanzando hacia una asignación de recursos basada en el mercado desde 1974. Sin embargo, Chile exhibe una larga tradición de regular las transacciones de los agentes privados que participan en los flujos de capital de corto plazo. Por ejemplo, a fines de los 70, las mismas autoridades que habían liberalizado las tasas de interés internas y el comercio internacional impusieron una forma mucho más draconiana de ENR sobre algunas entradas de capital que la que existe desde 1991³. La razón es que no le tienen confianza al mercado financiero internacional privado.

3

A partir de abril de 1979, el Banco Central de Chile exigió a las instituciones bancarias y no bancarias que querían acceso asegurado al mercado de monedas extranjeras interbancario para prepagos (Artículo XIV status), el depósito de un encaje sin remuneración. Si el plazo promedio del crédito era inferior a 24 meses, el ENR era de 100%, prohibitivo y mucho más alto que el actual 30%. Para plazos entre 24 y 36 meses, el ENR era de 25%, luego cayó a 15% y fue reducido a cero para plazos sobre 66 meses (5 años y medio). Para un análisis, véase Valdés-Prieto (1994).

Desde 1991, las autoridades chilenas han ofrecido argumentos para explicar la necesidad de imponer los actuales ENR a la entrada de capitales, que presentamos a continuación. Ellos se basaban en ciertos objetivos de política, que exponemos a continuación.

El Banco Central se ha abstenido de usar un tipo de cambio nominal fijo como medio para controlar la inflación interna. Por lo tanto, el tipo de cambio nominal flota dentro de una banda relativamente amplia, y la inflación interna se maneja a través de la tasa de interés. Si el Banco Central desea reducir la trayectoria inflacionaria, aumenta las tasas de interés domésticas. Esto desalienta directamente la demanda agregada, y también atrae la entrada de capitales, que aprecian la moneda nacional. Esa apreciación reduce la tasa inflacionaria de los bienes transables. Ambos efectos contribuyen a lograr la reducción deseada en la inflación interna.

Sin embargo, a las autoridades chilenas también les preocupa el tipo de cambio real (TCR), el cual afecta la competitividad de los exportadores. El aumento de las exportaciones es un objetivo nacional que cuenta con amplio apoyo político. Esta situación se puede describir con la existencia de un objetivo implícito para el tipo de cambio real.

Tal como ha sido planteado en Chile, la meta de tipo de cambio real tendría dos justificaciones: una económica y una política. La económica es que el ajuste sectorial tendría una velocidad excesiva, ya que el ajuste del trabajo y del capital físico es mucho más lento que el del capital financiero. Por lo mismo, la trayectoria del ajuste se dispararía a un nivel por sobre el que justificarían consideraciones de largo plazo. Es decir, la libre operación del mercado lleva a que los costos totales del ajuste sean excesivos.

La justificación política de la meta de TCR es que es más seguro acomodar parcialmente las presiones políticas de los sectores que se deben contraer durante la fase de apreciación real. Esto no es sólo para satisfacer la conveniencia electoral de las autoridades actuales, sino que es necesaria para evitar un mal mayor, cual es que los grupos de presión proteccionista se hagan fuertes y obliguen a las autoridades nacionales a traspasar el control de los principales ministerios económicos desde personas técnicamente calificadas a otras populistas, arriesgando la calidad de la política económica general.

El Banco Central trata de evitar ser acusado de sacrificar el objetivo del TCR implícito en aras del objetivo de reducir la inflación interna. Esta hipótesis fue ciertamente apoyada por la retórica oficial de comienzos de los 90.

El dilema de las autoridades es que una restricción de la política monetaria es eficaz para reducir la inflación (acelerada por una apreciación nominal) pero sacrifica el objetivo del TCR en el corto plazo. El ENR tiene el potencial de mejorar este dilema, porque puede ampliar el conjunto de diferenciales de tasas de interés que no provocan grandes entradas de capital. Si el ENR reduce el arbitraje, entonces el Banco Central puede aumentar las tasas de interés internas sin inducir una apreciación nominal, lo cual en el corto plazo equivale a una apreciación real. Esto debilita el poder antiinflacionario de la política monetaria, pero también evita sacrificar a corto plazo el objetivo de TCR. Como el ENR tiene el potencial de cambiar los términos del dilema entre reducción de la inflación y apreciación real, puede permitir alcanzar combinaciones más deseables para las autoridades.

Un ENR podría lograr resultados análogos en el caso donde el choque inicial es exógeno y no una decisión de política, por ejemplo, una reducción de las tasas de interés externas. Esto sucedió en los años 1992-93, cuando la Reserva Federal de Estados Unidos recortó su tasa de interés. Este choque obligaba al Banco Central de Chile a aflojar su propia política monetaria si deseaba evitar una apreciación real y el consiguiente sacrificio del objetivo implícito de TCR. Alternativamente, el Banco Central de Chile podría haber optado por conservar su independencia (manteniendo la tasa de interés interna sin variaciones), pero

habría debido sacrificar el objetivo implícito de TCR (o comprometerse en una voluminosa y costosa intervención esterilizada). Un ENR contribuiría a resolver este dilema si consigue un retraso en la apreciación de la moneda nacional asociada a tasas de interés internas constantes a pasar de una baja en las tasas de interés externas.

Sin embargo, también es posible que el ENR aumente el diferencial medido entre ciertas tasas de interés internas y externas, pero sin influir en los flujos de capital ni en el tipo de cambio real. En ese caso, el ENR no ayuda a la autoridad a manejar sus dilemas de política.

Esta discusión demuestra que para que el ENR satisfaga las expectativas de las autoridades chilenas, debe ser capaz de retrasar una apreciación del TCR. Para ello, basta que frente a los choques, el ENR reduzca la velocidad de ajuste del TCR hacia su nivel de "equilibrio". Este objetivo también se podría lograr si el ENR fuera capaz de depreciar el propio nivel de equilibrio en forma permanente. Si ése fuera el caso, un cambio en el nivel del ENR desplazaría el TCR de equilibrio y por lo tanto contrarrestaría el impacto del choque externo.

Las autoridades chilenas jamás esperaron que el ENR eliminara por sí solo el dilema arriba descrito. Por ello, además del ENR han usado otros instrumentos para lidiar con este dilema, como por ejemplo: (i) la compra esterilizada de reservas internacionales con el propósito de retrasar la apreciación real del peso, una tarea en la que el Banco Central de Chile ha perdido grandes sumas de dinero de los contribuyentes; (ii) permitiendo que el peso se apreciara sustancialmente entre 1990 y 1994, lo cual sacrificó en parte la meta de TCR; y (iii) absteniéndose de fijar la tasa de interés del Banco Central demasiado lejos de las tasas del exterior, lo que implica transar en un objetivo inflacionario más modesto⁴.

La pregunta empírica es entonces *cuánto* contribuye el ENR a la meta de retrasar el ajuste del TCR, ya sea reduciendo la velocidad del ajuste (comprando tiempo) o afectando el nivel de equilibrio propiamente tal.

Cabe mencionar también que las autoridades chilenas no expresaron metas tales como reducir la volatilidad trimestre a trimestre de los flujos de capital.

3. DESCRIPCIÓN DEL ENCAJE NO REMUNERADO (ENR) CHILENO

En esta sección se describen los controles de capital que existieron en Chile en el período de 1987 a 1994 que son pertinentes para la presente discusión, específicamente los ENR⁵. En junio de 1991 el Banco Central impuso una exigencia de encaje no remunerado del 20% sobre los créditos externos, que cubría la mayor parte de los recibidos tanto por bancos residentes como por otras entidades no bancarias. Cubrió el intercambio de créditos de todos los mercados de monedas extranjeras legalmente establecidos.

Este control de capital se puede describir como un "impuesto de Tobin asimétrico". Es como un impuesto de Tobin (Tobin, 1978), porque el monto del impuesto es un porcentaje constante del tamaño del crédito, y no tiene que ver con su plazo. Esto implica que la tasa del impuesto por unidad de tiempo es mayor para los créditos a plazo más corto.

⁴ Dada la sustancial apreciación real experimentada entre 1990 y 1994, la inflación doméstica habría caído más rápido si se hubiera abandonado el objetivo del tipo de cambio real con anterioridad (en 1991). Por supuesto, esta opción era políticamente improbable.

⁵ La siguiente descripción se basa en Valdés-Prieto (1995).

Es asimétrico porque grava sólo la entrada y no la salida de créditos. Específicamente, la tasa del impuesto *por unidad de tiempo* implícita en un ENR es⁶:

$$(1) \quad t = \left[\frac{\text{interés perdido (\$) / monto de fondos que quedan para prestar (\$)}}{\text{Plazo hasta el vencimiento}} \right]$$

lo que lleva a:

$$(2) \quad t = \begin{cases} \left[\frac{[r \cdot (i^* + s) \cdot PM] / [1 - r]}{\text{Plazo}} \right] & \text{para las entradas de capital;} \\ 0 & \text{para las salidas de capital} \end{cases}$$

donde:

t = tasa del impuesto por unidad de tiempo, como porcentaje de los fondos disponibles para prestar.

r = tasa de encaje exigido. La Ley del Banco Central no permite que el promedio de todas las reservas requeridas, incluyendo aquéllas sobre los depósitos domésticos, excedan en promedio un 40%.

i* = tasa de interés nominal en moneda extranjera aplicable al período de mantención. Las reservas se podían mantener en una variedad de monedas, a discreción del solicitante del crédito, hasta casi el final del período muestral. En Valdés y Soto (1996) se muestra que una optimización por parte del deudor lleva a elegir la moneda tal que la tasa de interés nominal sea mínima. Esta estrategia minimiza el monto del impuesto.

s = margen sobre la tasa interbancaria cobrada por los acreedores extranjeros por los fondos marginales prestados a un arbitrador. Conceptualmente, el margen "s" no es un porcentaje parejo, sino una función del tamaño relativo de las garantías aceptadas por los prestamistas externos y el préstamo incluyendo reservas. En la práctica el margen se obtiene de la publicación de datos mensuales, que representan el margen promedio. Si (i* + s) fuera el costo de tasa de interés para los fondos marginales, entonces t sería una tasa de impuestos marginal.

PM = período de mantención del encaje. Este se determinó mediante varias fórmulas durante el período muestral, pero en la mayor parte del período fue igual a un año, cualquiera fuera la duración del crédito. Al principio de la aplicación del ENR, PM fue de 90 días para créditos a menos de 90 días plazo, 1 año para créditos a más de un año, y la propia duración del crédito para plazos intermedios.

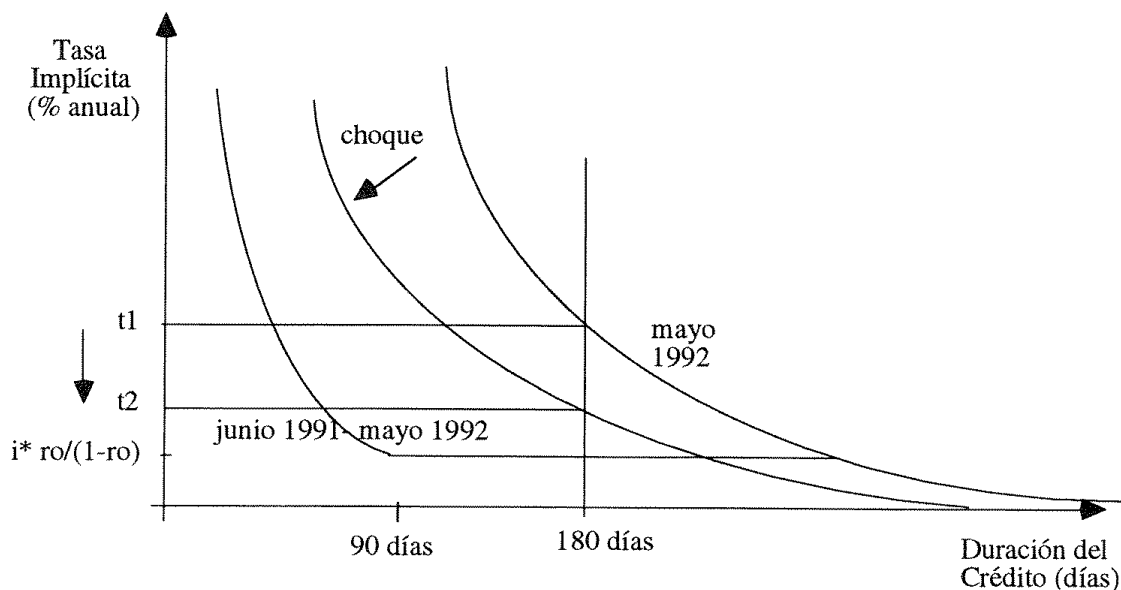
6 Labán y Larraín (1994) construyen una medida alternativa del impuesto efectivo a las entradas de capital. Sin embargo, esa medida intenta tomar en cuenta otras políticas tales como los cambios en la composición de la canasta de monedas alrededor de la cual se define la banda de intervención del Banco Central.

El rol del período de mantención es hacer que la tasa efectiva de impuesto *por unidad de tiempo* sea una función del tiempo hasta el vencimiento del crédito. Por ello, grava los bonos externos de largo plazo a una tasa por período mucho menor que a los créditos a 90 días. Por ejemplo, a la tasa de reserva inicial y con una tasa de interés externa del 5%, un bono internacional a 10 años pagó una sobretasa anual efectiva de $(0,2/0,8)(1/10)(5\%) = 0,125\%$ anual, la cual es baja. Esta característica es lo que justifica la denominación de este ENR como un control de capital "selectivo".

Otros controles de capital operativos en el período muestral fueron (a) en junio de 1991 se estableció un nuevo impuesto de timbres y estampillas al crédito externo a una tasa del 0,10% del valor par por mes hasta el vencimiento, con un máximo de 1,2%. Este no es un "impuesto de Tobin" para los créditos a plazos inferiores a un año porque la tasa por unidad de tiempo no disminuye al acercarse al vencimiento. Los créditos a los exportadores están exentos de este impuesto; (b) reducción del período mínimo de residencia para registrar inversiones extranjeras de tres a un año; (c) restricciones a la clasificación de riesgos y al volumen de emisiones de ADRs y a la emisión de bonos internacionales por parte de empresas chilenas. Las principales restricciones al volumen de emisión de ADR fueron que la emisión debe ser de al menos 50 millones de dólares y representar patrimonio nuevo, lo que gatilló los más duros estándares reguladores en el exterior; y (d) se redujo el período mínimo de residencia para el monto de principal en las conversiones deuda-capital realizadas entre 1985 y 1990 de 10 años a cero en varias etapas entre abril de 1991 y agosto de 1992.

El siguiente gráfico muestra cómo varía la tasa del impuesto efectiva por unidad de tiempo según el plazo de vencimiento.

GRAFICO 1
TASAS TRIBUTARIAS EFECTIVAS POR UNIDAD DE TIEMPO



El gráfico destaca la tasa del impuesto aplicada a un crédito a 180 días, que es la utilizada en el trabajo empírico. Puede apreciarse en el Gráfico que entre junio de 1991 y

mayo de 1992 se combinaron un período de mantención de 90 días y una tasa de reserva de 20% -llamada r_0 en el gráfico- para producir impuestos más bajos que en el tiempo que siguió. Esta tasa del impuesto al comienzo fue modesta, de apenas $i^* \cdot (0,20/0,80)$, pero en mayo de 1992 aumentó a t_1 cuando se alargó el período de mantención a un año y se subió la tasa de reserva a 30%. El gráfico muestra asimismo que más tarde, cuando la Reserva Federal redujo la tasa de interés en dólares a niveles muy bajos, la tasa del impuesto efectiva de hecho cayó a t_2 .

Este último episodio muestra que uno de los inconvenientes del impuesto ENR, tal como se usó en Chile, es que la tasa del impuesto no es controlada en su totalidad por las autoridades locales.

El Cuadro 1 muestra las tasas implícitas de impuesto para un crédito externo a 180 días, construidas en base a la fórmula (2) y los datos indicados en el Apéndice.

CUADRO 1
IMPUESTO ANUAL IMPLICITO AL FLUJO DE NUEVO CREDITO A 180 DIAS

Trimestre	Tasa del Impuesto % Anual	Trimestre	Tasa del Impuesto % Anual
1991:II	0	1993:II	3.49
1991:III	1.62	1993:III	4.10
1991:IV	1.38	1993:IV	3.48
1992:I	1.29	1994:I	3.28
1992:II	1.86	1994:II	3.31
1992:III	3.18	1994:III	3.30
1992:IV	3.91	1994:IV	4.52
1993:I	3.39		

Nota 1: Estas tasas de impuesto son distintas de las que aparecen en Soto (1995) porque (i) las cifras para 1992:II, 1992:III, y 1994:IV ahora toman en cuenta que la tasa del impuesto cambió a *mitad* de trimestre; (ii) estas cifras incorporan el margen *s*.

Nota 2: Estas tasas de impuesto aplican a las afluencias de crédito nuevo. La tasa del impuesto para los aumentos en el *stock* de líneas de crédito para créditos comerciales internacionales son ligeramente diferentes en algunos trimestres.

Para créditos con vencimiento a plazos distintos de 180 días, la trayectoria de la tasa del impuesto anual tiene diferente forma. Sin embargo, desde agosto de 1992, la forma de la trayectoria de la tasa del impuesto anual está dada por el Cuadro 1 para cualquier plazo, con las tasas tributarias efectivas ajustadas a escala por la razón (180/ plazo (días)).

La magnitud de estas tasas fue sustancialmente inferior que las ganancias que se podrían obtener de predecir el momento de una apreciación real. Ello se confirma al comparar las magnitudes indicadas por el Cuadro N° 1, con la desviación estándar del cambio en el TCR, que fue de 3.252% por trimestre, o 13% por año, en el período muestral.

Casi desde el inicio del ENR, el Banco Central ofreció a los contribuyentes pagar un cargo único al comienzo en lugar de mantener reservas sin remuneración. Tal opción no ha estado disponible para los bancos respecto del *stock* de líneas de crédito comerciales para

exportadores e importadores. El cargo único ha sido definido como la tasa LIBO en dólares más una sobretasa, aplicada por el período de mantención correspondiente. La tasa del impuesto por unidad de tiempo a la entrada de capitales resultante es:

$$(3) \quad t' = r \cdot (i_{\text{dólar}} + \text{sobretasa}) \cdot (\text{PM}/\text{plazo})$$

Obsérvese que $(1-r)$ no aparece en esta expresión. La sobretasa se ha fijado de modo tal que t' es casi igual a t . Las estadísticas sugieren que en algunos trimestres t' es ligeramente superior a t , y surge la duda de por qué algún deudor querría optar por el cargo único en esos trimestres. Esto se discute más adelante.

Breve Historia Macroeconómica del ENR Chileno

Inicialmente, en junio de 1991, r fue fijada en 0,20. La cobertura inicial del ENR estuvo lejos de ser universal, a pesar de que se cubrieron líneas de crédito a bancos domésticos desde el principio, aun si los fondos eran prestados a los exportadores. Dos excepciones detectadas después fueron: (a) los créditos externos directos a exportadores de entidades no bancarias (anticipos) y el crédito directo equivalente para importadores; y (b) los préstamos de bancos nacionales a exportadores que fueron financiados con depósitos en moneda extranjera emitidos en el país. Por razones de prudencia, los bancos chilenos no están autorizados a prestar montos grandes en pesos con fondos de moneda extranjera, ni viceversa.

Un mes más tarde, en julio de 1991, se ofreció una alternativa a mantener ENR: pagar un cargo único al comienzo, que se explicó más arriba. Las operaciones de crédito distintas de líneas de crédito tuvieron acceso a esta opción. Esta opción surgió porque muchos operadores reclamaron al Banco Central que las reservas exigidas provocaban grandes problemas de liquidez: tenían que endeudarse en 25% más para financiar la reserva exigida. Esto sugiere que el cargo único y el ENR no son sustitutos perfectos, de modo que pueden observarse las dos opciones en cualquier momento en el tiempo, no sólo la que permite una tasa del impuesto menor. Una posible explicación de esta falta de sustitución podría ser que los acreedores extranjeros no aceptan fácilmente las reservas no remuneradas como garantía, en un contexto en que cada deudor tiene acceso a créditos externos sujetos a restricciones de cantidad.

El ENR fue establecido en un escenario donde se permitía al tipo de cambio fluctuar dentro de una banda estrecha, de +/- 2,5 puntos porcentuales. La tasa central se ajustó para mantener la paridad del poder adquisitivo. En este escenario, el rol principal del ENR fue permitir que la brecha entre las tasas de interés interna y externa pudiera aumentar.

Algunos observadores de datos anuales han sugerido que la disminución de los créditos de corto plazo y otros ocurrida en 1991 con respecto a 1990, se debería al establecimiento del ENR (FMI 1995, pp. 97 y 100). Sin embargo, el ENR se impuso en junio de 1991, *después* de que los créditos netos de corto plazo sufrieran una drástica baja, llegando a grandes valores negativos, en el segundo trimestre de 1991. Aun si se hubiera anticipado la implementación de los ENR, el impacto esperado sobre los créditos netos de corto plazo habría sido un aumento, no una reducción. Muchas otras variables influyentes también cambiaron de 1990 a 1991, especialmente la tasa de interés fijada por las autoridades monetarias, que se redujo en forma dramática.

El ENR parece haber sido ineficaz para evitar el aumento de influjos externos observado en el cuarto trimestre de 1991. En ese trimestre, los créditos de corto plazo al

sector privado, incluyendo errores y omisiones, llegaron a un 10% anualizado del PGB. El Banco Central respondió ampliando la cobertura del ENR a los depósitos domésticos denominados en moneda extranjera. Esto no impidió que los arbitadores correctamente anticiparan la maxi revaluación que comenzó el 23 de enero de 1992, que se acumuló a 8% durante febrero.

En mayo de 1992, cuando la Reserva Federal redujo las tasas de interés en dólares a su récord más bajo, comenzaron a crearse expectativas de una nueva apreciación del peso chileno. Como reacción, los créditos de corto plazo más errores y omisiones volvieron a subir al 10% del PGB como tasa anual. El Banco Central respondió aumentando el impuesto efectivo asociado al ENR de cuatro maneras: (a) subió la tasa de reserva de 20% a 30%, primero sobre las líneas de crédito bancarias (mayo) y luego sobre los demás créditos (agosto); (b) subió el período mínimo de mantención a un año a partir de mayo; (c) subió el cargo único alternativo a LIBO en dólares + 4,0%; y (d) amplió la cobertura del ENR a todos los créditos explícitos ligados con el comercio internacional.

Sin embargo, la cobertura no llegó al 100%. Los anticipos directos otorgados por las contrapartes externas de los exportadores e importadores chilenos quedaron exentos. Más adelante fue claro que habían quedado otros canales abiertos.

Por el otro lado, los hechos ocurridos durante el resto del período muestral demuestran que las autoridades dejaron de intentar hacer *fine-tuning* con el nivel del impuesto. A pesar de que a comienzos de 1994 la tasa LIBO en dólares aumentó en forma dramática, reduciendo el alcance del arbitraje de tasas de interés, las autoridades chilenas no respondieron reduciendo la tasa de reserva. Aparentemente, las autoridades modificaron sus prioridades de política y decidieron mantener un impuesto ENR más alto en forma permanente. Este cambio de política se usará más adelante para justificar el uso de tasas de impuesto rezagadas para identificar nuestra estimación del impacto del ENR sobre la entrada de créditos de corto plazo.

En el segundo trimestre de 1993, la tasa de interés nominal para créditos en yenes cayó por debajo de la de en dólares. Esto hizo más atractivo para los arbitadores mantener las reservas exigidas en yenes que en dólares (ver Valdés y Soto, 1996).

En octubre y noviembre de 1994, las expectativas de revaluación provocaron una entrada masiva de capitales, que forzó al Banco Central a reevaluar. Esto se hizo reevaluando la tasa central de la banda del peso en 5% y ampliando la banda de modo que el piso se revaluó en 10%. A pesar de que el Banco Central intervino fuertemente para evitar que el tipo de cambio efectivo se apreciara abruptamente, para diciembre de 1994 los arbitadores pudieron mostrar utilidades.

El 29 de noviembre de 1994, el Banco Central modificó las normas al exigir que las reservas se mantuvieran en dólares de los Estados Unidos. Esto aumentó la tasa del impuesto asociada al ENR. La opción de cargo único fue siempre definida en términos de tasas de interés en dólares de EE.UU. Esto sucedió después de la revaluación.

En julio de 1995, después del término del período muestral, las autoridades cerraron otro canal de evasión del ENR. Los llamados "ADR secundarios" son operaciones en las cuales un banco vende corto ADRs en Nueva York, compra los instrumentos en la Bolsa de Comercio de Santiago, los convierte en ADR y los entrega al comprador en Nueva York. El arbitador trae fondos a Chile, donde se convierten a pesos libres del ENR porque se considera una entrada de capital accionario, no de deuda. El Banco Central otorgaba al arbitador 60 días para comprar los instrumentos en Chile, pero algunos de ellos (no todos) revertían la operación cerca del final de ese período. Mientras tanto podían prestar en Chile y ganar el diferencial de intereses libre de ENR. Incluso aunque no reversaran la operación, podrían ganar ese diferencial esperando hasta el final de los 60 días. En julio de 1995 las autoridades

extendieron el ENR sobre estos flujos⁷. Este episodio sugiere que las autoridades tienen dificultad para distinguir entre deuda y patrimonio, así como para idear formas de aplicar el ENR en forma eficiente.

4. EVIDENCIA SOBRE LA EFICACIA DEL ENR CHILENO

En esta sección se presenta evidencia indirecta respecto al grado de evasión experimentado durante el período muestral. La evidencia que muestra que el grado de evasión no fue total, es que la recaudación proveniente de los ENR fue significativa y no cero.

Soto (1995) estimó la recaudación efectiva proveniente del ENR durante 1991-93. Esta recaudación se define como el interés nominal recibido por el Banco Central por tales reservas, más los cargos únicos pagados por aquellos flujos que optaron por esa modalidad de pago. Debido a restricciones legales, el ingreso recibido por una exigencia de reserva se acumula en el tiempo. En el momento en que se impone, sólo la entrada de nuevos créditos está sujeta a la exigencia. Luego de un rezago relacionado con la duración promedio del *stock* de créditos de corto plazo, los ingresos alcanzan un nivel estable. Nuevas variaciones en las tasas de reserva exigida o en los períodos mínimos de mantención también generan rezagos. La recaudación observada en Chile fue la siguiente:

CUADRO N° 2
RECAUDACION EFECTIVA DEL ENR

Año	Millones de US\$	% del PIB
1991	7,8	0,02
1992	35,8	0,08
1993	72,8	0,16

FUENTE: La recaudación efectiva se toma de Soto (1995) p. 14, quien se basó en datos del Banco Central de Chile. El dato para 1994 no está disponible. En 1993 la recaudación efectiva proveniente de los cargos únicos -la alternativa al ENR- fue sustancial, ya que alcanzó a 38 millones de dólares.

Un ingreso del 0,16% del PIB es ciertamente significativo. Esta evidencia sugiere que la evasión no fue masiva en Chile durante el período muestral. Esto contrasta con la experiencia de España durante 1992, presentada por De Gregorio (1995). Una explicación para la diferencia de resultados es que las autoridades chilenas han emprendido un decidido esfuerzo en la administración tributaria por varios años, buscando cerrar vacíos y aumentar la base tributaria. En contraste, en España se abandonaron los controles de capital luego de

7

El impuesto fue incorporado inmediatamente en los precios de las acciones, a través de una caída en los precios de las acciones en la Bolsa de Comercio de Santiago. Esta caída sugiere que no todas las operaciones de ADR secundarios eran reversadas antes de cumplirse 60 días desde su autorización.

apenas 60 días de aplicación, en parte por su ineficacia inicial y en parte porque las restricciones estaban afectando a los créditos comerciales.

Una segunda pieza de evidencia es el impacto del ENR sobre el volumen de tipos particulares de entradas de créditos de corto plazo. En la tesis de Soto (1995) se estudia el caso de los flujos que usan el canal legal que garantiza el acceso al mercado interbancario de moneda extranjera para efectos de servicio de deuda (llamado en Chile Capítulo XIV)⁸. Esta clase de flujos de crédito de corto plazo es una entre las múltiples clases de crédito que han estado sujetas a ENR desde su aparición en 1991.

Soto (1995) encuentra que en el período muestral el impuesto ENR tuvo un efecto significativo, pues reduce la entrada neta de crédito de corto plazo que busca acceso seguro al mercado interbancario de moneda extranjera. Lo anterior apoya los argumentos intuitivos de las autoridades chilenas, de que el ENR ha sido eficaz para detener al menos parte de la entrada de capitales.

Esta evidencia demuestra que el impuesto ENR tiene impactos medibles tanto sobre los flujos de capital como de los ingresos. Sin embargo, esto no implica que el ENR haya sido eficaz en términos de lograr los objetivos de política que la justificaron inicialmente. Este es el tema que investigamos a continuación.

5. EL IMPACTO DEL ENR SOBRE LA VELOCIDAD DE AJUSTE DEL TIPO DE CAMBIO REAL

En esta sección se usa una metodología econométrica dinámica para obtener evidencia sobre el impacto económico del impuesto ENR sobre una variable de gran preocupación política, cual es el tipo de cambio real TCR. El objetivo es determinar si el ENR afectó la trayectoria del ajuste de corto plazo del TCR a su nivel de largo plazo o el nivel de largo plazo del TCR. Los argumentos de política para estudiar esta variable ya fueron comentados en la Sección 2.

Hay un argumento teórico que sugiere que el ENR puede afectar el nivel del TCR a mediano plazo, digamos un horizonte de diez años. La implementación de un ENR sobre las entradas (no las salidas) de flujos puede establecer un diferencial permanente y positivo entre las tasas de interés de corto plazo de los mercados de deuda interno y externo. A su vez, las mayores tasas de interés internas podrían reducir la demanda agregada interna. En una economía donde hay tanto bienes transables como no transables, una menor demanda agregada mejora el saldo de cuenta corriente y deprecia el tipo de cambio real.

Desde una perspectiva de plazo más corto, la imposición de un ENR podría tener un efecto separado, pues puede sacar temporalmente al TCR de la trayectoria que habría seguido en el caso contrario. Por ejemplo, un mayor ENR podría aumentar la tasa de interés interna por unos cuantos trimestres hasta que los inversionistas nacionales se las arreglen para responder reduciendo la salida de capital. Mientras tanto, la demanda interna se restringiría y el TCR se depreciaría. Esto implica que la estimación debería dejar espacio para un efecto transitorio de los ENR. Tal efecto transitorio también puede ser valioso para autoridades enfrentadas con un aumento transitorio de la entrada de capitales.

8

Técnicamente, estos flujos son deudas transfronterizas a plazos inferiores a un año acogidas al Capítulo XIV del Compendio de Normas de Cambios Internacionales.

5.1. *Discusión Económica de las Ecuaciones Econométricas*

En lo que sigue proponemos dos ecuaciones simultáneas, que dan origen a la forma reducida que estimamos.

La primera ecuación representa la demanda en el mercado por bienes no transados. Se basa en una breve pero creciente literatura sobre el tipo de cambio real, que incluye a Arrau *et al.* (1993), De Gregorio *et al.* (1994), Elbadawi (1994), Arellano (1994), Elbadawi y Soto (1994) y Soto (1995). Postulamos la siguiente ecuación de forma reducida para la demanda por no transables:

$$(4) \quad \ln TCR = f(SC/Y; G/Y; IEK; PROD; TI; CME; DIFR)$$

donde⁹:

$\ln TCR$ = logaritmo del índice multilateral del tipo de cambio efectivo.

SC/Y = razón del **superávit** de la balanza comercial de bienes y servicios no factoriales al PGB. Esta variable mide la diferencia entre PGB y gasto agregado, como proporción del PGB. En el modelo australiano, un aumento en el superávit comercial deseado induce una depreciación del tipo de cambio real, de modo que el coeficiente debería ser positivo.

G/Y = razón del consumo de gobierno más transferencias, al PGB. La noción de agregar las transferencias al consumo de gobierno fue introducida por primera vez por Arellano (1994), quien gentilmente entregó su base de datos. G/Y entra en forma separada de SC/Y sólo si estos gastos de gobierno tienen una composición diferente de bienes transados/ no transados en comparación con el gasto nacional. La sabiduría convencional de que el gasto de gobierno desplaza la composición de la demanda hacia los no transables sugiere un signo negativo para los coeficientes de esta variable. Más aun, si el consumo y las transferencias tienen un impacto diferente sobre la composición transados/ no transados del gasto nacional, estas influencias deberían informarse por separado. Más adelante mostramos los resultados de esta descomposición, usando la nomenclatura $G/Y = GC/Y + TRANSF/Y$. Descubrimos que sólo $TRANSF/Y$ es significativa.

IEK = inversión neta de capitales extranjeros hacia Chile, como proporción del PGB. Se incluye para capturar los efectos del gasto de los inversionistas extranjeros directos, quienes pueden exhibir un grado diferente de intensidad en bienes no transados que otros gastos.

$PROD$ = medida del crecimiento de la productividad relativa entre los sectores transable y no transable, que no es capturada por SC/Y . Se usa una variable de tendencia para capturar este fenómeno. La literatura empírica sugiere que el crecimiento de la productividad es más rápido en los bienes transables, de modo que se espera que el coeficiente sea negativo.

⁹

En el Apéndice se presentan las fuentes y definiciones precisas de los datos.

- TI = logaritmo de los términos de intercambio de la economía, esto es, los precios unitarios de exportación dividido por los precios unitarios de importación. Dado que SC/Y está presente en la ecuación, esta variable captura los efectos de la composición del gasto relacionado con los términos de intercambio. Por ejemplo, puede que los consumidores que gastan más en no transables tengan una proporción más alta de sus ingresos proveniente de fuentes sensibles a los términos de intercambio. La tradición histórica de Chile sugiere que este coeficiente debería ser negativo.
- CME = compra neta de moneda extranjera del Banco Central dividida por el PGB. Esta variable mide la intervención del Banco Central en los mercados de monedas extranjeras. Cuando tales compras son masivas y permanentes, afectan los activos extranjeros netos mantenidos por el país. Un programa de acumulación de reservas requiere una transferencia de recursos reales hacia afuera, lo que exige una depreciación real. Por lo tanto, se espera un signo positivo para este coeficiente.
- DIFR = diferencial de tasas de interés reales entre los mercados doméstico y extranjero. A su vez, definimos DIFR como un diferencial ajustado por las expectativas entre la tasa de interés interna sobre deuda de gobierno de 2 o 4 años y los instrumentos extranjeros equivalentes. Se justifica la inclusión de DIFR porque un mayor diferencial de tasas de interés atrae una entrada neta de capital que aprecia el TCR. El signo esperado de este coeficiente es negativo.

Se postula una segunda ecuación para representar el equilibrio del mercado de activos en forma reducida. La forma funcional $g(\bullet)$ de más adelante incorpora las preferencias por riesgo, las varianzas relativas de los distintos determinantes de los diferenciales de tasas de retorno esperados, la matriz de covarianza de los retornos a los distintos activos y factores cualitativos que afectan el acceso a los diferentes mercados de activos. Las variables explicativas enumeradas fueron tomadas de la literatura sobre equilibrios de cartera.

$$(5) \quad \text{DIFR} = g(\text{PRBC}; I^*; E \{ \partial \ln(\text{TCR}) / \partial t \}; \text{CLASIF}; \text{AM}; \text{TAX})$$

donde:

- PRBC = tasa de interés usada por las autoridades para fijar la política monetaria¹⁰. En el período muestral, esta fue la tasa de interés real a 90 días. Una restricción de política monetaria aumenta las tasas de interés internas y el diferencial de intereses, de modo que el coeficiente es positivo. Sin embargo, obsérvese la discusión de la función de reacción de política, que sugiere un signo opuesto.
- I^* = tasas de interés reales externas. Medidas como LIBOR en dólares menos la tasa de variación del índice de precios al por mayor de Estados Unidos. Las disminuciones de las tasas externas reducen las tasas internas si la política impide una apreciación real, pero no si se permite al tipo de cambio ajustarse de inmediato. Por lo tanto, el impacto sobre el

diferencial de intereses es incierto. I^* entra separadamente de PRBC y no como $(I^* - PRBC)$ para permitir más flexibilidad. Nótese que I^* está deflactado por el IPM de EE.UU. y el PRBC está deflactado por el IPC chileno.

$E\{\partial \ln(\text{TCR})/\partial t\}$ = tasa real esperada de depreciación de la moneda nacional. Si el riesgo asociado con la depreciación esperada crece con la magnitud de la depreciación esperada, el signo esperado de este coeficiente es positivo.

CLASIF = acceso al mercado, medido por la clasificación de Standard & Poor's de la deuda del país. Luego de algunos experimentos, esta variable se estableció en 1 para los períodos en que la deuda externa del Gobierno había sido clasificada BBB- o más y 0 en caso contrario. Una mejor clasificación refleja una reducción en el riesgo aparente, de modo que el diferencial de equilibrio de tasas de interés debería caer. Sin embargo, si el mercado es lento para incorporar la nueva información, el diferencial observado de tasas de interés puede quedar constante. El signo esperado es negativo o cero.

AM = acceso al mercado desde el lado de la oferta. Esta variable intenta capturar los cambios en la disposición de los inversionistas de países OCDE a invertir en mercados emergentes. Se mide por la razón del saldo agregado de la cuenta de capitales de los países latinoamericanos en dólares, al PGB de Chile en dólares. Como sólo había datos anuales disponibles para esta serie, se generaron los datos trimestrales ajustando un polinomio de quinto orden de una variable de tendencia a la serie anual dividida por cuatro. Se espera que un mayor acceso al mercado reduzca el diferencial de equilibrio de tasas de interés, pero si el mercado es lento para incorporar la nueva información, el diferencial de tasas de interés observado puede quedar constante. Por lo tanto, el signo esperado es negativo o cero.

TAX = tasa del impuesto sobre la entrada de capitales de corto plazo asociada con exigencias de encaje no remunerado (ver Cuadro 1). Si el impuesto ENR es eficaz para reducir la integración financiera, debería aumentar el diferencial de tasas de interés. El signo esperado del coeficiente es positivo. TAX entra separado de I^* y no como $I^* + TAX$ porque la cobertura de TAX es menos que universal y para permitir que los datos revelen si TAX tiene el mismo coeficiente que I^* .

Queda claro que DIFR y $E\{\partial \ln(\text{TCR})/\partial t\}$ se determinan en forma simultánea por (4) y (5) en el tiempo. Siguiendo a Elbadawi y Soto (1994), obtenemos una ecuación de forma reducida en la cual $\ln(\text{TCR})$ es "resuelto hacia adelante" a partir de (4) y (5). La ecuación de forma reducida resultante para $\ln(\text{TCR})$ toma la forma:

$$(6) \quad \ln(\text{TCR})_t = \sum_{j=0}^{\infty} \lambda^j \beta^n X_{t,t+j}$$

donde:

X = vector de las variables explicativas para la forma reducida. X incluye todas las variables explicativas presentadas más arriba para las ecuaciones (4) y (5), excepto DIFR que se elimina.

β = vector de coeficientes

λ = coeficiente en $\{0,1\}$

La ecuación (6) dice que el TCR corriente depende de la trayectoria futura esperada de las demás variables explicativas de (4) y (5). Los signos esperados de los coeficientes relacionados con el equilibrio del mercado de activos se revierten con respecto a los mostrados en la discusión de (5), porque DIFR tiene coeficiente negativo en la ecuación (4). Por ejemplo, si un aumento de PRBC hace subir DIFR en (5) esto atrae una entrada neta de capital que aprecia el TCR de acuerdo con (4). Por lo tanto, se espera que PRBC entre a (6) con coeficiente negativo. Sin embargo, véase más abajo la discusión de la función de reacción de política, que sugiere el signo opuesto.

5.2. *Endogeneidad*

Hay cuatro variables explicativas en la ecuación (6) que son probablemente endógenas. La primera es superávit comercial SC/Y . Si ocurre un choque por el lado de la oferta, por ejemplo, un aumento de los salarios del sector público que hace subir el precio relativo de los bienes no transados, observaríamos una apreciación del tipo de cambio real y un empeoramiento de la balanza comercial. Como este choque no es capturado por ninguna variable explicativa en (4), el término de error debería registrar un choque negativo, que se correlacionaría con la balanza comercial. Por lo tanto, el sesgo de simultaneidad es una posibilidad que debe ser considerada en relación a SC/Y . La ecuación faltante representaría la oferta de bienes no transados.

La segunda variable explicativa endógena es PRBC, la tasa de interés que representa la política monetaria. La ecuación (6) no toma en cuenta el hecho de que las autoridades cambian la postura de la política monetaria como reacción a las variaciones de las variables macroeconómicas. Por ejemplo, el Banco Central de Chile establece la política monetaria con el propósito de cumplir una meta de inflación. A su vez, se sabe que la inflación es influenciada por la inflación pasada y por la tasa de apreciación observada del TCR. Por lo tanto, una depreciación real induce a las autoridades a restringir la política monetaria. Si un choque deprecia el TCR, las autoridades suben la tasa de interés de los PRBC. Por lo tanto, una mayor tasa de interés de los PRBC probablemente está asociada con un TCR más depreciado (mayor), generando un coeficiente positivo para PRBC en la ecuación (6). El sesgo de simultaneidad puede estar presente en relación con los PRBC. La ecuación faltante representaría la función de reacción de la política monetaria.

La tercera variable explicativa endógena es TAX, que representa el impuesto ENR. La ecuación (6) no tiene en cuenta que las autoridades pueden ajustar esta variable de política en forma endógena para modificar el diferencial de tasas de interés de equilibrio y lograr un objetivo dado de TCR. Por ejemplo, si caen las tasas de interés externas, aquellas podrían aumentar el impuesto ENR para evitar un aumento de la entrada de capitales que generaría una

apreciación del TCR. Esta respuesta de política puede crear una correlación entre TAX y el término de error en la ecuación (6), induciendo el sesgo de ecuaciones simultáneas. Este punto no se debe interpretar como que TAX se ajusta continuamente para mantener un diferencial dado de tasas de interés. De hecho, cuando EE.UU. subió las tasas de interés a comienzos de 1994, el Banco Central no redujo la tasa de reserva para compensarlo, sino que permitió que el impuesto ENR aumentara pasivamente.

La cuarta variable explicativa endógena es CME, que representa las compras de moneda extranjera por parte del Banco Central. La ecuación (6) no toma en cuenta que las autoridades seleccionan en forma endógena el nivel de esta variable de política para alcanzar un objetivo dado para el TCR. Por ejemplo, frente a una caída de las tasas de interés externas, las autoridades podrían aumentar CME para contrarrestar las entradas de capital y evitar una apreciación del TCR. Si un choque aprecia el TCR, las autoridades responderían aumentando CME, creando una correlación entre CME y el término de error en la ecuación (6). De la función de reacción de política que establece CME se originaría un sesgo de simultaneidad.

5.3. *Tamaño Muestral y Estacionariedad*

La muestra incluye sólo 32 observaciones trimestrales. Desde el punto de vista del tamaño muestral, esto es preocupante porque Banerjee *et al.* (1993) demuestran que a pesar de que la estimación de MCO de los coeficientes de la ecuación (6) son superconsistentes, pueden tener sesgo en las muestras pequeñas. Sin embargo, los datos cubren un largo período muestral en comparación con la velocidad de los eventos en los mercados financieros, que cambian en días o semanas. Pocos de los que participan en estos mercados afirmarían que cuatro años es un "largo plazo" apropiado para sus propósitos; sin embargo, no hay datos mensuales o semanales disponibles. El principal problema con el conjunto de datos puede ser la agregación en el tiempo, más que el pequeño tamaño de la muestra.

Con respecto al tamaño muestral, Banerjee *et al.* (1993) también destacan (p. 220) que sólo si R^2 está muy por debajo de 1 el sesgo esperado será grande, lo cual no es nuestro caso porque el R^2 ajustado de los Cuadros 3 y 6 es mayor que 80%. Phillips y Hansen (1990) demuestran que el sesgo en los modelos de corrección de errores no es tan grande como sugieren los autores antes citados, aun para tamaños muestrales de tan solo 50.

La ecuación (4) es estocásticamente "equilibrada" en el sentido de que $\ln(\text{TCR})$ es $I(1)$ y los regresores son como máximo $I(1)$. Algunos de los regresores son $I(0)$. Estos resultados se obtuvieron a partir de pruebas de raíz unitaria univariada.

En la ecuación (5) la variable dependiente es $I(0)$. Todos los regresores son $I(0)$ excepto AM que es $I(1)$ en la muestra (1987-1994). El hecho de que AM sea $I(1)$ no tiene una justificación económica a plazo más largo, porque los flujos internacionales de capital hacia América Latina como porcentaje del PGB no exhiben una tendencia por períodos de décadas. Como en la forma reducida la variable dependiente es $I(1)$, no hay problema en usar AM como variable explicativa, en lugar de ΔAM .

5.4. *El proceso de estimación*

Tal como señalan Elbadawi y Soto (1994), cuando los factores fundamentales están cointegrados, la ecuación (6) es consistente con la siguiente relación cointegrada:

$$(7) \quad \ln(\text{TCR})_t = (1/1 - \lambda) \cdot [\beta' X_t] + u_t$$

donde u_t es $I(0)$ y $\beta'(1/1-\lambda)$ es el vector de cointegración. Esta relación también se puede representar por un modelo dinámico de corrección de error (Engle y Granger, 1987), que incluye el siguiente par de ecuaciones: una ecuación de largo plazo dada por (7) y una ecuación de corto plazo, dada por la siguiente:

$$(8) \quad \Delta \ln(\text{TCR})_t = \delta \cdot \sum_{i=1}^k \hat{u}_{t-i} + \sum_{i=1}^m u' \Delta \ln(\text{TCR})_{t-i} + \sum_{i=0}^l \gamma' \Delta X_{t-i} + \sum_{i=0}^l \phi \Delta Z_{t-i} + \epsilon_t$$

En la ecuación (8), u_t es el término de "corrección de error", que mide la desviación de la variable dependiente desde su nivel de "equilibrio" de largo plazo, dado por (7). Las variables ΔX están representadas dos veces en esta ecuación: primero en el término de corrección de error y, segundo, directamente. Esta flexibilidad permite que la respuesta dinámica del TCR a choques en diferentes variables X ocurra a velocidades diferentes. ΔZ es un vector de variables estacionarias que pueden tener una influencia sobre la dinámica de corto plazo de la variable dependiente, pero no tienen influencia sobre el largo plazo. El vector de variables Z considerado para la ecuación de corto plazo (8) consistió de lo siguiente:

$\ln(\text{IND})$ = logaritmo natural del precio en pesos de una canasta de monedas extranjeras. Es un índice del tipo de cambio nominal. Siguiendo a Marcelo Soto (1995), el valor contemporáneo se excluye para evitar estimar una cuasi-identidad, y sólo se consideran los rezagos de $\ln(\text{IND})^{11}$. Las ponderaciones usadas para definir IND son las usadas originalmente por las autoridades chilenas para definir el centro de su banda de intervención (dólar de EE.UU.: 50%, marco alemán: 30%; y yen: 20%.) Por lo tanto, el precio en pesos del dólar no se considera por separado. Como el TCR está definido en términos de una canasta de monedas, usar como tipo de cambio nominal el precio en pesos del dólar introduciría un error de medición.

$\text{DIFINFL} = \pi^* - \pi$ = diferencia entre un promedio ponderado de la inflación de precios al por mayor en monedas extranjeras y el IPC doméstico. Se espera que un aumento de la inflación externa genere un aumento del IPC doméstico con un rezago, y que éste a su vez aprecie el TCR por definición. Por lo tanto, el signo esperado del coeficiente de DIFINFL es negativo. El valor contemporáneo se excluye para evitar estimar una cuasi-identidad, y sólo se consideran los rezagos de DIFINFL.

Si todas las variables en X_t y Z_t fueran débilmente exógenas y u_t no muestran autocorrelación, la representación de corrección de error podría ser estimada eficientemente con el siguiente procedimiento de dos pasos: primero, estimar la ecuación (7) por MCO y usar los coeficientes estimados para construir los residuos estimados \hat{u}_t ; segundo, estimar (8) por MCO. El Cuadro 3 muestra los resultados de estimar la ecuación (7) por MCO luego de

11 Esto reduce nuestro R^2 en comparación con otros autores, pero mantiene la consistencia econométrica.

eliminar las variables que no eran necesarias para lograr cointegración. La primera columna muestra la ecuación con la variable TAX y la segunda sin ella.

CUADRO N° 3
ECUACION DE LARGO PLAZO PARA EL T.C.R.

Variable Dependiente: LN(TCR)
Rango Muestral: 1987.1-1994.4

Variable	(A)			(B)		
	Coefficiente	Error Est.	Signif. a dos colas	Coefficiente	Error Est.	Signif. a dos colas
C	4,73	0,07	0,00%	4,76	0,07	0,00%
SC/Y	0,49	0,28	9,46%	0,76	0,23	0,37%
TRANSF/Y	-0,43	0,31	18,25%	-0,47	0,32	16,25%
TI	-0,16	0,11	17,09%	-0,27	0,09	0,81%
CLASIF	-0,05	0,02	2,42%	-0,06	0,02	0,13%
AM	-0,07	0,03	3,63%	-0,11	0,02	0,00%
IEK	-0,34	0,30	28,01%	-0,48	0,30	12,17%
CME	0,13	0,11	24,49%	0,16	0,11	14,42%
PRBC	0,93	0,33	1,11%	0,91	0,35	1,53%
TAX	-1,35	0,83	11,85%	-	-	-
Observaciones	32			32		
R ² Ajustado	83,57%			82,30%		
DW	1,99			1,99		
F (Prob.)	0,00%			0,00%		
D.E. de Var. dep.	6,80%			6,80%		
Error Est.	2,75			2,86%		

TAX no fue útil en lograr la cointegración, pero IEK, TRANSF y TI sí lo fueron. La primera columna del Cuadro 4 muestra que la ecuación sin TAX se cointegra con un nivel de significancia inferior al 5%¹².

Como se vio más arriba, en la ecuación (7) hay cuatro variables explicativas para las cuales se debería cuestionar exogeneidad débil: (i) el superávit comercial, SC/Y; (ii) la tasa de interés con la cual se administra la política monetaria interna, PRBC; (iii) el impuesto ENR, y (iv) el nivel de compras de moneda extranjera por parte del Banco Central, CME.

Phillips y Hansen (1990) demuestran que un enfoque de variables instrumentales no funciona cuando las series son no estacionarias. La intuición sugiere que instrumentos para una variable I(1) mostrarán una alta correlación con la variable simplemente por la no estacionariedad.

12

Los errores estándares de una estimación de (7) por MCO no son útiles para inferencia, porque la distribución de los coeficientes en una regresión no estacionaria no es Student-t y debe obtenerse a partir de simulaciones de Montecarlo.

CUADRO N° 4
PRUEBAS DE COINTEGRACION

		Ecuación TCR (B)	Prueba Phillips-Durlauf
Estadístico T de Dickey-Fuller		-5,37	-3,50
Valores Críticos	1%	-6,16	-6,16
	5%	-5,29	-5,29
	10%	-4,87	-4,87

Phillips y Loretan (1991, p. 426) demuestran que si una variable explicativa X_t no es exógena, entonces se deben incluir adelantos de ΔX_t en la ecuación de corto plazo (8) para obtener estimaciones consistentes y eficientes de los coeficientes. Esto se hace incluyendo adelantos de Δ (SC/Y), Δ PRBC, Δ TAX y Δ CME en la ecuación de corto plazo (8). Las otras variables son las que fueron seleccionadas, sin considerar los adelantos mencionados aquí, en una serie de pruebas de un amplio conjunto de rezagos para el conjunto de variables explicativas que aparecen en la ecuación (8) de acuerdo con el Cuadro 3. El término de corrección de error es el obtenido de la ecuación (7) después de eliminar la variable TAX mostrada en la segunda columna del Cuadro 3. Las estimaciones de coeficientes del Cuadro 5 muestran que los adelantos de Δ (SC/Y), Δ PRBC, Δ TAX y Δ CME son no significativas al nivel de 10%¹³, de modo que se rechaza la presencia de sesgo de simultaneidad.

CUADRO N° 5
PRUEBA DE ENDOGENEIDAD CON ADELANTOS

Variable	Coeficiente	Error Est.	Signif. a dos colas
D(SC/Y(+1))	-0,02	0,15	91,53%
D(CME(+1))	-0,08	0,06	22,74%
D(PRBC(+1))	-0,56	0,64	40,35%
D(TAX(+1))	0,24	0,19	24,12%

Para verificar, se hizo otra prueba. Phillips y Durlauf (1986, p. 482) demuestran que si las variables explicativas no se cointegran conjuntamente (excluyendo lnTCR) de modo que su combinación lineal sea I(1), entonces no hay sesgo de simultaneidad aun si algunas de las X_t son endógenas. Si las variables explicativas se cointegraron conjuntamente (excluyendo lnTCR), aplicaría la siguiente interpretación: la no estacionariedad de algunas de las variables explicativas de la ecuación (7) se corresponde con una no estacionariedad similar

13

Como la ecuación (8) es I(0), la distribución de los coeficientes es Student-t y los errores estándares de MCO son los apropiados.

de las variables explicativas de las ecuaciones faltantes, de modo que persistiría la endogeneidad en muestras grandes. El Cuadro 4 en su segunda columna muestra que las variables explicativas mostradas en el Cuadro 3 para la ecuación (7) están lejos de cointegrarse conjuntamente (excluyendo $\ln(\text{TCR})$) al nivel del 10%. Esto implica que la no estacionariedad de algunas variables explicativas de (7) domina estocásticamente las variables explicativas de las ecuaciones faltantes, eliminando el sesgo de simultaneidad. Obviamente, este es sólo un resultado de muestra grande, de modo que lo presentamos simplemente como una verificación del resultado anterior.

La conclusión es que aun si (SC/Y) , PRBC , TAX y CME pueden ser determinados simultáneamente con $\ln(\text{TCR})$, las estimaciones del Cuadro 3 son consistentes. Las estimaciones de coeficientes tienen el signo esperado, el Durbin-Watson es 1,99 y el R^2 ajustado es 0,823, todo lo cual es satisfactorio.

CUADRO N° 6
ECUACION DE CORTO PLAZO PARA EL T.C.R.

Variable Dependiente: $D(\ln(\text{TCR}))$		Rango Muestral: 1988.1-1994.4				
Variable	(A)			(B)		
	Coefficiente	Error Est.	Signif. a dos colas	Coefficiente	Error Est.	Signif. a dos colas
C	-0,05	0,01	0,00%	-0,06	0,01	0,00%
DIFINF(-1)	-1,12	0,21	0,02%	-1,20	0,23	0,01%
D(SC/Y)	0,22	0,14	13,71%	0,28	0,14	7,61%
D(SC/Y)(-1))	-0,34	0,10	0,48%	-0,36	0,11	0,50%
D(TRANSF/Y)	-0,68	0,13	0,02%	-0,70	0,14	0,03%
D(CLASIF)	-0,05	0,02	2,71%	-0,05	0,02	3,23%
D(AM)(-1)	-0,16	0,05	0,66%	-0,19	0,05	0,33%
D(PRBC)	1,15	0,36	0,66%	1,08	0,38	1,34%
D(LN(IND))(-1)	0,31	0,13	4,16%	0,32	0,15	4,80%
D(LN(IND))(-2)	-0,36	0,13	1,98%	-0,24	0,13	8,13%
D(LN(IND))(-3)	0,87	0,12	0,00%	0,81	0,13	0,00%
$\hat{U}(-1)$	-0,63	0,16	0,16%	-0,63	0,17	0,26%
$\hat{U}(-2)$	-0,24	0,16	15,66%	-0,32	0,17	8,06%
$\hat{U}(-3)$	-0,44	0,18	2,96%	-0,36	0,19	7,85%
D(TAX)	-1,14	0,61	8,56%	-	-	-
Observaciones	28			28		
R^2 Ajustado	83,36%			80,40%		
DW	2,58			2,09		
F(Prob.)	0,01%			0,01%		
D.E. de Var. dep.	3,25%			3,25%		
Error Est.	1,33%			1,44%		

También se verificó otro tipo de sesgo de endogeneidad. Si hay una variable dependiente rezagada y el término de error exhibe autocorrelación, un choque en el término de

error en $t-1$ genera una correlación en t entre la variable dependiente rezagada y el término de error. En la ecuación (8), no hay argumento teórico como para esperar la presencia de este sesgo. Aun así, se hizo un conjunto de pruebas de multiplicador Lagrange a los coeficientes de autocorrelación de la ecuación (8). Estas pruebas demuestran que la autocorrelación es no significativa.

Para estimar la dinámica del TCR, se reestima la ecuación (8) sin adelantos. El Cuadro 6 muestra las estimaciones con y sin ΔTAX contemporáneo. El uso de términos de corrección de errores rezagados permite una dinámica más flexible y está justificado en Phillips y Loretan (1990). La suma de los coeficientes de los términos de corrección de errores está sobre -2 , de modo que la ecuación es estable en el sentido que en el largo plazo el TCR estimado converge al nivel indicado por la ecuación (7). Los coeficientes estimados tienen los signos esperados. Por ejemplo, la suma de los coeficientes del tipo de cambio nominal es positivo y menor que 1. El Durbin-Watson es 2,09 y el R^2 ajustado es 0,804, lo cual es satisfactorio.

5.5. *Las consecuencias de política y otros resultados*

Las estimaciones de los Cuadros 3 y 6 aclaran bastante la importancia económica del impuesto ENR con respecto a su impacto sobre el TCR. El Cuadro 3 muestra que el impuesto ENR no ejerce ningún impacto sobre el nivel de largo plazo del TCR, pues su eliminación mejora la cointegración. Además, el Cuadro 6 muestra que el impacto del impuesto ENR sobre la tasa de variación del TCR es insignificamente diferente de cero al nivel del 5% en la ecuación de corto plazo. Por último, la estimación punto del coeficiente del impuesto ENR tiene el signo equivocado en las dos ecuaciones.

La evidencia implica que la probabilidad de que el impuesto ENR ayudara a frenar la transición hacia un TCR más apreciado, esto es, que el ENR haya ayudado a mejorar el dilema de política económica enfrentado por las autoridades, es muy baja. El impuesto ENR tampoco ayudó a lograr un TCR de equilibrio más depreciado. La conclusión es que el ENR no consiguió cumplir las principales metas fijadas por las autoridades chilenas al adoptarlo.

Las estimaciones de los demás coeficientes de los cuadros 3 y 6 entregan información valiosa sobre los determinantes económicos del TCR en Chile. Considérese primero la ecuación de largo plazo (7) en el Cuadro 3, panel B, obtenida luego de eliminar la variable TAX.

Las estimaciones punto de los coeficientes de (CG/Y) y $(TRANSF/Y)$ nos dicen si hay diferencia para el TCR si un aumento dado en el gasto nacional $(TB \text{ fijo}/Y)$ toma la forma de consumo de gobierno o transferencias, en vez de gasto privado. Como la estimación del coeficiente de CG/Y es casi cero, encontramos que un aumento en CG/Y no tiene ningún impacto sobre el TCR aparte del incluido en SC/Y . Sin embargo, si hay un aumento en $TRANSF/Y$, la apreciación del TCR toma un impulso extra de 0,47% en el largo plazo, alcanzando un total de $0,76 + 0,47 = 1,23\%$. La diferencia apoya la hipótesis de una mayor intensidad en bienes no transables para el gasto financiado con transferencias de gobierno en comparación con gasto privado financiado en forma autónoma.

Esta evidencia es significativa para el debate de política chileno, porque demuestra que una restricción de un punto porcentual del PGB en las transferencias de gobierno es capaz de contrarrestar una apreciación real de apenas 1,23% suponiendo que no reduce el producto. Esto está muy por debajo de la desviación estándar trimestral del cambio del TCR, que es de

3,25%. Por lo tanto, las transferencias de gobierno no parecen influenciar el TCR en el período muestral.

Este resultado no significa que la política fiscal sea inefectiva. Una variación de un punto porcentual del PGB en el superávit fiscal todavía puede tener un impacto sustancial sobre el saldo de cuenta corriente y sobre la tasa de inflación interna.

Otra estimación de coeficiente de interés de política es el de CME, que indica que un flujo permanente de US\$ 500 millones trimestrales (3,8% del PGB) en compras de reservas externas por parte del Banco Central deprecia el TCR en forma permanente en $3,8 \cdot 0,16 = 0,61\%$. Lo novedoso es que esto es bastante bajo. Más aun, si se detiene la compra de reservas, se cancela el efecto sobre el TCR, porque el valor de CME cae a cero. En el corto plazo trimestral, el Cuadro 6 muestra que la compra esterilizada de reservas no produce impactos adicionales sobre el TCR, aparte de aquellos capturados en el término de corrección de errores. Efectos de tamaño similar han sido informados para los Estados Unidos por Domínguez y Frankel (1993).

El costo para los contribuyentes de las reservas adquiridas, si han sido financiadas a través de la emisión de deuda interna, se acumula en el tiempo. Por ejemplo, si la apreciación esperada es de 2% por año, los costos internos de financiamiento son 6% real y el interés ganado sobre las reservas internacionales es de 3% real, entonces luego de 3 años de comprar US\$ 500 millones por trimestre el exceso de reservas internacionales llega a US\$ 6.000 millones. En ese punto el costo para los contribuyentes es de $6 \cdot [6\% - 3\% + 2\%] / 52 = 0,58\%$ del PGB al año. Esta es una cantidad considerable para pagar por un resultado tan modesto.

6. EVALUACIÓN DEL CONTROL SELECTIVO DE CAPITAL

La evidencia proporcionada en este artículo es limitada, ya que se basa en sólo 32 trimestres de datos. Sin embargo, cuatro años en operación parecen estar bastante por encima del horizonte habitual para evaluar cualquier política macroeconómica, especialmente si se relaciona con los controles de capital.

Este estudio es pionero en el conjunto de datos y en la nueva metodología para estimar la depreciación esperada. La literatura anterior es más limitada. Por ejemplo, un artículo reciente observa que "de hecho, la entrada de capitales a Chile en 1991 fue inferior a la observada en 1990, posiblemente demostrando el éxito de esta política"¹⁴. Sin embargo, los créditos netos de corto plazo cayeron en el segundo trimestre de 1991, antes de implementar los ENR. Sostenemos que un análisis econométrico ofrece un significativo avance por sobre tales discusiones.

Este artículo está construido como para entregar evidencia respecto de la ayuda proporcionada por los ENR para alcanzar las metas de política que llevaron a las autoridades chilenas a implementarlas. Estas metas también parecen ser importantes en otros países emergentes. Las autoridades chilenas esperaban que los controles de capital aumentarían el diferencial entre las tasas de interés internas y externas. Pero eso era importante sólo si a su vez se debilitaba el dilema enfrentado por las autoridades, según el cual una restricción de política monetaria es eficaz para reducir la inflación (acelerada por una apreciación nominal) pero sacrificando el objetivo del TCR en el corto plazo. También esperaban que los controles selectivos de capital reducirían la velocidad de la reasignación sectorial de los recursos. No había metas tales como reducir la volatilidad trimestre a trimestre de los flujos de capital.

Este artículo no se detiene en probar si los controles selectivos de capital son o no capaces de aumentar el diferencial medido entre tasas de interés internas y externas. Ese enfoque sería incompleto porque además es necesario tomar en cuenta la posibilidad de que el control selectivo de capital aumente algunos diferenciales medidos de tasas de interés, sin afectar los diferenciales marginales que de hecho influyen los flujos de capital agregados y la trayectoria del TCR. Esto podría suceder si el control selectivo de capital genera sólo una reasignación de los flujos de capital sin afectar el total.

Por ello, este artículo mide directamente si un aumento en los ENR afecta la trayectoria del tipo de cambio real (TCR). Suponemos que la eficacia de la política monetaria para reducir la inflación también se sacrifica al evitar una apreciación nominal, pero este sacrificio es bien tomado por las autoridades que también desean respetar una meta de TCR.

Este trabajo concluye que la política de ENR en Chile fracasó en el período muestral (1991-1994) en cuanto a alcanzar sus propias metas. La apreciación del tipo de cambio real no fue retrasada por el ENR. Esto se puede interpretar como que los diferenciales marginales entre tasas de retorno internas y externas que rigen los flujos totales de capital no se vieron afectados por el ENR, aunque el ENR puede haber aumentado el diferencial medido en algunos mercados, como encuentra Soto (1995). Este resultado es similar a los mostrados por la literatura tributaria. Por ejemplo, Gravelle (1991) concluye que los IRA de Estados Unidos tuvieron una influencia significativa sobre la composición del ahorro financiero pero ningún impacto sobre el total de los ahorros.

Cambiamos ahora la perspectiva y preguntamos si los ENR chilenos han sido *inocuos*. La idea es que si los ENR fueran ineficaces, no habría problema en tenerlos. Por supuesto hay una falla en la lógica de este argumento. Los ENR pueden ser ineficaces para obtener determinados objetivos de política, pero ser dañinos para el bienestar. A continuación ofrecemos una lista de argumentos en contra de la hipótesis de "cero daño", o contra los controles selectivos de capital en general.

Estos argumentos se pueden clasificar en dos grupos: (a) los problemas de asignación de recursos causados por los controles selectivos de capital; y (b) la reducción en la calidad de la administración de políticas.

Los controles selectivos de capital generan problemas en la asignación de recursos porque equivalen a un impuesto directo al comercio internacional. El crédito comercial transfronterizo es un insumo importante de las exportaciones. Por ejemplo, un ENR con un impuesto equivalente del 3% del monto de un crédito de corto plazo, combinado con una tasa de financiamiento externo del 50% de las ventas de exportación, implica un impuesto directo de 1,5% a las exportaciones. Si las importaciones también son financiadas con crédito externo a la misma tasa, entonces el ENR implica además un aumento en el arancel del 1,5% de las ventas. El efecto de equilibrio general puede llegar hasta el equivalente de un arancel uniforme del 3%.

Una de las razones que llevaron a España a abandonar los controles de capital impuestos a fines de 1992 luego de apenas 60 días de aplicación fue el trastorno que provocaron al crédito comercial (De Gregorio, 1995). En Chile, sólo las grandes empresas pueden obtener crédito directo de su contraparte extranjera, que está exenta, dejando que los exportadores pequeños que deben buscar financiamiento en los bancos lleven la carga del impuesto ENR. Aquí mostramos que la recaudación asociada al ENR chileno fue de 0,16% del PGB en 1993, ciertamente una pesada carga para los afectados.

Los controles selectivos de capital también generan un segundo problema en la asignación de recursos porque un impuesto efectivo al crédito de corto plazo también grava al mercado internacional interbancario, que pierde liquidez. Dado esto, el Banco Central enfrenta un dilema: o interviene con frecuencia en el mercado de moneda extranjera, o de lo contrario

acepta una mayor volatilidad a corto plazo del mercado de moneda extranjera (tipo de cambio flotante) o en los mercados domésticos de dinero (tipo de cambio fijo).

El tercer problema para la asignación de los recursos es que la competitividad de los bancos nacionales en los mercados financieros transfronterizos se ve obstaculizada. Esto puede implicar una pérdida de oportunidades atractivas de crecimiento de la industria bancaria en un mundo en el que las transacciones internacionales cobran cada vez más importancia.

Los controles selectivos de capital también pueden generar una disminución de calidad de las políticas económicas. El primer ejemplo se refiere a la calidad de la política macroeconómica. Controles selectivos de capital ineficaces pueden llevar a las autoridades a creer que tienen más control del que tienen en realidad. Esto tal vez postergue por años la difícil tarea de alinear otras herramientas de política monetaria tales como las tasas de interés y la política fiscal¹⁵. Esta imperfección del proceso de hacer políticas macroeconómicas argumenta en favor de la eliminación de controles de capital engañosos¹⁶.

Los controles selectivos de capital también pueden inducir políticas regulatorias ineficientes. Un intento por parte de las autoridades por hacer que los controles selectivos de capital sean efectivos puede inducirlos a posponer indefinidamente la liberalización del intercambio internacional de servicios financieros, lo que podría tener efectos negativos sobre el crecimiento económico. En el caso chileno, este problema ha sido evidente. El exceso de confianza de las autoridades en los controles selectivos de capital las ha llevado a diseñar nuevos controles además del ENR. Por ejemplo, en marzo de 1994 aprobaron una ley que les permite imponer cuotas a la variación mensual de los activos externos netos de los principales inversionistas institucionales, incluyendo fondos de pensiones, fondos mutuos, bancos comerciales y compañías de seguros de vida. Esta facultad no ha sido usada todavía, pero algunos de estos inversionistas pueden haber postergado valiosas inversiones extranjeras para evitar la carga de esos controles futuros.

En términos generales, los controles selectivos de capital pueden estimular la aparición de controles más generales. Durante del debate de política chileno de 1995, cuando se discutió la insatisfacción con la eficacia con el ENR, varios políticos influyentes propusieron un cambio hacia cuotas globales a *todas* las entradas de capital, incluyendo la inversión extranjera directa¹⁷.

En conclusión, las políticas macroeconómicas de América Latina parecen empezar a diverger de algunas del Sudeste Asiático, donde la libre movilidad del capital y la confianza en las políticas fiscales y monetarias se están convirtiendo en la norma. Las autoridades malayas usaron controles selectivos de capital por apenas seis meses en 1994, y cambiaron a herramientas fiscales y monetarias después. En Chile, los controles de capital están siendo aplicados en forma permanente y son cada vez más distorsionadores, a pesar de que no logran los objetivos de política.

15 Este artículo demuestra que la composición del gasto nacional entre gasto de gobierno y gasto privado no ha sido efectivo para retrasar una apreciación del tipo de cambio real, para un gasto total dado. Esto no significa que un superávit fiscal o cualquier otra medida que afecte el gasto total sea ineficaz para controlar la demanda agregada.

16 Este artículo no entrega evidencia sobre si las autoridades chilenas se confiaron demasiado en usar políticas de tasas de interés debido a la presencia de los ENR, pero algunos observadores locales han declarado que eso es justamente lo que ocurrió en Chile entre 1992 y 1994.

17 El presidente del principal partido de la coalición gobernante declaró que "puede ser necesario aplicar una restricción global a la entrada de capitales" (*El Diario*, 5 de julio de 1995, Santiago).

REFERENCIAS

- Arellano, S. (1994), "Efecto del Gasto Fiscal sobre el Tipo de Cambio Real: Un Modelo para Chile", Tesis en Economía, Instituto de Economía, U. Católica de Chile, Santiago.
- Arrau, P., J. Quiroz y R. Chumacero (1992), "Ahorro Fiscal y Tipo de Cambio Real", *Cuadernos de Economía* 88, diciembre, pp. 349-386.
- Banerjee, A., J. Dolado, J. Galbraith y D. Hendry (1993), *Co-integration, Error-Correction, and the Econometric Analysis of Non-Stationary Data*, Oxford University Press.
- Corbo, V. y L. Hernández (1994), "Macroeconomic Adjustment to Capital Inflows: Latin American Style versus East Asian Style" *Policy Research Working Paper* N° 1377, Banco Mundial, Washington D.C.
- De Gregorio, J., A. Giovannini y H. Wolf (1994), "International Evidence on Tradables and Nontradables Inflation", *European Economic Review*, 38.
- De Gregorio (1995), "Financial Opening and Capital Controls: The Experience of Spain" Capítulo 8 en *Financial Opening: Policy lessons for Korea*, editado por R. Dornbusch e Y.C. Park, Instituto Coreano de Finanzas, Seúl.
- Domínguez, K. y J. Frankel (1993) *Does Foreign Exchange Intervention Work?*, Institute for International Economics, Washington D.C.
- Labán, R y F. Larraín (1994), "What Drives Capital Inflows? Lessons from the Recent Chilean Experience", Documento de Trabajo N° 168, Instituto de Economía, U. Católica de Chile, Santiago, abril.
- Elbadawi, I. (1994), "Estimating Long-Run Equilibrium Real Exchange Rates" en J. Williamson, editor, *Estimating Equilibrium Real Exchange Rates*, Institute for International Economics, Washington D.C.
- Elbadawi, I. y Raimundo Soto (1994), "Capitals Flows and Long- Term Equilibrium Real Exchange Rates in Chile", *Policy Research Working Paper* N° 1306, junio, Banco Mundial, Washington D.C.
- Engle, R.F. y C.W. Granger (1987), "Cointegration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing", *Econometrica*, 55, pp. 251-276.
- Gravelle, J. (1991), "Do IRAs Increase Saving?" *Journal of Economic Perspectives*, 5, N° 2, primavera, pp. 133-148.
- FMI (1995), Background Paper N° V en *International Capital Markets*, agosto, Washington, D.C.
- Mathieson, D. y L. Rojas-Suárez (1993), "Liberalization of the Capital Account: Experiences and Issues", *Occasional Paper* N° 103, Fondo Monetario Internacional, Washington D.C.
- Phillips, P. y S.N. Durlauf (1986), "Multiple Time Series Regression With Integrated Processes", *Review of Economic Studies* 58, pp. 407-436.
- Phillips, P. y B. Hansen (1990), "Statistical Inference in Instrumental Variables Regression with I(1) Processes", *Review of Economic Studies* 57, pp. 99-125.
- Phillips, P. y M. Loretan (1991), "Estimating Long-Run Equilibria", *Review of Economic Studies* 53, pp. 473-495.
- Quirk, P, O. Evans y otros (1995), "Capital Account Convertibility: Review of Experience and Implications for IMF Policies", *Occasional Paper* N° 131, Fondo Monetario Internacional, Washington D.C., octubre.
- Soto, M. (1995), *Encaje a los Créditos Externos: La Evidencia Empírica en Chile*, Tesis de Magister en Economía, Instituto de Economía, U. Católica de Chile, junio, Santiago.
- Tobin, J. (1978), "A Proposal for International Monetary Reform", *Eastern Economic Journal*, 4, pp. 153-159
- Valdés-Prieto, S. (1994), "Financial Liberalization and the Capital Account: Chile 1974-84", Capítulo 12 en G. Caprio, I. Atiyas y J. Hanson, editores, *Financial Reform: Theory and Experience*, Cambridge University Press.

- Valdés-Prieto, S. (1995), "Chile and International Financial Liberalization: Lessons for Design", Capítulo 11 en *Financial Opening: Policy Lessons for Korea*, editado por R. Dornbusch e Y. C. Park, Instituto Coreano de Finanzas, Seúl.
- Valdés-Prieto, S. y M. Soto (1996), "New Selective Capital Controls in Chile: Are They Effective?", mimeo IECIF Division, Banco Mundial, a publicarse como Policy Research Working Paper del Banco Mundial.

APÉNDICE: FUENTE Y CONSTRUCCIÓN DE LAS VARIABLES UTILIZADAS EN EL TRABAJO EMPÍRICO

indica serie que fue desestacionalizada con el método multiplicativo de TSP.

- TCR = índice de tipo de cambio efectivo multilateral. *Fuente:* "Informe Económico y Financiero" (bimestral) del Banco Central de Chile, varios números. Se calcula como el promedio ponderado comercial de los $TCR_i = E_i \cdot P_i^* / IPC$, donde TCR_i es el TCR bilateral entre el país i y Chile. P_i^* es el índice de precios al por mayor del país i . Las ponderaciones comerciales excluyen el comercio en petróleo y cobre. Este índice empírico no considera el nivel de los aranceles a la importación.
- Y# = PGB chileno trimestral, desestacionalizado. *Fuente:* Boletín Mensual del Banco Central de Chile, varios números, que entrega el PGB trimestral en pesos constantes de 1986. Esa serie fue inflada por la variación del IPC y deflactada por el tipo de cambio del dólar observado para obtener la serie en dólares.
- SC = superávit de la balanza comercial de bienes y servicios no factoriales, en dólares corrientes de EE.UU. Esta no es una estimación a precios constantes, de modo que incluye efectos de los términos de intercambio. *Fuente:* Balanza de Pagos, Banco Central de Chile. Las cifras trimestrales de 1989 fueron gentilmente proporcionadas por el Banco Central.
- G# = consumo del gobierno más transferencias, en pesos corrientes. *Fuente:* Contraloría General de la República de Chile y Arellano (1994).
- CG# = consumo del gobierno, en pesos corrientes. *Fuente:* Contraloría General de la República de Chile y Arellano (1994).
- TRANSF# = transferencias del gobierno, en pesos corrientes. *Fuente:* Contraloría General de la República de Chile y Arellano (1994).
- IEK = inversión de capital extranjera neta en Chile, incluyendo D.L. 600, ADR y otros, en dólares, dividida por el PGB en dólares. La cifra excluye todos los préstamos, en particular aquellos asociados a las inversiones por D.L. 600. *Fuente:* Balanza de Pagos, Banco Central de Chile. Las cifras trimestrales de 1989 fueron gentilmente proporcionadas por el Banco Central.
- LMTC = créditos netos a mediano y largo plazo al sector privado chileno, incluyendo préstamos relacionados con el D.L. 600. *Fuente:* Balanza de Pagos, Banco Central de Chile. Las cifras trimestrales de 1989 fueron gentilmente proporcionadas por el Banco Central.

- TI = logaritmo de los términos de intercambio de la economía chilena. Hasta 1993, tomado de Arellano (1994), y construido a partir de deflatores de exportación e importación. Para 1994, del Boletín Mensual del Banco Central de Chile.
- CME = compras netas trimestrales de moneda extranjera por parte del Banco Central, en pesos corrientes, divididas por el tipo de cambio nominal observado en el mercado interbancario, como razón del PGB en dólares. *Fuente:* "Síntesis Monetaria y Financiera", Banco Central de Chile, varios números, cuadro "Emisión: Origen y Destino". En una versión anterior de este artículo los datos para 1994 se obtuvieron de otra fuente, que estaba contaminada con operaciones de tesorería que se deben excluir. Nuestras cifras incluyen operaciones tales como *swaps*, Acuerdo 1686, redenominación de deuda externa y "otros", pero todos ellos a excepción de "otros" han sido pequeños desde 1990.
- I* = tasas de interés externas reales, definidas como LIBOR en dólares a 180 días menos la variación del IPM para EE.UU. *Fuente:* "Informe Económico y Financiero" (bimestral) del Banco Central de Chile, varios números.
- s = estimación del margen de los préstamos a corto plazo, usado para construir TAX. *Fuente:* Boletín Mensual del Banco Central de Chile, varios números. Es el margen informado promedio trimestral para créditos a largo plazo al sector privado en préstamos a tasa flotante, que presenta el mayor volumen de operaciones. Las cifras mensuales fueron ponderadas por los volúmenes mensuales de crédito para obtener cifras trimestrales.
- PRBC = tasa de interés fijada por el Banco Central para sus operaciones a 90 días. Fue la principal herramienta de política monetaria en el período muestral. *Fuente:* "Informe Económico y Financiero" (bimestral) del Banco Central de Chile, varios números. Entre 1989:08 y 1990:05 no hubo operaciones de PRBC porque el Banco Central vendió otros instrumentos con un rendimiento que dominó a los PRBC. Para dichos meses, se estimó una "tasa sombra" para PRBC a partir de una regresión de PRBC contra una constante y la tasa activa de los bancos comerciales, con datos mensuales desde 1987:01 hasta 1989:07. Los valores mensuales estimados fueron promediados para construir la tasa trimestral de los PRBC.
- DIFINFL = $\pi^* - \pi$ = diferencia entre el promedio ponderado de la inflación de precios al por mayor en monedas extranjeras y la inflación doméstica medida por el IPC. DIFINFL se calculó como $\ln(\text{TCR}/\text{IND})$, para que fuera consistente con las definiciones empíricas de TCR y de IND.
- AM = saldo agregado de la cuenta de capitales de los países de América Latina en dólares, expresado como proporción del PGB chileno en dólares. *Fuente:*

"Balance Preliminar de la Economía de América Latina y el Caribe", Nos. 556-557, CEPAL, Santiago, Chile. Como sólo se dispone de datos anuales, los datos trimestrales fueron generados ajustando un polinomio de quinto grado sobre una variable de tendencia, a la serie anual dividida por cuatro.

- IND = índice del tipo de cambio nominal, definido como el precio en pesos chilenos de una canasta de tres monedas extranjeras (dólar de Estados Unidos, marco alemán y yen japonés), con las ponderaciones que usan las autoridades chilenas para definir el centro de su banda de intervención.
- CPAA = crédito trimestral de corto plazo con acceso asegurado, neto de amortizaciones, en dólares, dividido por el PGB trimestral. En términos legales chilenos, se trata de los créditos del Artículo XIV a menos de un año. *Fuente:* Boletín Mensual del Banco Central de Chile, varios números.
- CCP = créditos trimestrales totales netos de corto plazo, en dólares, divididos por el PGB chileno en dólares. *Fuente para 1987-1994 incluyendo 1989:* Balanza de Pagos, Banco Central de Chile. La variable se construye primero sumando las siguientes tres subcuentas, todas las cuales pertenecen únicamente al sector privado: (1) Líneas de Corto Plazo Sector Privado y Bancario; (2) Corto Plazo Comercial Directo; y (3) Otros Activos. Las cifras trimestrales de 1989 para las tres subcuentas fueron gentilmente proporcionadas por el Banco Central. A esta suma restamos el aumento neto del *stock* de encaje no remunerado (que es reportado como flujo de entrada de corto plazo en los datos de la Balanza de Pagos). Este se estima sumando dos ítemes: (4) la variación del ENR originada en los préstamos del Artículo XIV, incluyendo créditos tanto de corto como de largo plazo, publicados en el Boletín Mensual. El encaje sobre los préstamos a largo plazo se incluye porque el encaje mismo es por un año, y por lo tanto está incluido en los flujos de entrada de corto plazo que aparecen en la Balanza de Pagos; y (5) la variación en el encaje no remunerado originada en líneas de crédito comerciales, que fue gentilmente proporcionada por el Banco Central de Chile con datos mensuales hasta 1994:06. Como (5) no estaba disponible para los últimos meses de 1994, se estimó aplicando la tasa de encaje (30%) al *stock* estimado de líneas de crédito sujeto al ENR. A su vez, el *stock* promedio mensual de líneas de crédito sujeto a ENR para los últimos meses de 1994 se estimó a partir de una regresión contra rezagos constantes de la variable dependiente y la suma de exportaciones más importaciones y sus rezagos, con datos mensuales de 1990:06 a 1994:06. El monto neto del flujo de entrada se divide por el PGB en dólares a nivel trimestral.
- STCERR = total trimestral neto de créditos a corto plazo más errores y omisiones, en dólares, dividido por el PGB chileno en dólares. *Fuente para 1987-1994, incluyendo 1989:* Balanza de Pagos, Banco Central de Chile. Esta variable es la suma de los siguientes dos ítemes: (1) CCP, ya explicado; y (2) errores y

omisiones. La suma se divide por el PGB en dólares a nivel trimestral. Las cifras para 1989 fueron gentilmente proporcionadas por el Banco Central.

IMPORT = importaciones trimestrales de bienes (excluyendo servicios). *Fuente para 1987-1994, incluyendo 1989:* Balanza de Pagos, Banco Central de Chile. Las cifras para 1989 fueron gentilmente proporcionadas por el Banco Central.

EXPORT = exportaciones trimestrales de bienes (no servicios). *Fuente para 1987-1994, incluyendo 1989:* Balanza de Pagos, Banco Central de Chile. Las cifras para 1989 fueron gentilmente proporcionadas por el Banco Central.