

CENTRO DE ESTUDIOS PUBLICOS

PROGRAMA DE POSTGRADO EN ECONOMIA
ILADES/GEORGETOWN UNIVERSITY

ANALISIS EMPIRICO DEL TIPO DE CAMBIO EN CHILE



FELIPE G. MORANDE L.
RODRIGO VERGARA M.

EDITORES

ANALISIS EMPIRICO DEL TIPO DE CAMBIO EN CHILE

FELIPE MORANDE / RODRIGO VERGARA / RAIMUNDO SOTO / JOSE DE GREGORIO
KLAUS SCHMIDT-HEBBEL / LUIS SERVEN / GUILLERMO LARRAIN / IGAL MAGENDZO
PATRICIO ROJAS / RODRIGO VERGARA / ROBERT HUSSEY / GONZALO SANHUEZA

FELIPE G. MORANDE L. / RODRIGO VERGARA M.

EDITORES

ANÁLISIS EMPÍRICO DEL TIPO DE CAMBIO EN CHILE

ANÁLISIS EMPÍRICO DEL TIPO DE CAMBIO EN CHILE

Editores:

Felipe G. Morandé L.
Programa de Postgrado en Economía
ILADES/Georgetown University

Rodrigo Vergara M.
Centro de Estudios Públicos

Número de Inscripción : N° 97.070
I.S.B.N. : 956-7015-21-X
Primera edición : Julio 1996
Impresión : Andros Productora Gráfica
Santa Elena 1955

Índice

Este volumen se basa en el Segundo Seminario Anual de Macroeconomía "Análisis Empírico del Tipo de Cambio en Chile", realizado en noviembre de 1995, organizado por el Programa de Postgrado en Economía de ILADES/Georgetown University y el Centro de Estudios Públicos. El auspicio estuvo a cargo del Banco Central de Chile y el Ministerio de Hacienda. Las instituciones auspiciadoras no avalan ni necesariamente comparten los resultados y opiniones vertidas en este libro, las que son de exclusiva responsabilidad de los autores.

José De Gregorio	57
Determinantes del tipo de cambio real	
Klaus Schmidt-Hebbel, Luis Servén	81
Ajuste fiscal y tipo de cambio bajo expectativas racionales en Chile	
Guillermo Larraín	133
Productividad del gasto público y tipo de cambio real	
Igal Megendía, Patricia Rojas, Rodrigo Vergara	169
Bandas cambiarias: experiencia chilena, 1980-1994	
Robert Hussey, Felipe G. Morandé	205
La banda cambiaria en Chile. Resultados de estimaciones semi-no-paramétricas	
Gonzalo Sanhueza	237
Bandas cambiarias: volatilidad y nivel del tipo de cambio real	

Indice

Felipe G. Morandé L., Rodrigo Vergara M. Introducción	9
Raimundo Soto El tipo de cambio real de equilibrio: un modelo no lineal de series de tiempo	17
José De Gregorio Determinantes del tipo de cambio real	57
Klaus Schmidt-Hebbel, Luis Servén Ajuste fiscal y tipo de cambio bajo expectativas racionales en Chile	81
Guillermo Larraín Productividad del gasto público y tipo de cambio real	133
Igal Magendzo, Patricio Rojas, Rodrigo Vergara Bandas cambiarias: experiencia chilena, 1990-1994	169
Robert Hussey, Felipe G. Morandé La banda cambiaria en Chile. Resultados de estimaciones semi-no-paramétricas	205
Gonzalo Sanhueza Bandas cambiarias: volatilidad y nivel del tipo de cambio real	237

ANALISIS EMPIRICO DEL TIPO DE CAMBIO EN CHILE

INTRODUCCION

Felipe G. Morandé L.
Rodrigo Vergara M.

Son pocos los observadores de una economía abierta que pueden permanecer indiferentes frente al comportamiento del tipo de cambio, real o nominal. Más aún si la trayectoria de dicha variable dista de ser "tranquila", como ha sido el caso de la economía chilena en las últimas tres décadas. En efecto, nadie podría olvidar las polémicas que desataron en su momento las fijaciones cambiarias de principios de los sesenta y de fines de los setenta, en parte porque se asociaron a grandes apreciaciones reales de la moneda local. O las fuertes devaluaciones, tanto nominales o reales, que el país ha sufrido innumerables veces. Más recientemente, y con una economía más madura, estable y creciendo sostenidamente, muchos centran el debate en las "causas" de la apreciación real del peso (25% desde 1990) y en si los ajustes son de "equilibrio" o meras desalineaciones transitorias; o en la "necesidad" de mantener un tipo de cambio real "alto" para sostener el crecimiento de las exportaciones.

Claramente, el interés académico, político y gremial por el comportamiento del tipo de cambio no es una pasión deportiva, sino que responde a lo que representa esa variable como precio relativo

relevante a nivel macro y microeconómico, ya sea entre bienes transables y no transables (tipo de cambio real) o entre monedas (tipo de cambio nominal). Esa misma relevancia es la que llama a la pregunta de qué es lo que las políticas públicas pueden hacer para afectar la trayectoria del tipo de cambio, bajo el supuesto que sea deseable hacer algo. Dicha pregunta, tanto en su dimensión normativa como en su perspectiva positiva, puede ser respondida de varias maneras desde un punto de vista teórico. Pero mucho más interesante suele ser establecer una respuesta contundente desde un punto de vista empírico. Este volumen, justamente, intenta colaborar con tal propósito para el caso de la economía chilena. En efecto, sobre la base de seis trabajos presentados en el Segundo Seminario Anual de Macroeconomía, realizado en Alto Jahuel en noviembre de 1995, más un artículo recibido con posterioridad, todos inéditos, el presente libro reúne lo más reciente realizado en Chile sobre modelos empíricos del tipo de cambio.

Los trabajos se distribuyen en dos bloques perfectamente distinguibles. El primer bloque, conformado por los trabajos de Soto, Schmidt-Hebbel/Servén, Larraín, y De Gregorio, aborda, entre otros, tres aspectos principales sobre el tipo de cambio real: (i) cuán desalineado ha estado el tipo de cambio real en Chile en los últimos quince años (Soto); (ii) cuál es el efecto empírico de un ajuste fiscal sobre el tipo de cambio real (Schmidt-Hebbel/Servén, Larraín, y De Gregorio); y (iii) cuál ha sido el impacto empírico de los aumentos de productividad sobre el tipo de cambio real (De Gregorio). El segundo bloque, conformado por los trabajos de Hussey/Morandé, Sanhueza, y Magendzo/Rojas/Vergara, gira el foco hacia el tipo de cambio nominal, aunque más precisamente hacia una aproximación particular a la política de tipo de cambio nominal que ha estado vigente en Chile desde fines de los ochenta: la banda de flotación cambiaria.

MODELOS DE TIPO DE CAMBIO REAL

La trilogía de aspectos relativos al tipo de cambio real cubiertos por los trabajos del primer bloque refleja, a su vez, algunas preguntas que han estado muy presentes en el debate público reciente. En efecto, es indudable que una primera pregunta relevante cuando observamos una apreciación real significativa (como desde 1990 a la fecha) o una depreciación real sustancial (como en el

período 1983-1989), es cuánto de ese movimiento es una respuesta a cambios en los fundamentos de la economía (es decir, un movimiento de "equilibrio") y cuánto es una sobrerreacción (*overshooting*) motivada a su vez por un fenómeno similar en el tipo de cambio nominal. Si priman los cambios de equilibrio, la prescripción de política debiera ser no hacer nada: después de todo, el tipo de cambio real observado reflejaría un aproximado a lo que la sociedad revela son sus preferencias. Si, en cambio, hay evidencia de desalineación, entonces se puede argumentar que existe alguna forma de desequilibrio macroeconómico que amerita, eventualmente, la aplicación de una política pública específica.

El trabajo de **Raimundo Soto** se hace a la tarea de determinar la desalineación del tipo de cambio real sobre la base de un modelo no lineal de series de tiempo. La idea central es que las notables diferencias que se observan en el comportamiento del tipo de cambio real entre la segunda mitad de los ochenta y la primera mitad de los noventa se explican en parte por la prevalencia de dos modelos distintos en cada caso, cuestión que las estimaciones econométricas hasta ahora han tendido a despreciar (en parte, porque con dos modelos se reduce enormemente el tamaño de la muestra, ahora dividida en dos). Sin embargo, Soto postula que no hay un cambio drástico de un modelo a otro sino una transición más pausada, lo que señala la necesidad de generar una metodología econométrica capaz de incorporar esa transición como un resultado endógeno. Para ello aplica procedimientos de redes neuronales que le permiten encontrar, desde un punto de vista empírico, una especificación que engloba los modelos tradicionales y a los de cointegración con corrección de errores y que además presenta mejores indicadores de performance. Estos resultados le permiten descubrir una desalineación del tipo de cambio real bastante más conservadora que la de los modelos rivales. En particular, se encuentra que hacia fines de 1994 el tipo de cambio real estaba levemente apreciado en relación a su valor de equilibrio, y no 5% a 7% depreciado como señalaría un modelo lineal. Las holguras de política son distintas en un caso que en otro, al tiempo que el resultado sugiere un cambio en las prioridades de política del Banco Central, desde objetivos de tipo de cambio real hacia objetivos inflacionarios.

La significativa apreciación real del peso que ha experimentado la economía chilena en los últimos cinco años despierta apasionados debates entre economistas y representantes gremiales directa-

mente afectados. Independientemente de si corresponde o no a un fenómeno de equilibrio, son preguntas esenciales si la autoridad tiene los instrumentos de política como para evitar o contrarrestar esa apreciación real, por un lado, y si es conveniente desde un punto de vista social el intento por actuar sobre la trayectoria del tipo de cambio real, por otro. En este sentido, por ejemplo, si la apreciación real ha respondido a incrementos en productividad en los sectores transables de la economía, entonces ella sería un resultado eficiente socialmente y se hace muy discutible operar políticas que intenten un resultado diferente. En cambio, si la apreciación real se ha debido a un incremento en el tamaño del gasto público, entonces toma fuerza una postura que plantea el "costo" social de incrementar dicho gasto, en términos de la competitividad de la producción nacional en el mundo.

El trabajo de **José De Gregorio** ofrece pistas empíricas sobre ambas cuestiones, pero enfatizando el rol de los aumentos en productividad. Sobre la base del modelo teórico de Balassa-Samuelson, De Gregorio introduce un proceso de ajuste gradual de la inversión, con la idea de que el capital en el sector de bienes transables crece a una tasa exógena presumiblemente debido a costos de instalación. La economía tiende hacia la igualación de tasas de interés internas e internacionales, pero sólo gradualmente. Es justamente este aumento sólo gradual del stock de capital el que lleva a un aumento en la productividad marginal del trabajo, a un aumento consecuente en los salarios y en los precios de los bienes no transables y, por ende, en el tipo de cambio real. Estimado el modelo econométricamente para la evidencia chilena de los últimos años, se encuentra un coeficiente de productividad entre 0,4 y 0,5 en la ecuación de tipo de cambio real, valor muy similar al encontrado sobre la base de información de corte transversal y que refleja un efecto menos que proporcional pero aún significativo de la productividad sobre el tipo de cambio real.

Schmidt-Hebbel y Servén, en cambio, concentran su atención en la política fiscal y sus efectos sobre el tipo de cambio real. A diferencia de la mayoría de un gran número de estimaciones uniecuacionales que se han realizado en el país en los últimos tiempos (Schmidt-Hebbel y Servén dan cuenta de ¡trece! de ellas en los últimos cuatro años), el trabajo de Schmidt-Hebbel y Servén se basa en un modelo macroeconómico dinámico de equilibrio general para una economía abierta con comportamiento microfundado y expectativas racionales. Este modelo se calibra para la economía

chilena. Los resultados de las simulaciones muestran que por cada punto porcentual del producto que se contrae el gasto fiscal (y los impuestos¹), el tipo de cambio real se deprecia en una magnitud muy pequeña, que varía entre 0% y 1,4%, dependiendo del grado de permanencia del ajuste fiscal y del período que dista entre el ajuste y la respuesta cambiaria. La conclusión de Schmidt-Hebbel y Servén es que la política fiscal no es una herramienta eficaz para lograr una devaluación real sustantiva en Chile, lo cual no difiere a su vez de las conclusiones que se extraen de los diez estudios empíricos (y trece estimaciones) sobre el tema que revisan estos autores².

Guillermo Larraín sostiene que una conclusión como la del trabajo de Schmidt-Hebbel y Servén no es extraña, porque desde un punto de vista teórico el efecto de cambios en el gasto fiscal sobre el tipo de cambio real es ambiguo. Después de clasificar a los bienes en una matriz de doble entrada, transables-no transables vs productivos-no productivos, se deriva que los cortes en el gasto público deprecian al tipo de cambio real si los bienes son no productivos. Si fueran productivos, la respuesta es ambigua tanto en el corto como en el largo plazo. Además, si el gasto es no productivo, la restricción fiscal es expansionista, resultado que se revierte si el gasto es productivo. La conclusión es que los efectos de la política fiscal sobre el tipo de cambio real y el producto son altamente dependientes del tipo de gastos que se decida cortar o aumentar, lo cual a su vez tiende a depender de la economía política que rodea al proceso de decisiones públicas. Larraín verifica esta conclusión desde un punto de vista empírico, primero con datos de panel para 44 países de tres continentes, donde encuentra un resultado heterogéneo: un corte en el consumo público deprecia al tipo de cambio real en Europa (donde el gasto público estaría concentrado en seguridad social), lo aprecia en Asia (donde el gasto está concentrado en inversión y educación) y no lo afecta en América (donde la concentración es pareja). En el caso de Chile, las regresiones estimadas confirman el casi nulo efecto del gasto público sobre el tipo de cambio real que encuentran Schmidt-Hebbel/Servén y De Gregorio, en este volumen, pero algunas partidas específicas del presupuesto sí parecen tener efectos, aunque más y mejor información se requeriría para robustecer este último resultado.

MODELOS DE BANDAS CAMBIARIAS

Desde el trabajo pionero de Krugman (1991), el tema de zonas objetivo para el tipo de cambio ha adquirido creciente importancia en la literatura económica. Afortunadamente, la experiencia práctica con zonas objetivo es muy anterior al surgimiento de esta literatura teórica, por lo que la implicancia de los modelos que han ido apareciendo se puede verificar rápidamente con los datos disponibles.

Los tres artículos que conforman la segunda parte de este libro se centran en un análisis empírico del comportamiento del tipo de cambio bajo el esquema de bandas cambiarias que se ha dado en Chile. Desde 1984, Chile mantiene un esquema de bandas de flotación para el tipo de cambio y, aunque ha habido modificaciones a dicha banda, el concepto básico de una paridad central que se reajusta con el diferencial de las tasas de interés interna y externa más una banda en la cual flota el tipo de cambio, se ha mantenido desde entonces. Por tal razón, resulta atractivo desde un punto de vista intelectual, y útil desde un punto de vista de diseño de políticas macroeconómicas, indagar respecto del funcionamiento de la experiencia chilena en bandas cambiarias.

Una primera pregunta que salta como relevante es verificar si las fuertes conclusiones que se derivan del trabajo de Krugman (1991) y otros anteriores y posteriores, se verifican con la evidencia de nuestro país. Este es justamente el objetivo del trabajo de **Magendzo, Rojas y Vergara** en este volumen, el que además intenta proporcionar explicaciones para el caso de que dichas conclusiones no se den. El análisis empírico cubre el período 1990-1994 y la información utilizada es semanal. Luego de describir la política cambiaria en Chile durante la última década y de exponer brevemente el modelo de Krugman, sus conclusiones y extensiones, estos autores se concentran en el análisis empírico. En primer lugar, observan que la distribución de probabilidades al interior de la banda de flotación no tiene la forma de U que se deriva del modelo básico, sino que la distribución tiene su mayor densidad en la parte inferior de la banda de flotación. En segundo lugar, demuestran que la correlación entre el diferencial de tasas de interés y la posición del tipo de cambio al interior de la banda de flotación en Chile ha sido positiva y no negativa como se derivaría del modelo básico. En la parte final de su trabajo, Magendzo, Rojas y Vergara se concentran en la existencia de intervenciones intramarginales y de

expectativas de realineamiento como dos posibles explicaciones a las discrepancias que hay entre las conclusiones del modelo básico y la evidencia para Chile. Encuentran que en ciertos períodos ha habido expectativas de realineamiento y que éstas podrían ser la fuente de las discrepancias antes mencionadas.

Tanto los trabajos pioneros en esta materia como las extensiones posteriores demuestran que teóricamente un sistema de bandas cambiarias puede producir formas complejas en el comportamiento dinámico del tipo de cambio. La literatura teórica en esta materia demuestra, por ejemplo, que la distribución futura del tipo de cambio se ve afectada por la posición actual del tipo de cambio relativo a los límites de las bandas. Basados en esta premisa, **Hussey y Morandé** (en este volumen) investigan empíricamente la naturaleza del efecto de las bandas sobre la trayectoria del tipo de cambio en Chile. Con este propósito, los investigadores utilizan un estimador no paramétrico que les permite testear tanto la presencia de no linealidades en el comportamiento dinámico del tipo de cambio como caracterizar, en caso de que existan, la naturaleza de dichas no linealidades. Hussey y Morandé encuentran que la distribución futura del tipo de cambio tiene importantes formas de dependencia no lineal del nivel del tipo de cambio presente y que la presencia de bandas induce a un comportamiento del tipo de cambio distinto al que se produciría de no existir dichas bandas. Entre estos efectos, se aprecia que en la medida que el tipo de cambio se acerca al piso de la banda, se observa una tendencia a la apreciación nominal que acelera la llegada al piso. No obstante, la banda en general tiene un efecto amortiguador de las fluctuaciones, el que se comprueba debido a que se produce una disminución en las varianzas condicionales del tipo de cambio cuando éste está próximo al piso de banda. El estudio también encuentra que la sensibilidad del tipo de cambio frente a variaciones en el diferencial entre la tasa interés doméstica y la internacional es menor que la que existiría en un esquema de tipo de cambio flotante.

Un punto muy relevante a destacar es que la banda cambiaria también influye en la forma en que la autoridad intenta alcanzar objetivos de política (o incluso puede estar diseñada para ayudar en esa tarea). En esta perspectiva, el artículo de **Sanhueza** propone un modelo para la determinación de la banda cambiaria óptima en aquellos casos en que las autoridades están interesadas en lograr dos objetivos simultáneamente, la estabilidad del tipo de cambio real y su nivel, con el solo instrumento de la amplitud de la banda

cambiaría. Al momento de definir dicha amplitud las autoridades enfrentan un *trade-off*: a medida que aumenta el ancho de la banda se incrementa la volatilidad del tipo de cambio real, pero a su vez esta mayor amplitud aumenta el premio por riesgo cambiario, permitiendo un equilibrio con una tasa de interés más alta y una moneda más depreciada. Luego de desarrollar el modelo teórico, el artículo de Sanhueza presenta evidencia empírica para la economía chilena en el período 1985-1995. Se demuestra que: (i) un aumento en el tamaño de la banda cambiaria se traduce en un aumento de la volatilidad del tipo de cambio real (concordante con el modelo de Krugman), (ii) el mercado ajusta el premio por riesgo cambiario cuando cambia la volatilidad del tipo de cambio real. De lo anterior se puede concluir que una banda más amplia produce un aumento del premio por riesgo cambiario, el que a su vez implica que el país deudor neto puede sostener tasas de interés domésticas más altas, alcanzando el equilibrio en el mercado de bienes con una moneda local más depreciada en términos reales.

El presente volumen no cubre todos los temas imaginables relacionados al tipo de cambio en Chile. Sin embargo, creemos que es un esfuerzo importante por avanzar en la comprensión empírica del funcionamiento de nuestra economía a nivel agregado. Ello, a su vez, permite consolidar el diseño de las políticas macroeconómicas. Así lo han entendido el Banco Central y el Ministerio de Hacienda, quienes han colaborado y auspiciado decididamente este esfuerzo. A ambas instituciones, nuestros agradecimientos.

NOTAS

- ¹ Es un ejercicio de presupuesto equilibrado.
- ² Dos de las cuales están contenidas en este volumen: el de De Gregorio, ya comentado, que encuentra semielasticidades entre 0,1 y 1,6 (medido en puntos porcentuales del PIB); este resultado es calificado por el autor como "efecto débil". Y el de Larraín, quien encuentra valores de entre 0 y 1,1, también "débiles".

REFERENCIAS

Krugman, Paul (1991): "Target Zones and Exchange Rate Dynamics", *Quarterly Journal of Economics*, No. 106.

EL TIPO DE CAMBIO REAL DE EQUILIBRIO: UN MODELO NO LINEAL DE SERIES DE TIEMPO

Raimundo Soto*

I. INTRODUCCION

Al igual que en el caso de la salud, la importancia del tipo de cambio real (TCR) se nos hace evidente cuando la economía se encuentra en mal estado. Frecuentemente sucede que a pesar de que los síntomas de un tipo de cambio fuera de línea pueden resultar evidentes *ex-post* —déficit de cuenta corriente, altos premios en el mercado negro del tipo de cambio, boom en mercados de bienes no-transables, etc.—, el diagnóstico *ex-ante* resulta insuficiente y las medidas correctivas, tardías. La experiencia latinoamericana de las últimas dos décadas es elocuente; con la sola excepción de Colombia, todos los países de la región han experimentado episodios de fuerte apreciación cambiaria seguidos por crisis de balanza de pagos y un período de ajuste recesivo (Rosenthal, 1993).

Siendo el tipo de cambio real un precio relativo —entre bienes transables y no-transables—, los efectos de asignación de recursos

* ILADES/Georgetown University.

Deseo agradecer a Christian Johnson por sus comentarios en el Seminario "Análisis Empírico del Tipo de Cambio en Chile", y a Carlos García por enviarme parte de los datos empleados en este trabajo.

en el sector real de la economía son importantes y se caracterizan, en general, por largos y costosos períodos de ajuste. Un tipo de cambio artificialmente apreciado no sólo incentiva la reasignación de recursos desde el sector transable hacia los no-transables en el corto plazo, sino que en el largo plazo alimenta la especulación en contra de la moneda y la fuga de capitales. La experiencia demuestra que, usualmente, los países no están preparados para ajustar rápidamente sus economías cuando la situación de desequilibrio resulta insostenible, y deben pagar altos costos de ajuste en forma de quiebras y desempleo, caída de ingresos familiares, compresión del consumo y ajuste fiscal.

Como es comprensible, las razones fundamentales de un desequilibrio cambiario difieren de país en país y de episodio en episodio; entre ellas, un excesivo gasto público, políticas cambiarias inconsistentes, ausencia de ajuste de la economía frente a caídas de términos de intercambio o durante un proceso de apertura comercial, etc.¹ No obstante, en todos ellos la apreciación cambiaria se produce en un contexto de afluencia de capitales externos y exceso de gasto doméstico. La causalidad entre exceso de gasto o entrada de capitales y apreciación cambiaria ha sido ampliamente discutida, en particular para el caso chileno (Edwards, 1987; Morandé, 1988; Elbadawi y Soto, 1994), sin que se haya establecido con claridad si una entrada masiva de capitales es capaz de desequilibrar al tipo de cambio real o si son las expectativas de la masiva depreciación de un TCR fuera de línea, con respecto al nivel de gasto, las que atraen a los capitales externos. La notable afluencia de capitales observada recientemente hacia los países latinoamericanos ha vuelto a poner al TCR en la mira de economistas y políticos, los cuales se encuentran comprensiblemente temerosos de que se repita la amarga experiencia de fines de los años setenta (Calvo, Leiderman y Reinhart, 1993). En este contexto, el problema radica en determinar si un cambio en el TCR (frente a la entrada de capitales u otro shock) es un movimiento hacia un nuevo nivel de equilibrio o si, por el contrario, es reflejo de un mayor desequilibrio.

La tarea de las autoridades económicas resultaría fácil si fuese posible determinar directamente si el TCR se encuentra fuera de equilibrio (desalineado) y si se conociese con precisión el efecto que las distintas políticas tienen sobre éste. Si bien es posible cuantificar el efecto de las políticas económicas sobre el TCR de manera aproximada mediante técnicas econométricas, la determinación del desalineamiento del TCR requiere determinar el nivel de equilibrio

de éste, lo cual resulta difícil tanto teórica como empíricamente. Para el caso chileno, si bien se ha estimado un número bastante elevado de modelos econométricos del tipo de cambio real², la mayoría de los autores ha soslayado el problema de determinar el TCR de equilibrio. Una excepción es el estudio de Elbadawi y Soto (1994) –en adelante, ES–, el cual utiliza la definición del TCR de equilibrio de Edwards (1989) –el precio relativo que equilibra en el presente y futuro los mercados de bienes no-transables bajo un déficit sostenible de la cuenta corriente de la balanza de pagos– en el contexto de un modelo de cointegración/corrección de errores. Dicho estudio utiliza una descomposición de series de tiempo de las variables fundamentales para obtener una aproximación al valor esperado (componente permanente) del TCR de largo plazo.³

El presente estudio extiende el trabajo anterior para incorporar al análisis el hecho de que los determinantes del TCR puedan presentar efectos no-lineales en el tiempo producto de la evolución de la economía, sesgando tanto la estimación de los parámetros de los modelos lineales de TCR como la predicción del nivel de equilibrio y el desalineamiento del mismo.⁴ Consideremos, de manera ilustrativa, la evolución del TCR y la economía con posterioridad a la crisis de la deuda de 1982. De manera un tanto simplista podríamos caracterizar los años 1982-85 como un período de TCR muy depreciado, altas tasas de interés internacionales y ausencia de flujos de capitales privados, términos de intercambio muy deprimidos, políticas monetaria y fiscal restrictivas y un alto riesgo país como producto de excesivo endeudamiento externo e interno (*debt overhang*). Por el contrario, se podría caracterizar a los años 1990-94 como un período de TCR y deuda externa declinantes, masiva afluencia de capitales –en especial inversión extranjera–, economía mundial en expansión (bajas tasas de interés y términos de intercambio favorables) y holgura fiscal.

La mayoría de los trabajos en el área han supuesto que ambos episodios pueden ser parte de un mismo modelo –un régimen único–, sin que se observe un cambio de estructura. Alternativamente, es posible concebir que ha habido una transición desde el caso extremo del período 1982-85 hacia la situación un tanto extraordinariamente favorable de los últimos años, es decir, que ha habido un cambio de régimen.⁵ Ciertamente, dicha transición no ha sido abrupta sino paulatina y, más aún, probablemente ha progresado al ritmo al cual la economía se ha ido adaptando al cambio de las variables fundamentales. Por ello, es razonable argumentar

que, por ejemplo, el efecto sobre el TCR de un aumento del gasto de gobierno de 0.5% del PGB cuando el déficit público es 9% del PGB (1985) es radicalmente distinto al caso en que el sector público tiene un superávit del 1% del PGB (1993). De la misma manera, los niveles de algunas variables podrían afectar la manera en la cual los flujos de las mismas inciden sobre el TCR. Por ejemplo, un aumento en la entrada de capitales con altos niveles de endeudamiento puede darles a los agentes económicos una señal completamente distinta –déficit creciente de cuenta corriente– que en el caso que la deuda sea baja –confianza en la economía por parte de los inversionistas externos.

En este trabajo se emplea un modelo de transición endógena (*smooth transition*) para analizar los determinantes del TCR y para computar, siguiendo la metodología de ES, el TCR de equilibrio. El modelo estimado se presenta como una alternativa superior a aquellos modelos de corte dinámico pero lineales como son los de equilibrio general computable y los de econometría dinámica de cointegración y corrección de errores. Los modelos de transición endógena, como se discute en la sección IV, corresponden a una especificación simple de los modelos de series de tiempo no lineales que, bajo circunstancias especiales, son compatibles con modelos dinámicos más complejos que consideran el efecto de aprendizaje por parte de agentes optimizadores con información incompleta de los eventos económicos. Por esta razón, en un modelo de transición endógena la respuesta del TCR frente a los estímulos de las variables fundamentales resultan condicionales al estado de la economía, i.e., son contingentes al pasado reciente (o historia) de la economía.

Los resultados más importantes del análisis empírico del caso chileno sugieren, en primer lugar, que los modelos de transición endógena pueden representar la dinámica de ajuste del TCR frente a shocks de manera más satisfactoria que los modelos de tipo lineal con corrección de errores. Segundo, en el período de análisis (1978-1994), los modelos lineales tienden a sobrerreaccionar frente a los shocks de las variables fundamentales, por lo que la medición del desalineamiento del TCR se distorsiona considerablemente. Esto se debe a que el componente de no-linealidad actúa, en el período en cuestión, en la dirección de atenuar paulatinamente las respuestas del TCR frente a dichos estímulos. En particular, el TCR de equilibrio sugerido por un modelo de cointegración con corrección de errores es sustancialmente mayor al observado y al de equili-

brio del modelo no lineal en el período 1987-1989 y considerablemente menor en el período 1992-1994. Esta diferencia tiene importancia práctica. Por ejemplo, frente a la reciente polémica acerca de la apreciación del peso y la necesidad de tomar medidas para proteger al sector exportable, las implicancias de cada tipo modelo son bastante distintas. Del modelo lineal se concluiría, incorrectamente, que el TCR estaba aún depreciado (de 5% a 7%) hacia fines de 1994 y que medidas de ajuste, por tanto, resultan innecesarias. Por el contrario, del modelo no lineal se obtiene que el TCR se hallaba levemente apreciado (3% a 5%) —lo que probablemente no amerite políticas de ajuste vista la fluctuabilidad del mismo—, pero que se estaría lejos de la cómoda situación sugerida por el modelo lineal.

El trabajo está organizado de la siguiente manera. La sección II discute, brevemente, la evolución del TCR y las principales variables macroeconómicas en el período 1978-1994, enfatizando los principales hechos estilizados que el modelo teórico recoge en la sección III. El modelo de equilibrio intertemporal presenta de manera simple los determinantes reales del TCR en el espíritu de Edwards (1989) y ES (1994). No obstante su simplicidad, éste permite una identificación clara de los parámetros del modelo econométrico no-lineal y sugiere la dirección del sesgo que podría generar la aplicación de un modelo lineal. Se discute, además, el concepto de TCR de equilibrio y su especificación en la parte econométrica. La sección IV presenta el análisis econométrico, incluyendo una explicación breve de los tests de estacionariedad, cointegración y no-linealidad y la teoría estadística asociada a los modelos de series de tiempo no-lineales. La última sección recoge las principales conclusiones.

II. EVOLUCION DEL TIPO DE CAMBIO REAL Y LAS POLITICAS ECONOMICAS EN EL PERIODO 1978-94

Posiblemente, la crisis de 1982 ha sido el shock más importante para la economía chilena desde la depresión de los años 1930 (Dornbusch y Edwards, 1994). A pesar de que durante la segunda mitad de los años 1970s se realizaron importantes cambios estructurales —incluyendo la apertura comercial y, parcialmente, la financiera—, fue dicha crisis la que cambió definitivamente la óptica de las autoridades y en general de todos los agentes económicos respecto del manejo de las políticas económicas. Ello, porque si bien

durante la década de 1970 el énfasis estuvo en reducir las innumerables distorsiones de los mercados domésticos, a partir de la crisis de 1982 y en gran medida a consecuencia de ella, el objetivo de las políticas se trasladó desde la esfera interna hacia los mercados internacionales. Este cambio de enfoque fue no sólo producto de la difícil coyuntura internacional que vivía el país, sino además por la comprensión de que un elemento clave para el crecimiento sostenido de la economía chilena radicaba en desarrollar un sector exportador que fuese competitivo en los mercados externos. En este cambio de estrategia, como se discute a continuación, el TCR jugó un papel central.⁶

Existe una amplia literatura que describe y analiza la crisis de 1982 desde distintos ángulos y modelos teóricos, entre los cuales se encuentran Morandé y Schmidt-Hebbel (1988), Edwards (1988) y los trabajos contenidos en Bosworth et al. (1994). Entre las causas externas de la crisis de 1982 se pueden destacar la recesión internacional que contrajo de manera apreciable (20%) los términos de intercambio para Chile, el aumento de las tasas de interés internacionales y la crisis de confianza de la banca internacional tras la declaración de moratoria de México en octubre de 1982. Si bien estos elementos podrían gatillar una recesión en cualquier país en desarrollo, es necesario reconocer que parte sustancial de la crisis se debió a problemas internos de manejo de política económica. De hecho, Chile había entrado en recesión cerca de 6 meses antes del comienzo de la crisis; a principios de 1982 el ritmo de actividad económica se detuvo y la entrada de capitales, que había financiado niveles récord de déficit de cuenta corriente, cesó completamente. La extraordinaria apreciación del TCR en el período de tipo de cambio nominal fijo (1978-81) redujo fuertemente la rentabilidad de exportaciones y alimentó un prolongado boom de importaciones. El financiamiento externo de dichos déficit, mayoritariamente con préstamos al sector privado contraídos a tasas de interés flotantes y sin una adecuada evaluación del riesgo, elevó la deuda externa a cerca de US\$ 20 mil millones en 1981 (50% del PGB). Otro elemento de importancia en este período precrisis es la mantención de una alta tasa de interés real; en 1981 la tasa anualizada de depósitos alcanzó a 28% (Dornbusch y Edwards, 1994).

La crisis de balanza de pagos de 1982 implicó tanto el fin de la política de tipo de cambio fijo como de la opinión de que una devaluación nominal resultaría ineficiente, como proponían los adherentes al enfoque monetario, por cuanto ésta se traduciría en

último término en una aceleración de la inflación. Entre 1982 y 1983 las autoridades impusieron una serie de medidas –incluyendo una devaluación nominal de más de 50%– a fin de aliviar la difícil situación externa del país, contener las importaciones, expandir las exportaciones y hacer frente al creciente costo de servir la cuantiosa deuda externa contraída durante el período 1978-1981. Además de la devaluación, se reintrodujo los controles cambiarios (cuota de divisas), y se permitió un aumento en el nivel y la dispersión de los aranceles, llevando la tarifa máxima a 35%.

A pesar de que el efecto de la crisis económica sobre los sectores productivos fue importante en términos del aumento en quiebras y desempleo, sin lugar a dudas fue el colapso financiero el elemento que dejó mayores secuelas en la economía. La quiebra generalizada de la banca –la cual se encontraba sobreendeudada y cargada con un portafolio de activos de dudosa recuperabilidad– implicó un costoso rescate por parte del Banco Central. La combinación de compresión de consumo e ingresos, caída de la riqueza financiera de los ahorrantes y aumento del desempleo desató una fuerte ola de protestas y demandas por protección y tratamiento preferencial. Si bien el gobierno debió ceder en parte frente a las presiones sociales, el modelo de economía de mercado no fue jamás cuestionado por las autoridades y las medidas de emergencia fueron, desde un principio, declaradas transitorias. Ello evitó el desmantelamiento de las reformas de los años setenta, manteniendo las bases para una posterior recuperación; no obstante, durante el período 1983-84 la conducción económica resultó errática en la medida que las autoridades carecían de una propuesta consistente de desarrollo económico. No fue sino hasta fines de 1985 que el gobierno presentó una estrategia basada en el desarrollo del sector exportador (en particular el sector no-cobre), a través de un tipo de cambio real alto y un conjunto de incentivos tributarios.

Una combinación de austeridad fiscal, masivas devaluaciones nominales y política monetaria restrictiva iniciada a fines de 1985 puso fin al período de crisis aguda y vacilaciones en la conducción de política económica y logró una considerable depreciación del tipo de cambio real. La drástica reducción del desequilibrio fiscal –en particular del déficit cuasi-fiscal producto de las operaciones de rescate de la banca por parte del Banco Central–, sumada al alto nivel de desempleo, permitió que la masivas devaluaciones nominales no se tradujesen en una aceleración de la inflación. Por su parte, la depreciación del TCR otorgó un fuerte impulso a las ex-

CUADRO 1
INDICADORES MACROECONÓMICOS SELECCIONADOS, 1978-1994

	1978-1981	1982-1985	1986-1990	1991-1994
Crecimiento PGB per cápita (% anual)	4.0	-0.9	4.1	4.8
Exportaciones (promedio, US\$ mn de 1993)	6.800	5.300	8.600	10.100
Deuda Externa (% del PGB)	48.8	116.2	89.6	45.0
Déficit de Cuenta Corriente (% del PGB)	8.1	8.4	3.6	1.7
Déficit Fiscal (% del PGB)	1.1	8.8	1.5	-1.1
Inflación (% anual)	32.0	22.0	19.4	15.3
Términos de Intercambio (1980=100)	103.5	82.0	100.8	107.3
Entrada de Capitales de Largo Plazo (% PGB)	8.2	-4.3	-5.6	4.0
Tipo de Cambio Real (1977=100)	101.3	117.7	171.5	156.9
Tasa de Interés Externa (% real anual)*	-0.3	5.1	2.6	1.2
Tasa de Interés Interna (% real anual)**	14.8	11.3	9.1	6.0
Tasa de Desempleo Abierto (%)***	14.5	25.8	11.1	5.9

Notas: * Tasa Libo ex-post de 180 días; ** Tasa de captación de 90-365 días ex-post; *** Incluye PEM y POJH.

Fuente: Banco Central.

portaciones, lo que, sumado a una cierta recuperación de los términos de intercambio, permitió una mejoría considerable a la aflictiva situación de pagos del país. Sin embargo, pese a que el volumen de exportaciones creció de US\$ 5.000 millones en el período 1982-85 a más de US\$ 8.000 millones en los años 1986-90, el déficit de cuenta corriente se mantuvo a altos niveles, producto de las altas tasas de interés externas y la considerable deuda externa (más de 100% del PGB en 1986).

A partir de 1986 se observa, no sólo a nivel doméstico, un importante cambio en la situación económica. En el grupo de los países desarrollados, la fuerte recesión da paso a un período de marcada expansión económica, con una caída significativa de las tasas de interés reales y un importante aumento de la demanda por bienes primarios. No obstante, el acceso de los países en desarrollo a los mercados internacionales de capitales continúa severamente limitado. En el caso chileno, si bien el acceso al financiamiento externo no resulta fluido, como lo fue hasta 1981, se observa una creciente entrada de capitales, en particular de inversión extranjera directa, a través de los mecanismos de recapitalización de la deuda externa. Ya hacia 1987 ingresaron proyectos de inversión extranjera directa por un valor equivalente al 1.5% del PGB.

El período 1990-1994 corresponde a la consolidación del proceso de recuperación iniciado en 1986. Aparte del sostenido crecimiento de la economía en términos de producto y empleo, la principal característica del período ha sido la caída suave pero persistente del TCR. Desde los niveles récord de 1989 a la fecha, el TCR se ha depreciado en cerca de 20%. La apreciación cambiaria no ha significado una caída manifiesta de la rentabilidad de las exportaciones –las que en 1994 sobrepasaron los US\$ 10 mil millones– y ha sido acompañada de una fuerte entrada de capitales, la que, sin embargo, no ha provocado desequilibrios macroeconómicos mayores, por cuanto se estima que corresponde mayoritariamente a inversión no especulativa.

Un elemento central en el proceso de recuperación económica es la evolución paulatina de la percepción de los agentes –domésticos y externos– respecto tanto de la habilidad de las autoridades de sortear con éxito la crisis como de las perspectivas de competencia de los productores chilenos en los mercados internacionales. Si bien la devaluación del TCR y las medidas de control del gasto fueron importantes, el conjunto de estrategias destinadas a recuperar la credibilidad en la economía chilena probablemente jugó un rol más fundamental. Dichas estrategias no sólo abarcaron los mercados financieros internacionales –en particular a través del proceso de renegociación de la deuda externa y los mecanismos de swaps–, sino que se dirigieron de manera importante hacia los mismos chilenos, para asegurar la mantención del esquema de economía de mercado, el compromiso de no utilizar el impuesto de inflación y de que las medidas de protección serían transitorias. En este sentido, algunas de las reformas institucionales más tardías –como la ley de independencia del Banco Central– han resultado importantes para reafirmar la voluntad política de mantener y profundizar las reformas.

Ciertamente, cuando se observan los períodos de recuperación y boom de la economía con posterioridad a 1986, se tiene la impresión que resulta imposible determinar en qué instante terminó el primero y comenzó el segundo. De hecho, si se analizan los indicadores más utilizados para reflejar la situación económica –los que presumiblemente influyen mayormente en las expectativas de los agentes económicos (inversionistas externos, empresarios locales, ahorrantes, etc.)– resulta difícil encontrar algún patrón de evolución que permita fechar el cambio de régimen de la economía chilena desde la crisis al boom. Si nos concentramos en

variables externas, por ejemplo, encontramos que los términos del intercambio, pese a recuperarse sostenidamente desde 1985, no retoman su nivel de precrisis sino hasta 1991. Por otro lado, el nivel de la deuda externa se mantuvo considerablemente alto (sobre el 80% del PGB) hasta 1989, a pesar de la estabilidad cambiaria y que el producto real estaba creciendo al 8% anual en promedio. Las variables internas muestran también un patrón de desarrollo disímil. Tras una marcada expansión en 1982-84, el déficit fiscal se redujo a niveles irrelevantes en 1986; no obstante, y pese al fuerte superávit de balanza comercial, el déficit de cuenta corriente continuó relativamente alto hasta fines de 1989. La inflación, en cambio, se ha mostrado difícil de controlar y, aún en 1994, mantiene un nivel excesivamente alto para el estándar internacional o el de los NICs, grupo al que Chile podría acceder prontamente.

La respuesta del sector privado a la evolución de la economía ha sido también disímil. Tras un período de espera, entre 1985 y 1988, la tasa de inversión creció rápidamente hasta alcanzar niveles récord en 1989. Este comportamiento refleja la cautela del sector privado doméstico frente al riesgo de la economía y la necesidad de verificar la consistencia de las políticas económicas con los pronósticos de un buen desempeño futuro de la economía.⁷ No obstante, a pesar del vigoroso crecimiento de la economía, el desempleo se redujo de manera bastante lenta, y aún en 1990 superaba el 10% de la fuerza de trabajo. De hecho, el aumento del empleo fue considerablemente más rápido entre 1991-93 que entre 1988-90, pese a que los salarios reales crecieron por sobre el crecimiento de la productividad en el segundo período.

Por otro lado, los inversionistas extranjeros se mostraron particularmente cautelosos respecto de otorgar préstamos a Chile en el período de postcrisis. La mayor parte de la captación de recursos privados externos provino de swaps de deuda e inversiones directas en sectores primarios (minería, silvicultura), las cuales gozaban de un muy favorable tratamiento impositivo y legal. Sólo tras el año 1989 los flujos financieros vuelven a ser importantes. Se ha sugerido que, en gran parte, el retorno de los capitales privados a América Latina desde 1990 es producto de la caída de intereses en los países desarrollados y no un reflejo del mejoramiento en la situación económica de los países (Calvo et al., 1993). Labán y Larraín (1994) presentan evidencia en contrario para el caso chileno (aunque el análisis empírico no resulta del todo convincente). Aún si la causa de la entrada de capitales fuese la baja tasa de

interés internacional, es necesario explicar por qué una parte considerable de dichos recursos ha sido colocada en Chile y no en otros países del área. Asimismo, es importante notar que el "Efecto Tequila" suspendió los flujos de capitales a los tres países más grandes de la región, pero resultó imperceptible en Chile.

La diferente reacción de los inversionistas extranjeros y locales respecto de la evolución de la economía sugiere que la evaluación del riesgo país puede ser un proceso altamente complejo y, posiblemente, que los indicadores claves (crecimiento, deuda, desequilibrios macroeconómicos, etc.) son ponderados de distinta manera por uno u otro agente al determinar su percepción del riesgo de invertir en Chile. El período necesario para decidir si una economía ha cambiado de régimen (e.g., de crisis a recuperación) pareciera responder a la evolución de las variables claves y no al tiempo en que una determinada política ha estado en efecto, aun si ésta es la correcta. Por ello, es posible encontrar períodos en los que pese al buen desempeño de la economía la respuesta de los agentes es limitada, a la espera de acopiar evidencia de que dicha trayectoria es sostenible. De igual manera, es interesante notar que un shock adverso en una economía "en buen pie" puede tener un efecto mínimo sobre la confianza de los inversionistas. La evidencia de la recesión de 1990 resulta clara; pese a que la economía frenó su crecimiento (de 10% en 1989 a 2% en 1990) y que se realizó un importante cambio político, los agentes interpretaron dichos shocks como incapaces de alterar el buen desempeño de la economía y, por tanto, continuaron invirtiendo a un alto ritmo (28% del PGB).

El análisis anterior sugiere los dos elementos básicos de la metodología de este trabajo. En primer lugar, que la economía chilena ha sufrido un cambio de régimen desde una situación de crisis a un período de boom, el cual ha sido paulatino e incremental, lo cual impide determinar con precisión en qué instante se abandona uno y comienza el otro. Por ello, se sugiere utilizar un modelo de cambio de régimen, o transición, endógeno en vez de un modelo lineal estándar. En segundo lugar, que un elemento de importancia en la determinación del nivel de gasto de la economía —y por ende el del tipo de cambio real— es la apreciación del riesgo implícito de la inversión, derivado no sólo de los proyectos individuales, sino de la evolución de la economía. En la siguiente sección se incorpora este elemento en el modelo de determinación del TCR.

III. MODELO TEORICO E IMPLICANCIAS PARA EL MODELO EMPÍRICO

El modelo empleado en este trabajo extiende la teoría de los determinantes reales del TCR derivada de Salter (1959), Rodríguez (1989) y Edwards (1989) al caso en que existen flujos de capital (transferencias de riqueza) capaces de afectar el equilibrio de largo plazo del mismo. Los objetivos básicos del modelo son: (a) mostrar de qué forma un modelo de series de tiempo no-lineal –transición endógena– es consistente con las predicciones de un modelo de equilibrio en el cual agentes racionales toman decisiones sobre la base de información incompleta, y (b) mostrar que el modelo de transición endógena engloba (*encompass*) al modelo lineal de cointegración/corrección de errores.

Consideremos una economía abierta con tres bienes (exportables, importables y no-transables), la cual es incapaz de afectar de manera sistemática el precio internacional de los bienes transables. El precio doméstico de los mismos depende, entonces, del tipo de cambio nominal (E) y del nivel de tarifas (t).⁸ Sea P_m^* y P_x^* el precio internacional de los bienes importables y exportables denominados en US\$; en consecuencia, el precio doméstico de los bienes transables se puede expresar como:

$$P_T = E[P_x^*]^\alpha \cdot [(1 + t_m) P_m^*]^{1-\alpha} \quad (1)$$

Por otro lado, el precio de los bienes no transables queda determinado en forma endógena de acuerdo a las fuerzas del mercado. La demanda de bienes no-transables será desagregada entre el sector público y el privado (E_{PN} y E_{GN} , respectivamente), por cuanto existe información respecto de que la canasta de consumo de agentes privados difiere de la del sector público. Más aún, esto nos permite discutir de manera más precisa el rol que le cabe a la política fiscal en mantener un determinado nivel del TCR. En el caso del sector privado suponemos que la proporción del gasto de los consumidores que se destina al consumo de bienes no transables, $d_{N'}$ es una función estándar de los precios de los bienes, en tanto que en el sector público dicha proporción (g_N) es una variable de política o control del gobierno. Por ello, la demanda total de bienes no-transables es:

$$E_N \equiv E_{PN} + E_{GN} = d_n(P_x, P_m, P_n) \cdot [A - g \cdot Y] + g_N \cdot g \cdot Y \quad (2)$$

(+)

donde $[A-gY]$ es el gasto privado, es decir, la absorción (A) neta del gasto público (gY). Los signos bajo la función $d(\cdot)$ son aquellos de las derivadas parciales.

La oferta de bienes no-transables (S_N), por su parte, es especificada como una fracción de la producción total, la cual responde a los precios relativos entre los sectores transables y no transables.

$$S_N = s_n (P_x, P_m, P_n) Y \quad (3)$$

(-) (-) (+)

La ecuación (4) es la condición de equilibrio en el mercado de bienes no-transable ($S_N = E_N$), la cual a su vez determina el precio de los no-transables P_n :

$$s_n (P_x, P_m, P_n) = d_n (P_x, P_m, P_n) \cdot \left[\frac{A}{Y} - g \right] + g_n \cdot g \quad (4)$$

Finalmente, como el TCR se define:

$$e = \frac{EP_x^\alpha P_m^{1-\alpha}}{P_n} = \frac{EP_x^{\alpha} P_m^{1-\alpha} (1+t_m)^{1-\alpha}}{P_n} \quad (5)$$

las ecuaciones (4) y (5) pueden ser resueltas para determinar el nivel de TCR que asegura el equilibrio instantáneo en el mercado de bienes no-transables, para niveles de variables "fundamentales" dadas.

$$e = e \left(\frac{A}{Y}, TOT, t_m, g_N, g \right) \quad (6)$$

(-) (?) (-) (-) (?)

donde TOT representa los términos de intercambio (P_x^*/P_m^*). La ecuación (6) señala que mayores niveles de absorción, impuestos y gasto de gobierno en bienes no-transables son consistentes con niveles de TCR más apreciados. Los efectos de los términos de intercambio son ambiguos, por cuanto existen dos efectos simultáneos de signo opuesto: el efecto ingreso o riqueza –inducido por el mayor valor de las exportaciones– que tiende a expandir la demanda de no transables y apreciar el TCR y el efecto sustitución, que tiende a depreciar el tipo de cambio por el lado de aumentar el costo de los insumos importados en la producción de bienes no-transables.⁹

El efecto del gasto de gobierno es ambiguo pues depende de las propensiones a gastar en transables y no-transables que tenga tanto el sector público como el privado: dado el *trade-off* entre gasto público y privado, si la propensión a gastar en bienes no-transables es mayor en el primero que en el segundo, el TCR tenderá a apreciarse. Desde un punto de vista empírico se encuentra usualmente que el gasto de gobierno tiende a apreciar el TCR. En el caso chileno, sin embargo, se ha estimado que este efecto es más bien pequeño (ES, 1994; Arrau et al., 1992)

El modelo anterior requiere endogenizar la absorción privada, para lo cual suponemos que ésta depende de dos elementos, la entrada de capitales y la tasa de interés real en términos de consumo:

$$\frac{A}{Y} = a \left(\frac{KI}{Y}, \phi [r_t - r_t^*], \rho_t, \tau z_t, \lambda_t [e_{t+1} - e_t] \right) \quad (7)$$

(+) (+) (-) (-) (+)

donde KI es la entrada de capital neta (como proporción del gasto total), λ , τ y ϕ son parámetros, r es la tasa de interés real doméstica, r^* es la tasa de interés real internacional, ρ es el riesgo país, z es el costo de intermediación financiera y ${}_t e_{t+1} - e_t$ es la devaluación esperada del TCR. La expresión señala que una mayor entrada de capitales permite mayores niveles de absorción debido a que es posible financiar un mayor déficit de balanza comercial.

Como se muestra más adelante, la presencia de ${}_t e_{t+1}$ en la ecuación (7) genera un modelo de tipo *forward-looking* para el TCR al convertir la estructura estática en un modelo intertemporal dependiente de la senda de expansión esperada de las variables fundamentales. En este trabajo extendemos el modelo para incluir, de manera simple, la discusión respecto de la evolución del riesgo país de la economía chilena en la sección II. Para recoger la noción de que una reducción permanente en el riesgo país requiere una combinación de variables fundamentales correctamente alineadas y una cierta acumulación de evidencia que la economía se está moviendo hacia un escenario positivo, hemos escogido una especificación sencilla –aunque no-lineal– para modelar este fenómeno. La especificación es consistente con los modelos en los que cierta fricción a nivel microeconómico (ej. costos de menú) se traduce en reglas de funcionamiento (S,s) a nivel macroeconómico (Caballero y Engel, 1991), y con modelos en los que la información respecto de innovaciones en la economía se obtiene a intervalos de tiempo

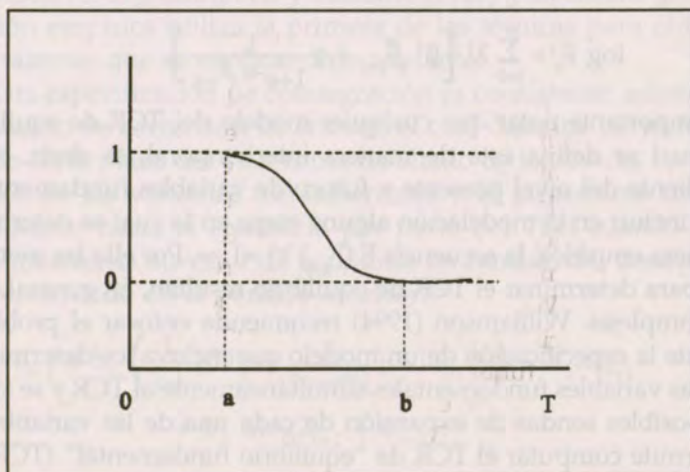
irregulares (King y Robson, 1993; Soto, 1995). Estos modelos se caracterizan porque las variables de interés exhiben dependencia respecto del estado de las variables fundamentales (*state dependence*) y no del valor de ellas en el tiempo (*time dependence*). Suponemos que el riesgo país puede ser convenientemente representado por una función del siguiente tipo:

$$\rho_t = \rho(F_t) = \frac{1}{2} - \frac{1}{1 + e^{-\omega F_t}} \quad \text{con} \quad (8)$$

$$\begin{aligned} \rho(0) &= 1 & \rho'(0) &= 0 \\ \rho(\infty) &= 0 & \rho'(\infty) &= 0 \end{aligned}$$

En esta modelación —que corresponde a una función logística— el riesgo país está acotado entre cero (cuando no lo hay) y un cierto riesgo máximo (normalizado por conveniencia en 1). A medida que nos acercamos hacia los valores límites —que en términos de la discusión de la sección anterior corresponden a los escenarios de crisis y boom— los cambios en el riesgo país resultan poco importantes. Ello, porque para cambiar la percepción de los agentes respecto de la situación se requiere acumular información (evidencia) de que los shocks a las variables fundamentales permanecerán en el tiempo, de modo tal que modifiquen permanentemente la situación presente. Podemos representar gráficamente esta función como:

FIGURA 1
FUNCION DE RIESGO-PAIS



La función escogida recoge la intuición desarrollada en la sección II respecto de que el riesgo país no sólo depende de contar con un manejo de política adecuado, sino de la acumulación de evidencia respecto de la mantención de dichas políticas, de la evolución de indicadores claves (inflación, razón deuda/PGB, etc.). En ese contexto, es posible que haya un período en el que pese a que las políticas macroeconómicas son coherentes, el riesgo país se mantenga alto en la medida que los agentes esperan para ver que dichas políticas son estables y consistentes con la evolución de las variables exógenas (región 0-a). Igualmente, en el período b-T y una vez que la situación lleva largo período de tiempo normalizada, el riesgo país converge a su nivel de largo plazo. El período intermedio (a-b) se caracteriza por un activo movimiento en el riesgo país, a medida que los distintos agentes adquieren información y modifican su percepción respecto de la situación esperada de largo plazo.

Para resolver el modelo incluimos la ecuación (8) en (7), linealizamos y despejamos KI de la ecuación (6), con lo que se obtiene:

$$\log e_t = \lambda_t \log e_{t+1} + \beta' F_t + \gamma \frac{1}{1 + e^{-\omega F_t}} \quad (9)$$

donde F_t incluye todas las variables independientes excepto el riesgo país, para el cual hemos incluido el modelo logístico.

El modelo en la ecuación (9) puede ser resuelto de manera recursiva para obtener el TCR de equilibrio, es decir, aquel nivel del TCR que, equilibrando el mercado de bienes no-transables en cada instante, es también compatible con la secuencia esperada de valores que exhibirán las variables fundamentales.

$$\log \bar{e}_t = \sum_{j=0}^{\infty} \lambda^j \left[\beta' {}_t\tilde{F}_{t+j} + \gamma \frac{1}{1 + e^{-\omega {}_t\tilde{F}_{t+j}}} \right] \quad (10)$$

Es importante notar que cualquier modelo del TCR de equilibrio en el cual se defina éste de manera intertemporal, es decir, como dependiente del nivel presente y futuro de variables fundamentales, deberá incluir en la modelación alguna etapa en la cual se determine, de manera empírica, la secuencia $E_t(F_{t+j}) \forall j = 1, \infty$. Por ello las metodologías para determinar el TCR de equilibrio resultan, en general, bastante complejas. Williamson (1994) recomienda enfocar el problema mediante la especificación de un modelo que incluya los determinantes de las variables fundamentales simultáneamente al TCR y se simule las posibles sendas de expansión de cada una de las variables, lo que permite computar el TCR de "equilibrio fundamental" (TCREF).

En este trabajo se aborda una metodología alternativa, siguiendo a ES (1994), que consiste en explotar las propiedades de series de tiempo de las variables fundamentales en el contexto de los modelos de cointegración y de descomposición entre shocks permanentes y transitorios. En términos comparativos, esta modelación es consistente con una versión *ex-post* del TCREF. Consideremos que cuando las variables fundamentales son integradas y existe un vector de cointegración, el modelo de la ecuación (11) es consistente con la siguiente solución particular del mismo (Kaminsky, 1988)¹⁰:

$$\log \tilde{e}_t = \frac{1}{1-\lambda} \left[\delta' \tilde{F}_t + \gamma \frac{1}{1+e^{-\omega \tilde{F}_t}} \right] + \eta_t \quad (11)$$

donde η es un shock aleatorio i.i.d.

Esta propiedad de cointegración nos permite reducir el nivel de complejidad del problema de manera importante, aunque para estimar el TCR de equilibrio aún resulta necesario obtener una secuencia de variables fundamentales de largo plazo. Nuevamente podemos usar la propiedad de series de tiempo que cualquier variable puede ser representada como una combinación de componentes permanentes y transitorios (Hamilton, 1994). Si es posible extraer de las variables fundamentales la estructura permanente —que corresponde al nivel sostenible en el largo plazo de las mismas— podremos calcular una expresión del TCR de equilibrio. Durante los últimos años se ha desarrollado bastante el área de descomposición de series de tiempo con los trabajos de Beveridge y Nelson (1981), Campbell y Mankiw (1987) y Cochrane (1988). La sección empírica utiliza la primera de las técnicas para obtener \tilde{F}_t por razones que se explican más adelante.

Esta especificación de cointegración es consistente, además, con el modelo de corrección de errores, el cual describe los movimientos de corto plazo del TCR como resultado de los shocks no permanentes de las variables fundamentales y el mecanismo de ajuste automático hacia el equilibrio por parte del TCR cuando éste se aproxima hacia su valor de equilibrio en función del desequilibrio experimentado en el período anterior.¹¹

$$\begin{aligned} \Delta \log e_{t+1} = & b_0 \left(\frac{1}{1-\lambda} \left[\delta' F_t + \gamma \frac{1}{1+e^{-\omega F_t}} \right] - \log e_t \right) + b_1' \Delta F_{t+1} \\ & + b_2' \Delta \log Z_{t+1} + \epsilon_{t+1} \end{aligned} \quad (12)$$

donde Z_t es un vector de variables estacionarias (incluyendo, por ejemplo, una devaluación nominal) y el shock ϵ_{t+1} es estacionario y corresponde al error de predicción (*one-step-ahead forecast error*) del TCR (i.e., $\Delta \log e_{t+1} - {}_t\Delta \log e_{t+1}$).

El término de corrección de errores $\left(\frac{1}{1-\lambda} \left[\delta' F_t + \gamma \frac{1}{1+e^{-\omega F_t}} \right] \right)$ de la ecuación (12) incorpora el efecto de *forward-looking* como origen de la dinámica del TCR, y los movimientos hacia el equilibrio intertemporal se reflejan en un coeficiente positivo para b_0 .

Además del impacto de equilibrio de las variables fundamentales sobre el TCR —que se reflejan en el término de corrección de errores—, cambios en dichas variables afectan en el corto plazo al TCR a través del término $b_1' \Delta F_{t+1}$, así como shocks a variables no fundamentales. En este último caso, y como señala Edwards (1989), si bien el tipo de cambio nominal no es una variable fundamental que determine el TCR, una devaluación nominal puede ser efectiva en acelerar y suavizar los costos de una depreciación real del tipo de cambio, en el caso de que las políticas macroeconómicas sean las correctas.

IV. MODELOS ECONOMETRICOS DEL TIPO DE CAMBIO REAL

En esta sección se revisa la literatura empírica sobre el TCR en Chile, teniendo como punto de referencia la posible presencia de estructuras dinámicas no estacionarias y/o no-linealidades. Las especificaciones más comunes de la literatura —tradicional, econometría dinámica y de cointegración con corrección de errores— son evaluadas mediante el uso de tests de estacionariedad y no-linealidad. Posteriormente, se estima el modelo de transición endógena para el tipo de cambio real y se computa el nivel de desalineamiento de éste en función de la descomposición de series de tiempo de las variables fundamentales.

Replicar trabajos previos no es posible por razones de disponibilidad y comparabilidad de los datos y por la heterogeneidad en la definición del TCR. No obstante, la evidencia que se obtiene con la base de datos que se construyó para este trabajo respecto de la presencia de factores no lineales y no estacionarios resulta concluyente para rechazar tanto la noción de que el TCR y sus determinantes sean variables estacionarias como de que un modelo lineal aproxime los datos de manera satisfactoria. La base de datos

proviene mayoritariamente del Banco Central, a excepción de algunas series fiscales y monetarias que se han obtenido de trabajos previos y del FMI (una descripción se encuentra en el apéndice A). La información se encuentra en frecuencia trimestral y no ha sido desestacionalizada debido a la evidencia reciente sobre el efecto adverso de métodos de desestacionalización sobre las propiedades dinámicas de las series de tiempo (Olekalns, 1994).

Tests de Estacionariedad

Los modelos tradicionales del TCR, por ejemplo aquellos estimados por Edwards (1987 y 1989) y Marshall y Schmidt-Hebbel (1991), suponen que tanto el TCR como sus variables explicativas son estacionarias y satisfacen una relación que puede ser descrita de manera genérica como:

$$\text{Log TCR}_t = \beta'F_t + \gamma M_t + \mu_t \quad (13)$$

donde TCR es el tipo de cambio real observado en el período "t", F representa una matriz de variables débilmente exógenas (las cuales difieren de acuerdo al modelo particular que cada investigador investigue), M corresponde a una matriz de variables auxiliares, β y γ son vectores de coeficientes, y μ_t es un término de error i.i.d.

A partir de los trabajos de Nelson y Plosser (1982), Granger (1981) y otros, la econometría moderna de series de tiempo ha puesto en tela de juicio dicho supuesto, al mostrar que cuando las series son integradas (o no estacionarias) éstas no pueden ser representadas como estacionarias respecto de una tendencia determinística, sino que con tendencia estocástica. Una consecuencia importante de la no-estacionariedad de las series es que en una regresión con variables integradas los residuos no son estacionarios y parámetros estimados no poseen una distribución conocida, lo que invalida los tests de hipótesis. Por ello, se ha vuelto rutinario testear el orden de integración de las series previo a la estimación de un modelo con series temporales. En este trabajo se ha escogido un test paramétrico —el de Dickey y Fuller (1981) aumentado— para este ejercicio, a pesar de que existe evidencia de Monte Carlo que su poder es bajo frente a tests no paramétricos (como la razón de varianzas) en presencia de quiebres estructurales discretos (León y Soto, 1994). No obstante, en muestras de menos de 100 observaciones (como es nuestro caso) el test de Dickey-Fuller es en

general igualmente potente que otros tests. El método consiste en determinar si el parámetro θ en la siguiente regresión es significativamente distinto de cero (en cuyo caso la variable es estacionaria):

$$\Delta \text{Ln } x_t = \alpha + \theta \text{Ln } x_{t-1} + \sum_{i=1}^p T' \Delta \text{Ln } x_{t-i} + \mu_t \quad (14)$$

donde la suma de valores rezagados elimina el potencial problema de autocorrelación de residuos y $\mu_t \rightarrow N(0, \sigma^2)$. El test de hipótesis no tiene distribución asintóticamente normal, sino que tiene distribución DF, la cual está truncada por la derecha y presenta fuerte kurtosis. El cuadro 2 presenta los resultados de los tests de raíces unitarias aplicados al TCR y las variables fundamentales.

CUADRO 2
TESTS DE RAICES UNITARIAS
1978:1-1994:4

Variable	Test ADF	Variable	Test ADF
Ln Tipo de Cambio Real	-1.36	Δ Ln Tipo de Cambio Real	-5.09
Ln Gasto de Gobierno/GDP	-1.65	Δ Ln Gasto de Gobierno/GDP	-7.65
Entrada de Capitales/GDP	-2.12	Δ Entrada de Capitales/GDP	-8.14
Ln Términos de Intercambio	-1.13	Δ Ln Términos de Intercambio	-5.57
Ln Tarifas	-1.61	Δ Ln Tarifas	-5.77
Ln Deuda Externa/GDP	-1.29	Δ Ln Deuda Externa/GDP	-5.71
$(r-r^*)$	-2.36	$\Delta (r-r^*)$	-9.96
Ln Ind. Distorsión Financiera	-1.83	Δ Ln Ind. Distorsión Financiera	-9.23
Ln M1A/GDP	-1.35	Δ Ln M1A/GDP	-7.56
Devaluación Nominal	-4.90		

Nota: Los valores críticos para rechazar la hipótesis nula de que existe al menos una raíz unitaria son -2.59 y -2.91 al 10% y 5%, respectivamente. Todas las regresiones incluyen un rezago de la variable dependiente para corregir por autocorrelación, excepto la entrada de capitales que utiliza 3 rezagos.

Como se puede ver en la columna 2 del cuadro, tanto para el TCR como sus variables determinantes no es posible rechazar la hipótesis nula que su representación de media móvil presente una raíz unitaria, i.e., que sean estacionarias en diferencia. Cuando se

aplica el test a las primeras diferencias de las series –ver columna 4– es posible rechazar la hipótesis nula en todos los casos a altos niveles de significancia, lo cual sugiere modelar las variables como integradas de primer orden, $I(1)$. Entre las variables no fundamentales destaca tanto el hecho de que la devaluación nominal sea estacionaria, como que si se desea utilizar el dinero en el modelo de corrección de errores, éste deber ser usado en primera diferencia.

Análisis de Cointegración

De acuerdo a la evidencia anterior, aquellos trabajos que han incluido en la estimación series no estacionarias deberían caracterizarse por presentar residuos que no son estacionarios, frecuentemente correlacionados, y parámetros estimados que son de difícil interpretación estadística. No obstante, es posible que una combinación lineal de variables integradas de orden (p) presenten un residuo que sea integrado de un orden menor a p (Engle y Granger, 1987). En este caso, es posible que modelos del TCR estimados con variables $I(1)$ *cointegren*, dando pie a un residuo integrado de orden cero, i.e, estacionario. En tal caso, si bien la distribución de los parámetros continúa siendo desconocida, al menos los estadígrafos basados en los residuos (como el R^2 y los tests de autocorrelación) no están distorsionados. Más allá de sus propiedades estadísticas, la importancia de un modelo que cointegra es que el vector de cointegración describe la relación de largo plazo de las variables, por cuanto un residuo estacionario nos asegura que las variables no pueden diferir sistemáticamente entre sí en el largo plazo.

Existe un número relativamente elevado de tests de cointegración, los cuales difieren en términos de poder y aplicabilidad en muestras pequeñas o en sistemas de ecuaciones. En este trabajo utilizamos el más simple de ellos –el test de Dickey-Fuller aplicado a los residuos del modelo de cointegración– debido a la evidencia de que su desempeño es superior en muestras pequeñas o cuando la especificación del modelo verdadero es desconocida (Hargreaves, 1994).¹² La intuición del test es análoga al caso de la raíz unitaria –si el residuo es estacionario el modelo cointegra–, pero la distribución ya no es DF sino que presenta un intervalo de confianza algo más ancho.

Esta metodología ha sido usada en el caso chileno en distintos tipos de modelos, períodos y frecuencia de datos por Arrau et al. (1992), ES (1994) y Martner et al. (1995), encontrándose en general

que las variables cointegran. El cuadro 3 presenta los resultados de la estimación del vector de cointegración tanto para el modelo lineal (los resultados para el caso transición endógena se discuten más adelante). Es posible notar que el modelo presenta un buen ajuste a los datos ($\bar{R}^2=0.92$) aunque exhibe bastante autocorrelación (0.66); esto es tradicional en modelos de cointegración, por cuanto éstos capturan la dinámica de largo plazo, no necesariamente la de corto plazo. Los signos de los parámetros son consistentes con el modelo expuesto en la sección III (con la excepción de $(r-r^*)$ que tiene el signo opuesto al esperado), y se vuelve a verificar el signo positivo para los términos de intercambio. Más aún, el tamaño de los

CUADRO 3
MODELOS DE COINTEGRACION DEL TIPO DE CAMBIO REAL
1978:1-1994:4

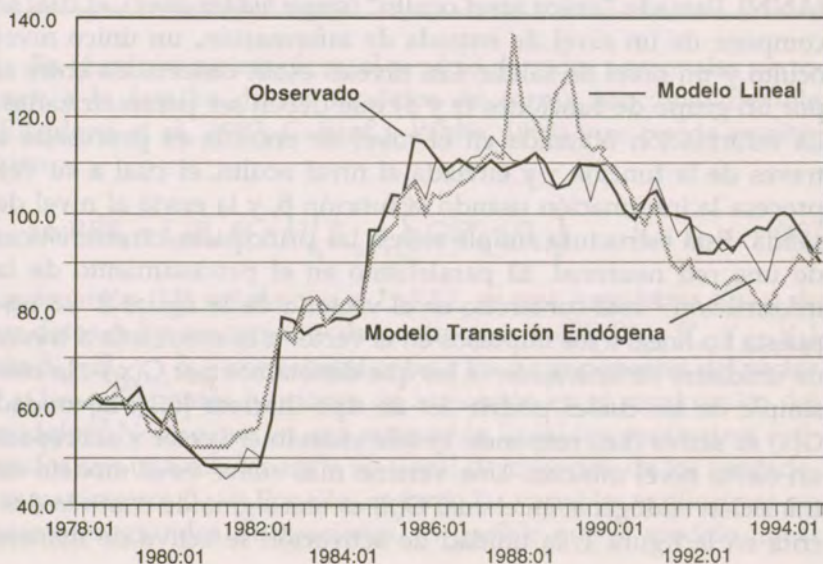
Modelo Lineal de Cointegración $TCR_t = \beta'X_t + \mu_t$	Parámetro Estimado	Modelo de Transición Endógena $TCR_t = \beta'X_t + \frac{\gamma}{1+e^{-\omega x_t}} + \mu_t$	Parámetro Estimado
Constante	-4.07	Constante (β)	-1.65
Ln Gasto de Gobierno/GDP	-0.86	Ln Gasto de Gobierno/GDP (β)	-0.53
Entrada de Capitales/GDP	-0.11	Entrada de Capitales/GDP (β)	-0.07
Ln Términos de Intercambio	0.37	Ln Términos de Intercambio (β)	1.08
Ln Tarifas	0.11	Ln Tarifas (β)	0.25
Ln Deuda Externa/GDP	0.60	Ln Deuda Externa/GDP (β)	0.77
Ln Índice Distorsión Financiera	-0.46	Ln Ind. Distorsión Financiera (β)	-0.20
$(r-r^*)$	-0.04	$(r-r^*)$ (β)	0.002
		Gamma (γ)	16.32
		Constante (ω)	16.63
		Ln Gasto de Gobierno/GDP (ω)	-4.16
		Entrada de Capitales/GDP (ω)	-0.004
		Ln Términos de Intercambio (ω)	3.29
		Ln Tarifas (ω)	0.53
		Ln Deuda Externa/GDP (ω)	1.32
		Ln Ind. Distorsión Financiera (ω)	0.16
		$(r-r^*)$ (ω)	0.01
R ² ajustado	0.92	R ² ajustado	0.98
Test de Autocorrelación	0.66	Test de Autocorrelación	1.27
Test de Cointegración	-3.34	Test de Cointegración	-5.31

Nota: Los valores críticos para rechazar la hipótesis nula de no cointegración son -3.54 y -3.87 al 10% y 5%, respectivamente.

parámetros es aproximadamente consistente con los estimados por ES (1994) con datos anuales.¹³ Se ha incluido un índice de distorsiones en el sector financiero, la razón entre el tipo de cambio paralelo y el nominal, como proxy de los costos en que se puede incurrir en los ajustes de portafolio.

Cuando se proyecta el valor *fitted* del modelo lineal (ver gráfico 1), se puede observar que la predicción presenta dos tipos de problemas: (1) existen períodos en los que la predicción está sistemáticamente por sobre o bajo el valor observado (ej. 1980-82, 1987-89), y (2) que los errores hacia el final de la muestra son importantes. Ambos fenómenos son consistentes con la noción de que podría haber ocurrido un cambio de régimen, por lo que un modelo lineal —que “promedia” ambos regímenes— daría una visión sesgada de los determinantes del TCR y, por ende, del desalineamiento del mismo. La intuición se puede confirmar cuando se observa que el test de DF aplicado a los residuos es sólo marginalmente significativo (al 12%) y cuando se considera los resultados de los tests de no-linealidad que se discuten en la siguiente sección.

GRAFICO 1
TIPO DE CAMBIO REAL OBSERVADO Y FITTED



Tests de No-Linealidad

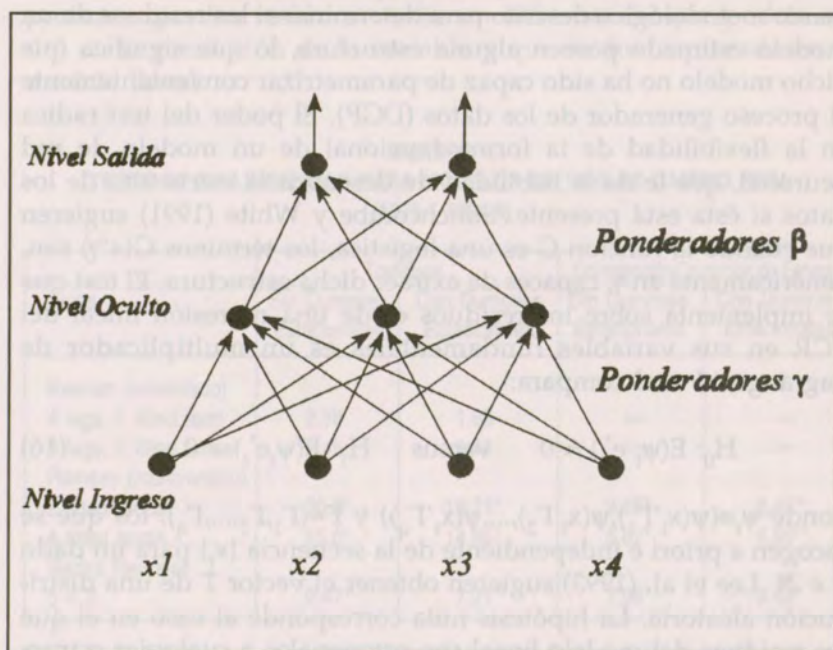
Durante los últimos años, la creciente insatisfacción con el desempeño de los modelos tradicionales de series de tiempo frente a problemas complejos (e.g., caos, bifurcaciones, catástrofe) ha dado fuerte impulso al análisis de los modelos de series de tiempo no-lineales. Entre otros, Kuan y White (1994) han desarrollado el área de redes neuronales, Granger y Teräsvirta (1994) el tema de atractores y no-linealidades, Tong (1990) los modelos de transición endógena, y Tsay (1994) los modelos autorregresivos no lineales (STAR, SETAR, LSTAR).¹⁴

En este trabajo se utiliza un test de no-linealidad de redes neuronales, cuyo poder para detectar estructuras no-lineales resulta adecuado al problema (Lee et al., 1993). Una red neuronal (*artificial neural network*) es un modelo econométrico desarrollado a imagen de los modelos que describen el comportamiento del cerebro humano. Se basa en cuatro principios: paralelismo masivo, respuesta no-lineal a impulsos unitarios, multiprocesamiento de la información y retroalimentación. En términos econométricos, un modelo de redes neuronales se caracteriza porque los parámetros se estiman de forma tal que incluyen el proceso de aprendizaje de los agentes acerca de la estructura del modelo, i.e., la adaptación a nueva información.

La figura 2 presenta el esquema más simple de redes neuronales (ANN), llamado "único nivel oculto" (*single hidden-layer*), el cual se compone de un nivel de entrada de información, un único nivel oculto y un nivel de salida. Los niveles están conectados entre sí por un grupo de funciones (γ y β) que deben ser parametrizadas. La información obtenida en el nivel de entrada es procesada a través de la función γ y enviada al nivel oculto, el cual a su vez procesa la información usando la función β , y la envía al nivel de salida. Esta estructura simple refleja las principales características de una red neuronal. El paralelismo en el procesamiento de la información¹⁵ está contenido en el vector x de la figura 2. La respuesta no lineal a los impulsos en el vector x es modelada a través de unidades de activación —a las que denotamos por $G(x_i)$ —, la más simple de las cuales podría ser de tipo discreto $[0,1]$: la unidad $G(x)$ se activa (i.e., responde 1) sólo cuando el vector x sobrepasa un cierto nivel mínimo. Una versión más suave es el modelo de transición endógena, en el cual $G(x)$ es una sigmoide como la descrita en la figura 1; la unidad de activación se activa de manera

gradual, pero más allá de un cierto límite superior o inferior la respuesta es atenuada, creando una respuesta de tipo S.¹⁶

FIGURA 2
RED NEURONAL DE NIVEL OCULTO UNICO



En términos matemáticos, el modelo de redes neuronales pertenece a la familia de los modelos de forma funcional flexible (Elbadawi et al., 1987; Gallant y White, 1992) y se puede escribir como:

$$\text{Ln RER}_t = f_h(F_t, \theta) = H\left(\beta_{h0} + \sum_{j=1}^q G(F'_t \gamma_j) \beta_{hj}\right) \quad h = 1, \dots, v \quad (15)$$

La ecuación (15) señala que el LnRER_t es una función no lineal de los datos $\{x_t\}$ y un conjunto de parámetros $\theta = \{\beta'_1, \beta'_2, \dots, \beta'_v, \gamma_1, \dots, \gamma_q\}$ con $\beta'_h = \{\beta_{h0}, \dots, \beta_{hq}\}$ correspondientes a los v componentes del vector F y las q diferentes funciones de activación en el nivel oculto del modelo.¹⁷ Nótese que en una estimación lineal los parámetros estimados son una combinación no-lineal desconocida de los verdaderos parámetros β y γ . Por ello, en tanto las variables explicativas no presenten grandes fluctuaciones, es posible que el modelo lineal

sea eficiente, de la misma manera que una expansión de Taylor de una función no-lineal lo es en la vecindad de un punto cualquiera. La descripción de la sección II sugiere que este supuesto, para el período completo (1978-1994), resultaría extremo.

El test de no linealidad que se emplea en este trabajo utiliza el marco metodológico descrito para determinar si los residuos de un modelo estimado poseen alguna estructura, lo que significa que dicho modelo no ha sido capaz de parametrizar convenientemente el proceso generador de los datos (DGP). El poder del test radica en la flexibilidad de la forma funcional de un modelo de red neuronal, que le da la habilidad de descubrir la estructura de los datos si ésta está presente. Stinchcombe y White (1991) sugieren que cuando la función G es una logística, los términos $G(x'\gamma)$ son, genéricamente en γ , capaces de extraer dicha estructura. El test que se implementa sobre los residuos e^* de una regresión lineal del TCR en sus variables fundamentales es un multiplicador de Lagrange, el cual compara:

$$H_0: E(\psi_t e_t^*) = 0 \quad \text{versus} \quad H_1: E(\psi_t e_t^*) \neq 0 \quad (16)$$

donde $\psi_t \equiv (\psi(x_t' \Gamma_1), \psi(x_t' \Gamma_2), \dots, \psi(x_t' \Gamma_q))$ y $\Gamma = (\Gamma_1, \Gamma_2, \dots, \Gamma_q)$, los que se escogen a priori e independiente de la secuencia $\{x_t\}$ para un dado $q \in \mathbb{N}$. Lee et al. (1993) sugieren obtener el vector T de una distribución aleatoria. La hipótesis nula corresponde al caso en el que los residuos del modelo lineal son ortogonales a cualquier estructura que tome el modelo neuronal, lo que corresponde al caso en que no existe estructura alguna en los residuos.¹⁸ En términos prácticos, el test realiza una regresión entre los residuos muestrales (\hat{e}) y un conjunto de q funciones de activación neural. De los resultados se calcula:

$$nR^2 \rightarrow \chi^2(q^*) \quad (17)$$

donde q^* es el número de funciones ψ que se ha usado en la regresión, R^2 es el coeficiente de correlación múltiple descentrado (*uncentered*) y n es el número de datos. Lee et al. (1993) demuestran que este test es, en general, más potente que otros tests (e.g. Ramsey Reset, White, Tsay, etc.) cuando la función G es una logística acumulada.

El cuadro 4 presenta los resultados del test de no-linealidad, aplicado a los dos modelos más comunes de la literatura —el mode-

lo tradicional y el de corrección de errores—. Se incluyen, además, los tests de Keenan y Ramsey (RESET) como complemento. Estos últimos utilizan una regresión de los residuos en funciones de los valores predichos de la variable dependiente (potencias, transformaciones afines, etc.); si los parámetros resultan significativos, se presume que los residuos contienen información que podría ser útil en la predicción de la variable y que no fue capturada en el modelo lineal.

CUADRO 4
TESTS DE NO-LINEALIDAD PARA MODELOS DE TIPO DE CAMBIO REAL
(1978.1-1994.4)

Tests	Tradicional		Cointegración-Corrección de Errores	
	Sin Dummies Estacionales	Con Dummies Estacionales	Sin Dummies Estacionales	Con Dummies Estacionales
Keenan (univariado)				
4 lags, 1 fitted term	2.18	1.68	—	—
4 lags, 2 fitted terms	1.45	1.14	—	—
Ramsey (multivariado)				
2 fitted terms	20.8*	19.71*	9.65*	8.49*
4 fitted terms	15.6*	14.85*	6.82*	4.88**
Redes Neurales				
q = 3	9.47*	7.21**	7.98*	9.48*

Notas: Bajo la hipótesis nula de linealidad, los tests de Keenan y Ramsey se distribuyen $F(k-1, n-k)$ con k el número de términos fitted y n el de observaciones. El test de redes neurales se distribuye como $\chi^2(q)$. (*) Rechaza H_0 = linealidad al 1%. (**) Rechaza H_0 = linealidad al 5%.

Como se puede ver, si bien el test de Keenan¹⁹ —que es univariado— es incapaz de rechazar la hipótesis nula de que el TCR siga un modelo lineal, tanto el test de Ramsey como el de redes neurales —que utilizan un set mayor de información— sugieren que el proceso generador de los datos del TCR es no-lineal. Estos resultados no dependen de fenómenos estacionales —por cuanto la inclusión de dummies estacionales no altera mayormente los tests— y es robusto a cambios en la especificación de los mismos.

Estimación del Modelo de Transición Endógena

Como en todo modelo de estimación no-lineal, los valores iniciales de búsqueda de parámetros pueden ser cruciales en la

obtención de la solución. En este trabajo se usan los parámetros del modelo de cointegración, por cuanto sabemos que la aproximación lineal es una primera aproximación razonable al proceso generador de los datos.²⁰ El modelo corresponde a una versión simple de los modelos de ANN, en el que sólo existe un nivel oculto, el cual caracterizamos por una función logística acumulada. La estimación se realiza utilizando técnicas de máxima verosimilitud.

Los resultados, que se presentan en el cuadro 3, incluyen resultados interesantes. En primer lugar, el modelo de transición endógena mejora considerablemente la estimación del modelo de cointegración del TCR. El ajuste de los datos es superior y se reduce considerablemente la autocorrelación de los residuos (medida por el estadístico de Durbin-Watson). El test de Durbin-Watson, que es también un indicador de estacionariedad, señala que el modelo lineal podría no cointegrar, cosa que es consistente con los resultados del test ADF. Por el contrario, en el modelo no lineal los residuos son estacionarios con un 99% de confianza.

Resulta pertinente señalar dos elementos respecto de los parámetros estimados para el modelo no-lineal. En primer lugar, las respuestas del TCR a cambios en las variables fundamentales (elasticidades) en este tipo de modelo no corresponden directamente a los parámetros estimados, por cuanto la sigmoide hace que la respuesta del TCR dependa del *estado* de la economía (y no del tiempo como es usual en los modelos tradicionales). La elasticidad queda determinada por:

$$\frac{\partial \text{LnTCR}}{\partial x_t} = \beta + \frac{\gamma \omega e^{-\omega x_t}}{(1 + e^{-\omega x_t})^2} \quad (18)$$

Por ello, sólo cuando la sigmoide no está activa –lo que sucede al interior de cada régimen pero no en la transición–, las elasticidades corresponden aproximadamente a los parámetros estimados en el panel superior derecho del cuadro 3. En segundo lugar, las estimaciones puntuales de los parámetros de régimen de ambos modelos resultan similares, excepto en el caso de la elasticidad del TCR con respecto a las tarifas, los términos de intercambio y la distorsión del mercado financiero. Nótese, además, que el parámetro asociado a $(r-r^*)$ presenta el signo esperado.

El mejor ajuste a los datos sugiere que la sigmoide del modelo de transición endógena está extrayendo información de los residuos de la estimación lineal como se había propuesto en la sección

II, i.e., que cuando la economía se mueve hacia una situación de relativa normalidad los elementos no-lineales juegan un rol más importante. Esta evidencia resulta fundamental cuando el objetivo es calcular el tipo de cambio *de equilibrio*, como se presenta más adelante, por cuanto el cálculo depende crucialmente de contar con el mejor modelo econométrico posible.

El Desalineamiento del Tipo de Cambio Real en Chile

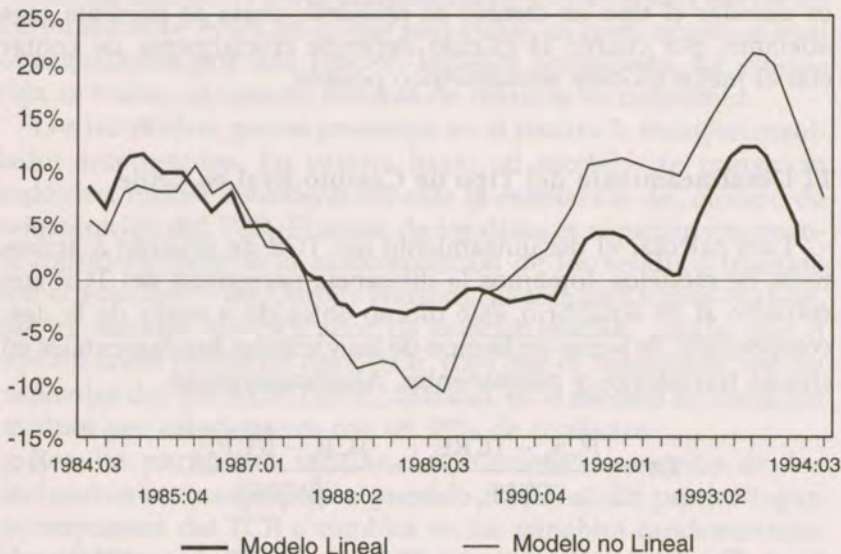
Para calcular el desalineamiento del TCR de acuerdo a ambos tipos de modelos, tomamos la diferencia porcentual del TCR con respecto al de equilibrio, este último obtenido a partir de la descomposición de series de tiempo de las variables fundamentales en shocks transitorios y permanentes. Algebraicamente:

$$D_t = \frac{TCR_t - TCRE_t}{TCRE_t} = \frac{TCR_t - \hat{\beta}'CPF_t}{\hat{\beta}'CPF_t} \quad (19)$$

donde D es el desalineamiento, TCRE es el TCR de equilibrio calculado como la proyección de los componentes permanentes de las variables fundamentales (CPF) sobre el vector de parámetros estimados según cada modelo ($\hat{\beta}$). Para descomponer las variables fundamentales en componentes permanentes y transitorios se utilizó el método de Beveridge y Nelson (1981), para el cual se calcula la función de ganancia de cada serie estimada a partir de un modelo ARIMA (los resultados de los modelos estimados se encuentran en el cuadro apéndice 1). El gráfico 2 presenta los resultados; se ha utilizado una media móvil de tres períodos para suavizar las respuestas y se eliminó el período 1978-1982 del ejercicio de simulación porque para inicializar el algoritmo de descomposición de Beveridge y Nelson es necesario contar con un número suficiente de grados de libertad al comienzo de la muestra.

Como se aprecia, el modelo lineal y el modelo no-lineal coinciden en el período inicial 1984-1986, cuando el efecto del componente no lineal, que incluye el riesgo país, es mínimo. El modelo lineal, sin embargo, tiende a sobreestimar el grado de desalineamiento del TCR, en el período 1987-89, cuando se realiza la mayor parte del ajuste macroeconómico y, al darse señales claras del manejo de políticas, se reduce en mayor medida el riesgo país.

GRAFICO 2
 TIPO DE CAMBIO REAL: DESALINEAMIENTO
 Media móvil de 3 períodos



Modelos de Corrección de Errores

Los residuos de los modelos anteriores pueden ser utilizados para estimar el modelo de corrección de errores que describe el movimiento de corto plazo del TCR. Se procedió a eliminar de manera secuencial aquellas variables que no resultaban significativas. Los resultados de la estimación de los modelos finalmente seleccionados se encuentran en el cuadro 5.

Dos elementos son de interés en este ejercicio. Primero, el término de ajuste no es significativo en el modelo lineal y sólo lo es marginalmente en el modelo no lineal; en este último caso es comprensible, por cuanto los residuos de la estimación no lineal debieran contener muy poca información en la medida que la función logística captura la mayor parte de la estructura de los residuos de la parte lineal. Sorprende, sin embargo, la poca significancia en el caso lineal. No obstante, los períodos de ajuste implícitos en dichos parámetros resultan irreales (30 años en el modelo lineal y 19 en el modelo no lineal). Segundo, el dinero (como proporción del PGB) no resultó significativo en términos contemporáneos o rezagados, contrario a lo que otros modelos han encontrado usualmente (ES, 1994; Arrau et al., 1992).

CUADRO 5
 MODELOS DE CORRECCION DE ERRORES. 1978-1994

Variables	Modelo lineal Cointegración	Modelo no lineal Transición Endógena
Error Rezagado	-0.048 (-1.55)	-0.09 (-1.67)
Devaluación Nominal	0.75 (13.1)	0.77 (13.5)
$\Delta (r-r^*)$	-0.164 (3.83)	-0.170 (3.94)
$\Delta \text{Ln Deuda/PGB}$	0.063 (3.35)	0.068 (3.52)
Δ Índice Distorsión Financiera	-0.130 (-3.18)	-0.147 (-3.43)
R ² Ajustado	0.908	0.910
Durbin-Watson	1.69	1.56

V. CONCLUSIONES

La evolución del TCR se ha convertido en un elemento central para el análisis macroeconómico, no sólo en Chile sino de manera creciente en aquellos países en desarrollo que han liberalizado sus mercados y abierto sus economías al comercio externo. En este sentido, es importante para los agentes económicos determinar si los movimientos del TCR tienden hacia su equilibrio (en cuyo caso resulta innecesario hacer ajustes a las políticas, suponiendo que dichas políticas puedan tener algún efecto) o si, por el contrario, es reflejo de un creciente desequilibrio macroeconómico.

Para fines analíticos, el problema de determinar el TCR de equilibrio puede ser separado en tres etapas: (a) determinar en un modelo teórico de referencia las variables fundamentales que determinan la evolución del tipo de cambio real, (b) obtener una definición del concepto de equilibrio, (c) generar una metodología econométrica capaz de contrastar las predicciones del modelo teórico y los datos y que haga operativo el concepto de equilibrio elegido; si hay consistencia entre el modelo y los datos, se puede proceder a estimar el TCR de equilibrio y su desalineamiento en distintos períodos del tiempo.

Este trabajo se centra en dos de dichas tres etapas (a y c). Tomando como dada la definición de equilibrio de Edwards (1989), el estudio revisa, en primer lugar, el modelo teórico estándar de determinación real del tipo de cambio para incluir lo que, a la luz de los datos, parece ser una aproximación más satisfactoria para la evolución del TCR de largo plazo. El modelo analítico se extiende para incluir el efecto de la entrada de capitales y el rol de las expectativas de riesgo —en particular el riesgo-país— sobre las decisiones de los agentes. La modelación, que sigue la metodología propuesta por Elbadawi y Soto (1994), aproxima los determinantes del riesgo-país usando una función logística, la cual genera una representación del tipo de cambio de largo plazo consistente con un modelo de transición endógena suave entre dos regímenes económicos.

Para el caso chileno, se presenta evidencia informal que sugiere que ha habido una transición entre dos regímenes (crisis de la deuda vs recuperación y boom), lo que refuerza la elección del modelo econométrico. Este último aproxima los determinantes de largo plazo del TCR de manera no lineal, dejando que los datos sugieran la estructura de la especificación. Pese a su simplicidad, la especificación resultante engloba (*encompass*) a los modelos tradicionales y a los de cointegración con corrección de errores, presenta un menor error cuadrático medio, y genera una predicción del desalineamiento del TCR bastante más conservadora que los modelos rivales. En la generación del TCR de equilibrio se utilizan los parámetros estimados por el modelo y una proyección de la senda de expansión de las variables fundamentales basada en una descomposición de series de tiempo de las mismas.

Finalmente, es posible conjeturar que una modelación completa de redes neurales, en vez de un modelo reducido de transición endógena, podría mejorar tanto la comprensión de los determinantes del TCR como la predicción del desalineamiento del mismo. En particular, una especificación con niveles múltiples y efectos de retroalimentación podría, en principio, modelar los datos con mucho mayor precisión.

APENDICE A

Fuentes de información

Banco Central de Chile:	Dinero (M1A a fines de período), tipo de cambio real y nominal, tasas de interés doméstica (captación, 90-180 ds) y externas (LIBO, 6 meses), PGB nominal y real, deuda externa.
Tarifas:	R. Soto, "Chile and the Hemispheric Trade Liberalization", en NAFTA and Trade Liberalization in the Americas , E. Echeverri-Carroll (ed.), University of Texas Press.
Gasto de Gobierno:	J. Quiroz, corresponde al gasto en consumo del gobierno.
Términos de Intercambio:	Banco Central de Chile: 1983-1994, para 1978-1982 se construyó a partir del índice de importables de FMI y de información del Banco Central sobre el precio del cobre y la composición de exportaciones y de datos del Banco Mundial del precio de los commodities.
Tipo de cambio paralelo:	World Currencies Yearbook (varios números).
Entradas de Capitales:	IMF, IFS-CD ROM

CUADRO APENDICE 1
DESCOMPOSICION DE BEVERIDGE-NELSON DE VARIABLES FUNDAMENTALES.
(MODELO DE MUESTRA COMPLETA EN PRIMERAS DIFERENCIAS)
1982:1-1994:4

Variable	Modelo				R ²	Función de Ganancia
	Random Walk	AR(1)	MA(1)	MA(2)		
Ln Gasto de Gobierno/GDP		0.79	0.47	0.27	0.35	0.95
Entrada de Capitales/GDP		0.92	-1.78	0.72	0.41	0.75
Ln Términos de Intercambio	✓					
Ln Tarifas	✓					
Ln Deuda Externa/GDP		0.49	0.82	0.28	0.19	1.40
Ln Índice de distorsión financiera		0.83	0.61	-0.62	0.42	0.55
(r-r*)		0.85	0.77	-0.45	0.32	0.72

Nota: Todos los parámetros significativos al 5%. En el caso de las variables clasificadas como "random walks", no se encontró estructura alguna al proceso que sigue la primera diferencia de la serie.

NOTAS

- 1 Dornbusch (1988) discute *in extenso* los principales determinantes de las crisis cambiarias en países en desarrollo.
- 2 Entre otros, se han estimado modelos macroeconómicos de ecuaciones simultáneas (Corbo, 1985), vectores autorregresivos (Morandé, 1988), econometría dinámica (Arrau et al., 1992), cointegración y corrección de errores (Elbadawi y Soto, 1994), equilibrio estocástico (Quiroz y Chumacero, 1993) y equilibrio general computable (Schmidt-Hebbel y Servén, 1994).
- 3 Los relativos méritos de otras metodologías para estimar el TCR de equilibrio se discuten más adelante.
- 4 Es importante aclarar el concepto de no-linealidad que se utiliza en este trabajo. Entendemos que el TCR pueda ser "no-lineal en la media", es decir, que $P[E(y_t | x_t) = x\theta] \neq 1$, para dado $\theta \in R$. Otras formas de no-linealidad (ej. GARCH) no se consideran en el análisis de manera explícita.
- 5 El mismo hecho de que los años 1982-85 son considerados "de crisis" debiera ponernos en guardia respecto de la aplicabilidad de dicha evidencia empírica para estudiar los movimientos del TCR en otros períodos. La alternativa de eliminar dicho período pareciera subóptima frente a la posibilidad de utilizar dicha información de manera adecuada.
- 6 El cuadro 1 presenta la evolución de los indicadores macroeconómicos claves, agrupados en tres subperíodos que corresponden, *grosso-modo*, a un período de crisis abierta (1982-85), recuperación (1986-90) y expansión o boom (1991-94). Se incluye la información del período 1978-81 como punto de referencia y para entender algunas causas de la crisis de 1982 y las políticas económicas aplicadas posteriormente.
- 7 La literatura económica ha recogido este comportamiento en modelos de inversión irreversible (Dixit y Pindyck, 1994), en los que altos costos de ajuste en los bienes de capital hacen rentable esperar uno o más períodos antes de iniciar una inversión, a la espera de determinar si un determinado shock resulta permanente o transitorio.
- 8 Es posible incluir impuestos a las exportaciones en forma directa; su ausencia en el caso chileno sugiere excluirlos.
- 9 La literatura empírica se encuentra dividida al respecto de la dominancia de los efectos: en general, cuando se estiman modelos excluyendo la entrada de capitales se encuentra dominancia del efecto ingreso (Edwards, 1989). Por el contrario, literatura reciente (Elbadawi y Soto, 1994 y 1995; World Bank, 1995) reporta sistemáticamente dominancia del efecto sustitución, lo cual podría ser consistente con el hecho de que la entrada de capitales recoge el efecto ingreso.
- 10 Cointegración implica que un grupo de variables integradas del mismo orden (p) puede exhibir una combinación lineal que sea integrada de un orden menor a p . En particular, si las variables son no-estacionarias con orden de integración 1, podría existir una combinación de variables que sea estacionaria, i.e., integrada de orden cero.
- 11 Engle y Granger (1987).

- ¹² Otros tests, como el multivariado de Johansen (1988) o el de tres etapas de Engle y Yoo (1987), resultan superiores si el modelo elegido es el correcto o cuando la muestra *para el problema en cuestión* es larga. En nuestro caso, la modelación teórica y la complejidad del problema hacen dudoso el suponer que se cuenta con la especificación correcta. Adicionalmente, es discutible hasta qué punto la muestra de 68 trimestres de que se dispone es suficientemente "larga" como para describir el problema adecuadamente desde el punto de vista estadístico; basta pensar que si un shock se disipa en 8 períodos -lo que no es bastante rápido en el contexto de series integradas- en una muestra de 68 observaciones habrá sólo 8 muestras "independientes" para estimar el modelo. Ver Inder (1993) y Hargreaves (1994).
- ¹³ Los parámetros de una ecuación de cointegración convergen a sus valores asintóticos a una tasa mucho mayor que en una regresión con variables estacionarias (superconsistencia), lo cual ayuda a identificar el modelo en muestras reducidas.
- ¹⁴ Una buena revisión de la literatura se encuentra en Granger y Teräsvirta (1994).
- ¹⁵ Un ejemplo de paralelismo en econometría tradicional son los modelos de ecuaciones simultáneas, que usan un mismo vector de datos (las variables "exógenas") en varias ecuaciones.
- ¹⁶ El modelo en la Figura 2 puede ser adaptado directamente para incluir multiprocesamiento y retroalimentación mediante la inclusión de un nivel adicional entre el nivel oculto y el de salida y una adecuada reparametrización de las funciones.
- ¹⁷ Un ejemplo conocido de esta especificación son los modelos Logit, en los cuales $H(\cdot)$ es una identidad y $G(\cdot)$ es la función normal acumulada.
- ¹⁸ El estadístico tiene la forma: $M_n = (n^{-1/2} \sum_{t=1}^n \psi_t \hat{\epsilon}_t)' \hat{W}_n^{-1} (n^{-1/2} \sum_{t=1}^n \psi_t \hat{\epsilon}_t)$ donde \hat{W}_n es un estimador consistente de la varianza del término entre paréntesis. Bajo H_0 , M_n se distribuye como $\chi^2(q)$ as $n \rightarrow \infty$. Hay, sin embargo, dos problemas prácticos con el test: (1) los elementos de ψ_t tienden a ser colineales con x_{vt} y (2) calcular \hat{W}_n es tedioso. La solución para (1) consiste en usar componentes principales, en tanto que para (2) la ecuación (17) evita calcular directamente la matriz de covarianzas.
- ¹⁹ La información de este test podría ser inconsistente si consideramos que se utiliza la estructura de rezagos y que, estando el TCR integrado, su representación de media móvil no está bien comportada.
- ²⁰ La estrategia de modelación comienza con un método quasi-Newton (e.g., Davidon-Fletcher-Powell o Broyden-Fletcher-Goldfarb-Shanno) para aproximarse rápidamente a la región de solución de los parámetros; la estimación final de los mismos se hace con método de Newton-Raphson. Todas las estimaciones se han hecho en Gauss 3.1.

REFERENCIAS

- ARRAU, P., J. QUIROZ y R. CHUMACERO (1992), "Ahorro Fiscal y Tipo de Cambio Real", *Cuadernos de Economía*, vol. 29, No. 88, pp. 349-386.
- BANCO CENTRAL DE CHILE. *Indicadores Económicos y Sociales: 1960-1988*.
- BEVERIDGE, S. y C. NELSON (1981), "A New Approach to the Decomposition of Economic Time Series into Permanent and Transitory Components with Particular Attention to Measurement of the Business Cycle," *Journal of Monetary Economics*, vol. 7, pp. 151-174.
- BOSWORTH, B., R. DORNBUSCH y R. LABÁN, eds. (1994), *The Chilean Economy: Lessons and Challenges*, The Brookings Institution.
- CABALLERO, R. y E. ENGEL (1991), "Dynamic (S,s) Economies", *Econometrica*, vol. 59, pp. 1659-86.
- CALVO, G., L. LEIDERMAN y C. REINHART (1993), "Real Exchange Rate Appreciation in Latin America," *IMF Staff Papers*, vol. 40, No. 1, marzo.
- CAMPBELL, J. y G. MANKIW (1987), "Permanent and Transitory Components in Macroeconomic Fluctuations". *American Economic Review*, vol. 77, pp. 111-117.
- COCHRANE, J. (1988), "How Big is the Random Walk in GNP?". *Journal of Political Economy*, vol. 96, pp. 893-920.
- CORBO, V. (1985), "International Prices, Wages and Inflation in an Open Economy: a Chilean Model". *Review of Economics and Statistics*, vol. 57, pp. 564-573.
- DICKEY, D. y W. FULLER (1981), "Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root", *Econometrica*, vol. 49, pp. 1057-1072.
- DIXIT, A. y R. PINDYCK (1994), *Investment under Uncertainty*, Princeton University Press.
- DORNBUSCH, R. (1988), "Balance of Payments Issues", en R. Dornbusch y L. Helmers (eds.), *The Open Economy*, The World Bank, Washington, D.C.
- DORNBUSCH, R. y S. EDWARDS (1994), "Exchange Rate Policy and Trade Strategy", en Barry P. Bosworth, Rudiger Dornbusch y Raul Labán (eds.), *The Chilean Economy: Lessons and Challenges*, The Brookings Institution.

- EDWARDS, S. (1987), "Tariffs, Terms of Trade and Real Exchange Rate in an Intertemporal Model of the Current Account," *NBER Working Paper*.
- EDWARDS, S. (1988), "El Monetarismo en Chile, 1973-1983: Algunos Dilemas Económicos", en F. Morandé y K. Schmidt-Hebbel (eds.) *Del Auge a la Crisis de 1982. Ensayos sobre liberalización financiera y endeudamiento en Chile*, IIMC/ILADES, Santiago, Chile.
- EDWARDS, S. (1989), *Real Exchange Rates, Devaluation and Adjustment: Exchange Rate Policy in Developing Countries*, MIT Press, Cambridge, Massachusetts.
- ELBADAWI, I., R. GALLANT y J. SOUZA (1987), "An Elasticity Can Be Estimated Consistently Without a Priori Knowledge of Functional Form", *Econometrica*, vol. 35, pp. 1731-1751.
- ELBADAWI, I. (1994), "Estimating Long-run Equilibrium Real Exchange Rates", en J. Williamson (ed.). *Estimating Equilibrium Real Exchange Rates*, Institute for International Economics.
- ELBADAWI, I. y R. SOTO (1994), "Capital Flows and Equilibrium Real Exchange Rates in Chile", *Working Papers Series #1306*, The World Bank.
- ELBADAWI, I. y R. SOTO (1995), "Real Exchange Rates and Macroeconomic Adjustment in Sub-Saharan Countries and Other Development Countries", *Forthcoming Journal of African Economics*.
- ENGLE, R. y C. GRANGER (1987), "Co-Integration and Error-Correction: Representation, Estimation, and Testing", *Econometrica*, vol. 35, pp. 251-276.
- ENGEL, R. y S. YOO (1987), "Forecasting and Testing Co-Integrated Systems", *Journal of Econometrics*, vol. 35, pp. 145-159.
- GALLANT, R. y H. WHITE (1992), *A Unified Theory of Estimation and Inference for Nonlinear Dynamic Models*, Basil Blackwell, N.Y.
- GRANGER, C. (1981), "Some Properties of Time Series Data and Their Use in Econometric Model Specification", *Journal of Econometrics*, vol. 16, pp. 121-130.
- GRANGER, C.W.J. y T. TERÄSVIRTA (1994), *Modelling Nonlinear Economic Relationships*; Oxford University Press.
- HAMILTON, J.D. (1994): *Time Series Analysis*; Princeton University Press, N.J.
- HARGREAVES, (1994), *Non-Stationarity Time Series Analysis and*

- Cointegration*, (ed.). Oxford University Press.
- INDER, B. (1993), "Estimating Long Run Relationships in Economics: A Comparison of Different Approaches", *Journal of Econometrics*, vol. 57, pp. 53-68.
- JOHANSEN, S. (1988), "Statistical Analysis of Cointegration Vectors", *Journal of Economic Dynamics and Control*, vol. 12, pp. 231-254.
- KAMINSKY, G. (1988), "The Real Exchange Rate since Floating: Market Fundamentals or Bubbles", mimeo, University of California, San Diego.
- KING, M. y M. ROBSON (1993), "A Dynamic Model of Investment and Endogenous Growth", *Scandinavian Journal of Economics*, vol. 95, pp. 445-466.
- KUAN, C.M. y H. WHITE (1994), "Artificial Neural Networks: an Econometric Perspective", *Econometric Reviews*, vol. 13, pp. 1-91.
- LABAN, R. y F. LARRAIN (1994), "The Chilean Experience with Capital Mobility", en B. Bosworth, R. Dornbusch and R. Labán (eds). *The Chilean Economy: Lessons and Challenges*. The Brookings Institution.
- LEE, T.H.; H. WHITE, y C.W.J. GRANGER (1993), "Testing for Nonlinearities in Time Series Models. A Comparison of Neural Network Methods and Alternative Methods", *Journal of Econometrics*, vol. 56, pp. 269-290.
- LEON, J. y R. SOTO (1994), "Testing for Unit-Roots under Structural Breaks: a Montecarlo Investigation", mimeo.
- MARSHALL, J. y K. SCHMIDT-HEBBEL (1991), "Macroeconomics of Fiscal Deficits: The case of Chile", *Working Papers Series #696*, The World Bank.
- MARTNER, R., D. TITELMANN y A. UTHOFF (1994), "Componentes Internos y Externos de la Inflación en Chile: Un Enfoque de Cointegración", en F. Morandé y F. Rosende (eds.). *Análisis Empírico de la Inflación en Chile*. Universidad Católica de Chile -ILADES-Georgetown University.
- MORANDE, F. (1988): "Domestic Currency Appreciation and Foreign Capital Inflows: What Comes First? Chile, 1977-1982", *Journal of International Money and Finance*, vol. 7, pp. 447-466.
- MORANDE, F. y K. SCHMIDT-HEBBEL (1988), *Del Auge a la Crisis de 1982. Ensayos sobre liberalización financiera y*

- endeudamiento en Chile*, IIMC/ILADES-Georgetown University, Santiago, Chile.
- NELSON, C. y C. PLOSSER (1982), "Trends and Random Walks in Macroeconomic Time Series. Some Evidence and Implications, *Journal of Monetary Economics*, vol. 10, pp. 139-162.
- OLEKALNS, N. (1994), "Testing for Unit Roots in Seasonally Adjusted Data", *Economic Letters*, vol. 45, pp. 273-279.
- QUIROZ, J. y R. CHUMACERO (1993), "Trade Reform and the Real Exchange Rate: a Stochastic Equilibrium Model", mimeo, The World Bank.
- RODRÍGUEZ, C. A. (1989), "Macroeconomic Policies for Structural Adjustment," *Working Papers Series #247*, The World Bank.
- ROSENTHAL, GERT (1993), "Treinta Años de Integración en América Latina: Un Examen Crítico", *Estudios Internacionales*, vol. 26, No 101.
- SALTER, W. (1959), "Internal and External Balance: The Role of Price and Expenditure Effects", *The Economic Record*, vol. 35, pp. 226-238.
- SCHMIDT-HEBBEL, K. y L. SERVÉN (1994), "Dynamic Response to External Shocks in Classical and Keynesian Economies", en D. Currie y D. Vines (eds.) *North-South Linkages and International Macroeconomic Policy*, Cambridge University Press (forthcoming).
- SOTO, R. (1995), "Non-Linearities in the Demand for Money: a Neural Network Approach", mimeo, Georgetown University.
- STINCHCOMBE, M. y H. WHITE (1991), "Using Feedforward Network to Distinguish Multivariate Populations", Discussion Paper, University of California, San Diego.
- TONG, H. (1990), *Non-Linear Time Series: A Dynamical System Approach*, Oxford University Press.
- TSAY, R.S. (1994), "Testing and Modelling Threshold Autoregressive Processes", *Journal of American Statistical Association*, vol. 84, pp. 231-240.
- WILLIAMSON, J. (1994), *Estimating Equilibrium Exchange Rates*, Institute for International Economics, Washington, DC.
- WORLD BANK (1995), *The Dominican Republic. Growth with Equity: An Agenda for Reform*. Country Operations Division. Latin America and the Caribbean. Report No. 13619-DO.

DETERMINANTES DEL TIPO DE CAMBIO REAL

José De Gregorio*

I. INTRODUCCION

La experiencia chilena en materia cambiaria ha sido muy variada. El gráfico 1 muestra las significativas fluctuaciones del tipo de cambio real durante más de 30 años, y cómo se ha pasado de períodos de apreciación a períodos de depreciación pronunciada. Cabe recordar además que las dos últimas oportunidades en que se ha adoptado un esquema de tipo de cambio fijo, a principios de los sesenta y a fines de los setenta, la economía ha sufrido crisis de consideración.¹

La recuperación de la economía a la crisis de los ochenta estuvo basada en un fuerte crecimiento de las exportaciones y una notable depreciación del tipo de cambio real.

En años más recientes, la acelerada depreciación de los 80 comenzó a revertirse en los 90. Esto ha llevado, en el plano de la

* Ministerio de Hacienda.

Agradezco la valiosa colaboración de Cristina Betancour y Luis Céspedes y los comentarios de Jorge Quiroz y los participantes en el Segundo Seminario Anual de Macroeconomía. Las opiniones vertidas en este trabajo así como cualquier error son de mi exclusiva responsabilidad.

investigación, a la realización de importantes esfuerzos por analizar empíricamente los determinantes del tipo de cambio real.² En la discusión pública el tema se ha centrado en la capacidad, oportunidad y herramientas, para afectar la evolución del tipo de cambio real. Así, por ejemplo, se discute la responsabilidad de la política fiscal, los controles a la cuenta de capitales y los potenciales efectos de una modificación a la política arancelaria.

Para comenzar es bueno revisar qué nos enseña la teoría económica respecto de los determinantes del tipo de cambio real. El tipo de cambio real representa el precio relativo entre los bienes de dos países y la primera explicación para dicha relación es la teoría de la paridad del poder de compra (PPP), propuesta originalmente por Cassel (1922). Ella predice que los niveles de precios entre dos países deberían ser, expresados en la misma moneda, iguales, o dicho de otro modo, el tipo de cambio nominal entre dos monedas debería tender a igualar los niveles de precios.³ La mayor parte de la evidencia tiende a rechazar la PPP, aunque usando datos para períodos de entre cien y doscientos años para países desarrollados se encuentra que hay cierta tendencia a la PPP, pero esta convergencia ocurre a tasas muy lentas. En consecuencia, en plazos razonables se puede concluir que la PPP no se cumple.

Una de las explicaciones más importantes para las desviaciones de la PPP, y por lo tanto de la constancia del tipo de cambio real, es la existencia de bienes no comerciables internacionalmente y que, en consecuencia, pueden tener diferentes precios entre países. Treinta años atrás, Balassa (1964) y Samuelson (1964) argumentaron que en una economía con bienes no transables lo que explica las diferencias de precios entre países son los diferenciales en productividad. Estos diferenciales de productividad resultan en diferencias en los precios de los bienes no transables y los salarios. De este modo, la hipótesis de Balassa-Samuelson explica apreciaciones del tipo de cambio real como aumentos en la productividad en el país que se aprecia con respecto a la productividad del país que se deprecia. Más específicamente, esta hipótesis hace hincapié en los diferenciales de productividad en la producción de bienes transables con respecto a la de los bienes no transables.

Los importantes cambios de productividad en la economía chilena en los últimos años, en particular los notables aumentos registrados en la última década, sugieren que ellos podrían ser un determinante fundamental de la evolución del tipo de cambio real. Sin embargo, en ninguno de los trabajos mencionados anterior-

mente (ver nota 2) se considera a la productividad como determinante del tipo de cambio real. Esta es la principal motivación para este trabajo: contribuir a enfatizar el rol de la productividad en la determinación del tipo de cambio. De hecho, en este trabajo se encuentra evidencia que sugiere que tanto a nivel internacional como en Chile – con la necesaria cautela que se debería tener en el análisis empírico para Chile donde los períodos son relativamente cortos y sujetos a enormes cambios estructurales– los diferenciales de productividad son importantes en la evolución del tipo de cambio real.⁴

Lo que sí ha recibido, tal vez exagerada, atención en la literatura empírica es el impacto de la política fiscal sobre el tipo de cambio real. Este trabajo también pretende analizar este tema. Adelantándose a los resultados, y de acuerdo a las predicciones teóricas, se encuentra, en línea con los resultados de Arrau, Quiroz y Chumacero (1992), que el gasto de gobierno –dada su evolución y la magnitud de los parámetros– ha tenido un bajo impacto sobre la evolución del tipo de cambio real.

Este trabajo prosigue con tres secciones en que se discuten algunos elementos teóricos. La sección II discute el rol de cambios en la demanda sobre el tipo de cambio real asumiendo la producción constante. La sección III discute el modelo de Balassa-Samuelson, asumiendo perfecta movilidad de factores entre países y entre sectores. Después, en la sección IV, se extiende el modelo asumiendo que el capital se ajusta lentamente hacia la igualación de tasas de interés internacionales, y en consecuencia, durante la transición, elementos de demanda y de oferta afectan al tipo de cambio real. En las secciones V y VI se presenta evidencia para una muestra de más de 70 países y para Chile, respectivamente. Finalmente, la sección VII contiene las conclusiones y discute algunas áreas que requieren de mayor investigación.

II. TIPO DE CAMBIO REAL Y DEMANDA: LA ECONOMIA SIN PRODUCCION

En esta sección se presenta un modelo intertemporal de una economía pequeña y abierta habitada por un consumidor representativo que maximiza la siguiente función de utilidad:

$$\max \int_0^{\infty} \frac{c_t^{1-\sigma}}{1-\sigma} e^{-\rho t} dt \equiv \int_0^{\infty} \frac{(c_t^T \theta c_t^N)^{1-\sigma}}{1-\sigma} e^{-\rho t} dt, \quad (1)$$

donde c_t^T y c_t^N representan el consumo de bienes transables y no transables en el instante t , respectivamente, y c_t un compuesto de ambos bienes, "consumo agregado". El resto de la notación es estándar. p se usa para denotar el precio relativo de los bienes no transables (P^N/P^T), esto es, el tipo de cambio real. Si consideramos que el individuo recibe un flujo de bienes transables y no transables de y^T e y^N , respectivamente, y se puede endeudar y pedir prestado internacionalmente a una tasa r , en términos de transables, su restricción presupuestaria será:

$$c_t^T + p_t c_t^N + \dot{b}_t = y_t^T + p_t y_t^N + r b_t \quad (2)$$

Donde b es su stock de activos internacionales y \dot{b} su variación en el tiempo.

El problema de optimización es bastante tradicional y tiene por solución las siguientes condiciones (para simplificar la notación se eliminará el subíndice t y se usará " \hat{x} " para denotar tasa de crecimiento de x : \dot{x}/x):

$$\frac{(1-\theta)c^T}{\theta c^N} = p, \quad (3)$$

$$\hat{c} = \frac{1}{\sigma} [r - (1-\theta)\hat{p} - \rho]. \quad (4)$$

La primera ecuación es la relación intratemporal entre el consumo de bienes transables y el de no transables, que no es más que la condición de que la participación del gasto en bienes transables en el gasto total es igual a θ . Nótese que esta ecuación se puede escribir como:

$$\hat{c}^T - \hat{c}^N = \hat{p}. \quad (5)$$

Cabe destacar que esta ecuación indica que si se produce una apreciación de tendencia del tipo de cambio real ($\hat{p} > 0$), el consumo de bienes transables crecerá permanentemente más rápido que el de bienes no transables para mantener la composición del gasto constante. Finalmente, la ecuación (4) muestra la evolución intertemporal del consumo y destaca el hecho de que la tasa de interés real relevante para las decisiones de consumo debe ser ajustada por la evolución del tipo de cambio real (Dornbusch, 1983).

Consideremos ahora un gobierno que tiene un flujo de gastos g en bienes no transables, el cual es financiado con un impuesto de suma alzada sobre la base de un presupuesto equilibrado.⁵ En consecuencia, el equilibrio en el mercado de bienes no transables implica:

$$c^N + g = y^N \quad (6)$$

Finalmente reemplazando (6) en la condición (3) llegamos a:

$$\frac{(1 - \theta)c^T}{\theta(y^N - g)} = p \quad (7)$$

Esta ecuación en conjunto con (4) nos permiten concluir que un aumento en el gasto de gobierno produce una apreciación en el tipo de cambio real, por cuanto aumenta la demanda por bienes no transables y, en la medida que no hay ajuste de oferta, el aumento de la demanda se traduce en un aumento del precio relativo de los bienes no transables. Sin embargo, se debe destacar que el gasto de gobierno afecta el precio relativo de los bienes no transables en la medida que éste se concentre en bienes no transables. Este cambio no anticipado y permanente no tiene efectos sobre la cuenta corriente.

Previo al análisis empírico y para evaluar cuantitativamente las implicancias de este modelo se puede hacer un cálculo sencillo usando la ecuación (7). Primero, consideremos que la mitad de la producción y consumo privado es en bienes no transables. Por otra parte, asumamos que el gasto de gobierno es un 24% del PIB, pero un 75% de él es en bienes no transables, lo que implicaría que g en la ecuación (7) es un 12% del PIB.⁶ Usando (7) se puede concluir que un aumento de 1 punto del PIB del gasto de gobierno en bienes no transables, implicaría un 2,7% de apreciación real. Como veremos más adelante, la magnitud empírica de este parámetro es menor. Si el porcentaje de gasto es 10% ó 20%, el impacto de un aumento de un punto porcentual implicaría una apreciación de 2,5% y 3,3%, respectivamente. Es importante, finalmente, destacar que un aumento de un punto del producto requiere que el gasto del gobierno crezca 8 puntos porcentuales por sobre el crecimiento del PIB, lo que sugiere que cualquier impacto de esta magnitud se da al menos en 2 a 3 años.

III. EL MODELO DE BALASSA-SAMUELSON: AJUSTE EN LA PRODUCCION

El modelo de la sección anterior considera la producción exógena y por lo tanto se concentra exclusivamente en los elementos de demanda detrás del tipo de cambio real. Esto puede ser un supuesto razonable en el muy corto plazo, pero ignora un elemento fundamental del ajuste y son las condiciones de oferta y los movimientos de factores entre sectores y entre países.

Balassa (1964) y Samuelson (1964) formalizaron la idea de que los tipos de cambio reales, o las diferencias en los niveles de precios entre países, dependen de los diferenciales de productividad entre los sectores transables y no transables.⁷ Basados en la hipótesis que los diferenciales de productividad internacionales se dan más en el sector de bienes transables, esta teoría se puede interpretar también enfatizando que los diferenciales de productividad entre países son los que explican los tipos de cambio reales.⁸

Para ilustrar la proposición de Balassa-Samuelson considere las siguientes funciones de producción en los sectores de bienes transables y no transables:

$$y^T = \theta^T t^{\alpha^T} k^{1-\alpha^T}, \quad (8)$$

$$y^N = \theta^N t^{\alpha^N} k^{1-\alpha^N}, \quad (9)$$

Bajo el supuesto de competencia perfecta en los mercados de bienes, los precios en cada sector (expresados en términos de bienes transables) son:

$$1 = \frac{1}{\theta^T} w^{\alpha^T} r^{1-\alpha^T} \alpha^{\alpha^T} (1 - \alpha^T)^{-(1-\alpha^T)}, \quad (10)$$

$$p = \frac{1}{\theta^N} w^{\alpha^N} r^{1-\alpha^N} \alpha^{\alpha^N} (1 - \alpha^N)^{-(1-\alpha^N)}, \quad (11)$$

donde w es el costo unitario del trabajo y r el costo de uso del capital, ambos expresados en términos de bienes transables. Considere ahora una economía pequeña y abierta al exterior, con perfecta movilidad de capitales, donde la ley de un solo precio se cumple para los bienes no transables. La movilidad perfecta de capitales asegura que r es igual a la tasa de interés internacional.

Dado r , la ecuación (10) determina el salario. Dado ambos, w y r , la ecuación (11) determina el precio relativo de los bienes no transables. Por lo tanto, bajo los supuestos de economía pequeña y abierta, con perfecta movilidad de capitales, *el tipo de cambio real es determinado exclusivamente por las condiciones tecnológicas, independiente de las condiciones de demanda.*

Derivando logarítmicamente las ecuaciones de precios y calculando su diferencia, se llega a:

$$\hat{p} = \hat{\theta}^T - \hat{\theta}^N + (\alpha^N - \alpha^T)\hat{w} \quad (12)$$

Luego, diferenciando (10) y sustituyéndolo en (12) se obtiene la siguiente expresión para la evolución intertemporal del tipo de cambio real:⁹

$$\hat{p} = \frac{\alpha^N}{\alpha^T} \hat{\theta}^T - \hat{\theta}^N \quad (13)$$

La intuición para la relación positiva entre el crecimiento de la productividad en el sector de bienes transables y el precio relativo de los bienes no transables es directa. Suponga que hay un aumento en la productividad de los bienes transables (θ^T) con la productividad en el sector de bienes no transables constante. Dada la tasa de interés mundial r y la ley de un solo precio, el aumento de la productividad es compensado por un aumento de los salarios reales que mantiene el costo marginal de los bienes transables constante, pero aumenta el costo marginal de los bienes no transables, con la consecuente alza en su precio. Por otra parte, un aumento en θ^N con θ^T constante no afecta los salarios (determinados en el sector transable) y, por lo tanto, lleva a una caída en el precio de los no transables.

Los dos modelos ya descritos tienen implicancias distintas respecto de los determinantes del tipo de cambio real. Mientras el de la sección anterior considera la producción fija, el de esta sección considera plena movilidad de factores. Más aún, en la medida que el conocimiento y la productividad se difunden y se tienden a igualar entre países uno esperaría en el muy largo plazo convergencia de precios de bienes no transables y por lo tanto alguna validez de la teoría de paridad del poder de compra (Froot y Rogoff, 1995). En general, uno debería esperar que a mediano plazo tanto factores de oferta como de demanda afecten al tipo de cambio real. Una forma de modelar rigurosamente ambos efectos ha sido elabo-

rada por Rogoff (1992), quien considera un modelo con factores específicos en el cual tanto elementos de demanda como de oferta afectan al tipo de cambio real.

Otro caso, muy pertinente a economías en desarrollo y a la luz de la reciente experiencia de masivas entradas de capitales, es el caso en el cual el stock de capital se ajusta lento hacia su nivel de largo plazo. Esta es la extensión que se discute en la siguiente sección.

IV. AJUSTE GRADUAL DE LA INVERSIÓN

Para simplificar la presentación en esta sección se considera la siguiente especialización de las funciones de producción de la sección anterior:

$$y^T = \theta^T l^{\alpha} k^{T(1-\alpha)}, \quad (14)$$

$$y^N = \theta^N l^N, \quad (15)$$

esto es, hacemos $\alpha^T = \alpha$ y $\alpha^N = 1$.

Se asume además que el stock de capital en el sector de bienes transables crece a una tasa exógena igual a \hat{k}^T , presumiblemente debido a costos de instalación.¹⁰ La idea es capturar el hecho de que el capital se ajusta gradualmente hacia la igualación de las tasas de interés internacionales. Este modelo es útil además para discutir el impacto de los controles de capital en el proceso de ajuste.

Las empresas en el sector de bienes transables demandan trabajo hasta que la productividad marginal del trabajo iguala a su salario real. Esto conduce a la siguiente función de demanda por trabajo:

$$l^T = k^T \left[\frac{w}{\theta^T} \right]^{-1/\alpha}. \quad (16)$$

El equilibrio en el mercado de trabajo (para una oferta dada e igual a \bar{l}) implica:

$$l^N = \bar{l} - k^T \cdot \left[\frac{w}{\theta^T} \right]^{-1/\alpha} \quad (17)$$

Por otra parte, la evolución de la producción de bienes no transables estará dada por:

$$\hat{y}^N = \hat{\theta}^N + \hat{t}^N. \quad (18)$$

Después de reemplazar la diferencial logarítmica de (17), la evolución de y^N se transforma en:

$$\hat{y}^N = \hat{\theta}^N - \frac{t^T}{T^N} \hat{k}^T + \frac{1}{\alpha} \frac{t^T}{T^N} \hat{w} - \frac{1}{\alpha} \frac{t^T}{T^N} \hat{\theta}^T. \quad (19)$$

El equilibrio, que debe ocurrir en todo momento, en el mercado de bienes no transables implica que y^N debe crecer a la misma tasa que el consumo total de bienes no transables. Si el gobierno demanda una fracción ψ de bienes no transables, entonces \hat{y}^N es igual a $\psi \hat{c}^N + (1-\psi)\hat{g}$. Para la tasa de crecimiento del consumo podemos usar los resultados de la sección 2. Asumiendo que la utilidad es logarítmica y el factor de descuento (ρ) es igual a la tasa de interés internacional (r), se tiene que $\hat{c}^N = -\hat{p}$. Finalmente, dada la linealidad de la función de producción en el sector de bienes no transables, tendremos que $\hat{w} = \hat{p} + \hat{\theta}^N$. Entonces, (19) se puede escribir como:

$$\hat{p} = \frac{1}{\psi} \frac{\eta}{1+\eta} \hat{\theta}^T - \frac{1}{\psi} \hat{\theta}^N + \frac{\alpha\eta}{\psi} \hat{k}^T + \frac{1-\psi}{\psi} \hat{g} \quad (20)$$

donde:

$$\eta = \frac{\lambda}{\alpha(1-\lambda)} \text{ y } \lambda = \frac{t^T}{t} \quad (21)$$

Los efectos de la productividad sobre el precio de los bienes no transables en la ecuación (20) son los mismos que en el modelo de Balassa-Samuelson, con la salvedad de que los coeficientes ahora dependen del empleo relativo en los sectores transables y no transables, así como la participación del gasto de gobierno.

Lo interesante a notar de (20) es que el gasto de gobierno tiene efectos sobre el tipo de cambio real. La razón es que los cambios de demanda no son plenamente absorbidos por cambios en la producción, a través de movilidad de trabajo y capital, y por lo tanto se generan cambios en el precio relativo de los bienes no transables.

La ecuación (20) también indica que el aumento gradual del stock de capital en el sector de bienes transables genera una apreciación del tipo de cambio real. La razón es simplemente que un aumento en k^T aumenta la productividad marginal del trabajo y por lo tanto los salarios, con lo cual también se encarecen los bienes no transables. Esto no ocurre cuando hay perfecta movilidad de capitales porque k^T (por unidad de trabajo) se ajusta instantá-

neamente a un nivel tal que la productividad del capital es igual a la tasa de interés internacional y los salarios reales sólo cambian cuando θ^T cambia.

Nótese que de acuerdo a la ecuación (20) la productividad total de los factores así como la tasa de aumento de capital afectan p . Más aún si asumimos que η es relativamente bajo, podemos aproximar los términos en $\hat{\theta}^T$ y \hat{k}^T a $\epsilon(\hat{\theta}^T - \alpha\hat{k}^T)$, donde el término entre paréntesis, ignorando aumentos de empleo, es el crecimiento de la productividad media del trabajo en el sector transables, lo que justificaría el uso de productividad media en vez de la productividad total de los factores en un análisis empírico.¹¹

Se ha asumido que \hat{k}^T es exógeno, pero es razonable pensar que depende, entre otras cosas, de los diferenciales de tasa de interés internacionales, y, por lo tanto, de impuestos que existan al flujo de capitales. Así, controles de capitales, como los existentes en Chile, reducirían \hat{k}^T y en consecuencia reducirían la tasa de apreciación real. Las implicancias desde el punto de vista de bienestar dependerán de las distorsiones que se trataría de evitar con ellos.

V. EVIDENCIA INTERNACIONAL

Balassa (1964) fue el primero en mostrar que hay una correlación positiva entre el nivel de precios de un país y su nivel de ingreso per cápita. Posteriormente, hubo una serie de trabajos revisando esta evidencia y mostrando que los resultados no eran robustos. Uno de los principales inconvenientes era la calidad de los datos. No fue sino hasta que datos comparables internacionalmente como los de ICP de Naciones Unidas estuvieron disponibles que se pudo hacer una evaluación de corte transversal más precisa sobre las hipótesis de Balassa-Samuelson y los efectos de la productividad sobre la evolución del tipo de cambio real.¹²

En esta sección se presenta evidencia internacional, para un conjunto de 78 países descritos en Barro y Lee (1994), sobre los efectos de productividad y demanda en los tipos de cambio reales y niveles de precios entre países.¹³ Para eso se usan los datos de índices de precios (en dólares) de Summers y Heston (1991, versión 5.5) y se estima la siguiente regresión:

$$\log(p_i) = a_0 + a_1 \log(q_i) + a_2 g_i, \quad (22)$$

donde p_i es el nivel de precios de un país i , q_i es un indicador de productividad, y g_i el gasto de gobierno como porcentaje del PIB.¹⁴

La ecuación (22) se estimó en corte transversal para 1960 y para 1990. También se estimó en diferencias para ambos períodos.

Se usan varios indicadores de productividad. El primero, y más estándar, es la productividad media (producto por trabajador). También se presenta evidencia usando mediciones del crecimiento de la productividad total de los factores de Nehru y Dhahreshwar (1994) para el período 1960-90.¹⁵ Como estos datos se refieren al crecimiento durante el período y no a sus niveles, sólo se pudo usar productividad de los factores cuando la regresión se estimó para las diferencias entre 1960 y 1990.

Antes de presentar los resultados, en el gráfico 1 se observa la correlación entre los niveles de precios y el nivel del producto por unidad de empleo para los años 1960 y 1990. En ellos se puede ver que la correlación positiva en 1960 es más débil que en 1990. Otra forma de ver la evidencia es preguntarse si los países que crecen más son también los países en los cuales su nivel de precios crece más rápido, i.e., sufren una apreciación mayor. El gráfico 2 presenta esta evidencia. Aunque débil, se observa también una correlación positiva. Similares gráficos se pueden hacer para observar la correlación parcial entre niveles de precios y gasto de gobierno. Estos gráficos, no presentados, muestran que no hay relación entre la participación del gasto del gobierno en el PIB y el nivel de precios.

Los resultados se presentan en el cuadro 1. Hay varios resultados que conviene destacar. En primer lugar, en todas las regresiones las medidas de productividad aparecen significativas y con el signo correcto. Se ve, sin embargo, una diferencia entre las regresiones 1.1 y 1.2 y el resto. En estas dos regresiones el coeficiente es del orden de 0,15, mientras en el resto está en un rango entre 0,4 y 0,5. Esto es, por cada punto de crecimiento habría una apreciación de aproximadamente medio por ciento. En términos generales, se puede afirmar que las regresiones indican que por cada punto de crecimiento de la productividad por sobre el promedio del mundo el tipo de cambio real se apreciaría un medio por ciento. La razón por la cual los parámetros en las regresiones 1.1 y 1.2 son menores puede ser que en 1960 la economía internacional estaba menos integrada en términos financieros y de comercio. Nótese también que los R^2 's de 1.1 y 1.2 son muy inferiores a los de 1.3 y 1.4. Naturalmente, las regresiones que miden las diferencias entre 1960

CUADRO 1
TIPO DE CAMBIO REAL, PRODUCTIVIDAD Y GASTO DE GOBIERNO

Reg. No.	Constante	Producto por trabajador	Gasto de Gobierno	R ²	No. obs.
Corte transversal 1960					
1.1	2,870 (7,96)	0,141 (3,38)		0,14	74
1.2	2,790 (6,34)	0,147 (3,21)	0,204 (0,32)	0,14	74
Corte transversal 1990					
1.3	-0,503 (-1,03)	0,500 (9,68)		0,61	63
1.4	-1,063 (-1,51)	0,542 (8,44)	1,08 (1,10)	0,61	63
Diferencias 1990-1960					
1.5	0,931 (-7,00)	0,471 (2,64)		0,10	62
1.6	1,018 (7,14)	0,376 (2,02)	-2,4 (-1,58)	0,14	62
Diferencias 1990-1960-otras medidas de productividad					
1.7 ^a	1,090 (10,26)	0,401 (1,84)		0,06	60
1.8 ^b	1,039 (8,74)	0,401 (2,10)		0,08	60

Estadísticos t entre paréntesis.

a Usa productividad total de los factores sin ajuste por capital humano.

b Usa productividad total de los factores con ajuste por capital humano.

y 1990 tienen un ajuste inferior, pero el valor de los parámetros de productividad son estables.

Con respecto al gasto del gobierno los resultados de 1.1 a 1.4 muestran que un aumento del gasto puede producir una apreciación real, pero el resultado no es significativo. Sólo en la regresión 1.6 aparece un resultado significativo, pero con el signo opuesto. En las regresiones 1.7 y 1.8 se excluyó la variable gasto de gobierno porque no era significativa. Por último, los coeficientes de los indicadores de productividad no cambian cuando g está o no incluida.

VI. EVIDENCIA PARA CHILE

Como se señalara en la introducción, en años recientes ha habido activo interés en analizar los determinantes del tipo de cambio real en Chile. Sin embargo, los efectos del crecimiento de la productividad, una de las variables que a nivel teórico y en la evidencia internacional es identificada como uno de los determinantes más importantes, no han sido, hasta ahora, incorporados explícitamente. Presentar evidencia sobre este efecto es el principal propósito de esta sección.

De más está describir la evolución de la economía chilena en los últimos 15 años, pero la inestabilidad y las particularidades de dicho período ponen en duda cualquier esfuerzo de tratar de estimar "relaciones de largo plazo". Por este motivo, la aproximación aquí es más bien práctica, y el esfuerzo se centra en ver correlaciones gruesas y cómo se contrastan con las predicciones de la teoría.

Se estima una ecuación básicamente igual a (22),¹⁶ donde, como indicador de p se usa el tipo de cambio real calculado por el Banco Central de Chile en sus dos versiones: el que incluye a todos los principales socios comerciales y el que excluye a los países latinoamericanos. Se construye un índice de diferencial de productividad como la diferencia del logaritmo de la productividad media del trabajo en Chile y en los Estados Unidos. Para gasto de gobierno se usa el gasto corriente de gobierno ejecutado (calculados por Arellano, 1994) deflactado por el IPC, con respecto al PIB real.

Los resultados se presentan en el cuadro 2. Las regresiones 2.1 y 2.2 muestran que no hay diferencias importantes entre el uso del tipo de cambio real que incluye países latinoamericanos de aquel que no los incluye. Los resultados de las regresiones 2.1 a 2.3 indican que por cada punto porcentual de mayor crecimiento de la productividad en Chile con la de los países industrializados el tipo de cambio se aprecia entre un 1% y un 1,5%. Por su parte, el coeficiente de la variable gasto del gobierno es más inestable, fluctuando, en valor absoluto, en un rango entre 0,4 y 1,6. Como se puede observar, sin embargo, los residuos de las regresiones en niveles para el período 1982:1 a 1994:4 presentan alto grado de autocorrelación. Por esta razón se corrigió por autocorrelación de primer orden y se corrieron las regresiones en primeras diferencias.

Los resultados de las regresiones 2.5-2.7 indican que el coeficiente de productividad se sitúa en un rango de 0,4 a 0,5, más o menos la mitad del obtenido en las regresiones en niveles. En estas

regresiones el coeficiente de gasto de gobierno no es significativo estadísticamente.

Resulta interesante notar que el coeficiente de productividad de 0,4 a 0,5 es muy similar al coeficiente obtenido para las regresiones en la muestra de países de la sección anterior. Como se discutió anteriormente, en caso que la hipótesis de Balassa-Samuelson se cumpliera exactamente, la ecuación (13) establece que el coeficiente debería ser algo mayor que uno, e igual a la razón entre la participación del trabajo en la producción de no transables con respecto a la participación en la de transables. El hecho de que el coeficiente es menor que uno, sugeriría que elementos de demanda también juegan un rol importante en la determinación del tipo de cambio real. Desafortunadamente, la significancia del gasto del gobierno es dudosa.

Los resultados presentados en el cuadro 2 podrían ser poco robustos a la inclusión de otras variables. Más aún la omisión de variables relevantes podría generar sesgos en los estimadores. A este respecto cabe señalar que se agregaron una serie de otras variables: términos de intercambio, aranceles y diferenciales de tasas de interés. Ninguna de ellas resultó ser robusta. La inclusión de estas variables tampoco afectó de manera significativa los resultados del cuadro 2. Esto no significa que las variables no sean relevantes, sino que en el período muestral no se alcanzan a detectar efectos importantes, aunque existe otra evidencia que demuestre la importancia de estas variables. Por ejemplo, evidencia internacional para países de la OECD (De Gregorio y Wolf, 1994) encuentra que un mejoramiento de un 1% en los términos de intercambio induce a una apreciación real de 0,5%.¹⁷ Por último, cabe destacar que las regresiones fueron también estimadas con una serie de rezagos y los resultados no cambian sistemáticamente de los presentados en el cuadro 2.

Otro aspecto que es importante destacar es la inestabilidad de los parámetros a cambios en la muestra. Esto es particularmente relevante en las variables omitidas y en las regresiones en primeras diferencias y las que corrigen por autocorrelación. En las regresiones en niveles, como se ilustra con las regresiones 2.3-2.4, el coeficiente parte sobre 1 para la muestra completa, baja hasta 0,4 a medida que el principio de la muestra se acerca hacia 1987 y después vuelve a subir cerca de 1 en los 90.

En resumen, la evidencia para Chile sugiere la existencia de una relación entre el tipo de cambio real y los aumentos de productivi-

CUADRO 2
TIPO DE CAMBIO REAL: EVIDENCIA PARA CHILE

Reg. No.	Método	Diferencial de Prod.	Gasto de Gobierno	Período	R ²	DW
2.1	MCO	-1,072 (-3,13)	-1,604 (-4,24)	1982:1-94:4	0,31	0,72
2.2 ^a	MCO	-1,477 (-4,85)	-1,356 (-4,21)	1982:1-94:4	0,38	0,71
2.3	MCO	-0,486 (-2,67)	-0,388 (-1,80)	1985:1-94:4	0,16	0,39
2.4	MCO	-1,303 (-3,13)	-0,368 (-4,24)	1990:1-94:4	0,64	1,55
2.5	AR1	-0,351 (-2,14)	-0,096 (-1,39)	1982:1-94:4	0,95	1,75
2.6	Δ^b	-0,467 (-2,56)	-0,082 (-1,11)	1982:1-94:4	0,13	1,54
2.7 ^a	Δ^b	-0,469 (-2,36)	-0,078 (-0,97)	1982:1-94:4	0,11	1,54

Estadísticos t entre paréntesis.

^a Corresponde al tipo de cambio real que excluye países latinoamericanos. En el resto de las regresiones se usa el tipo de cambio real total.

^b Primeras diferencias.

dad. Sin embargo, dados los problemas para encontrar relaciones robustas a cambios de especificación y la dificultad de capturar los efectos de variables que de acuerdo a la teoría deberían ser significativos, los resultados sólo deberían ser considerados tentativos.

VII. CONCLUSIONES Y COMENTARIOS FINALES

La evidencia internacional sugiere que por cada punto de crecimiento de la productividad (por sobre la media) el tipo de cambio real se aprecia aproximadamente medio punto.¹⁸ Para Chile se obtiene una relación similar. La evidencia internacional muestra que la relación productividad/nivel de precios es más fuerte en 1990, y cuando se analiza el cambio entre los años 1960 y 1990 sólo una baja fracción de los cambios en el tipo de cambio real es explicada por los cambios de productividad. Ciertamente hay otros factores que explican la evolución de los tipos de cambio real durante el período. Sería útil controlar por otras características de los países

que pueden explicar la evidencia y a su vez analizar la robustez de la relación entre el nivel de precios de un país y su productividad. Candidatos importantes son el nivel y la evolución del grado de apertura de los países así como la evolución de los términos de intercambio.

La evidencia para Chile sugiere que los cambios de productividad son importantes, aunque aún hay aspectos que mejorar en las estimaciones. Un aspecto que podría contribuir a un mejor entendimiento de la evolución del tipo de cambio real en Chile es la incorporación de elementos asociados al ciclo económico así como la política cambiaria. Estos efectos, presumiblemente transitorios, pueden tener impacto durante largos períodos de tiempo, y por lo tanto resulta difícil poder estimarlos con series de tiempo relativamente cortas. Particularmente importante es la segunda mitad de los ochenta, período caracterizado por una considerable depreciación del tipo de cambio real. En consecuencia, es importante analizar si la evolución de la productividad es suficiente para explicar la depreciación real de dicho período. Ciertamente no hubo retroceso productivo para explicar la persistente depreciación real y debe haber otras explicaciones para dicho comportamiento. Un aspecto importante para introducir al análisis es que previo a la crisis de 1982 el tipo de cambio real estaba claramente (al menos en una evaluación *ex-post*) subvaluado, de manera que las devaluaciones nominales de mediados de los 80 sirvieron para poner en línea el tipo de cambio real, y así evitar la larga espera del ajuste de precios domésticos. A esto se debe agregar que la situación internacional era particularmente negativa para los países en desarrollo, lo que ponía aún más presiones sobre su tipo de cambio. La otra cara de este desajuste se manifestaba en el sector real de la economía, que tenía elevadas tasas de desempleo. Entonces los efectos del tipo de cambio nominal no se traducían en mayor inflación debido a la existencia de capacidad productiva y mano de obra desocupadas.

Apoyados por esta experiencia, se podría pensar que el tipo de cambio nominal afecta al tipo de cambio real cuando éste está fuera de su equilibrio y, por lo tanto, sería interesante estudiar con más detalle este aspecto, así como la interacción de la política cambiaria con el ciclo económico.

Este fenómeno no es particular a Chile y es una constante cuando los tipos de cambio se desajustan. Países como Italia y España después de la crisis del EMS en septiembre de 1992 sufrieron tam-

bién bruscas devaluaciones sin inflación. Entre el segundo trimestre de 1992 y el segundo trimestre de 1994 la lira y la peseta se depreciaron a un promedio anual de 15% y 16%, respectivamente, en relación al dólar. Mientras tanto, la inflación anual fue, durante el mismo período, de un 4,2% en Italia y un 5,6% en España. Cómo incorporar este tipo de efectos en la dinámica de corto y mediano plazo del tipo de cambio es aún una pregunta abierta.

La evidencia con respecto a los efectos del gasto de gobierno sobre el tipo de cambio real es débil. El tema es incluso controvertido a nivel teórico. A este respecto, un reciente artículo en *The Economist* (21 de octubre de 1995, p. 82) ilustra las diferentes visiones sobre el tema:

"The question of whether balancing America's budget would boost or weaken the dollar is causing a lively exchange among economists.

Alan Greenspan, chairman of America's Federal Reserve, recently said that he believes that a substantial cut in America's budget deficit would strengthen the dollar...

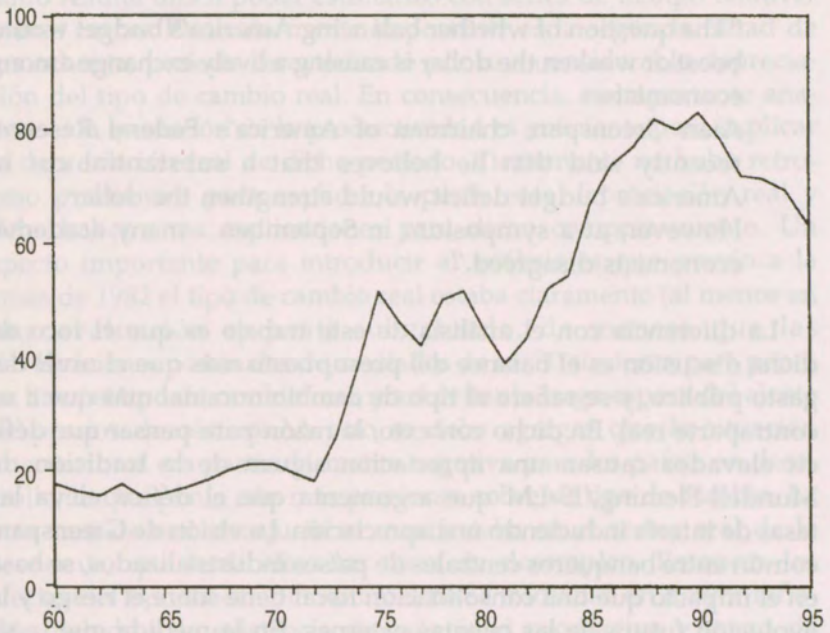
However, at a symposium in September... many academic economists disagreed."

La diferencia con el análisis de este trabajo es que el foco de dicha discusión es el balance del presupuesto más que el nivel del gasto público, y se refiere al tipo de cambio nominal más que a su contraparte real. En dicho contexto, la razón para pensar que déficit elevados causan una apreciación siguen de la tradición de Mundell-Fleming/IS-LM que argumenta que el déficit eleva las tasas de interés induciendo una apreciación. La visión de Greenspan, común entre banqueros centrales de países industrializados, se basa en el impacto que una consolidación fiscal tiene sobre el riesgo y la evolución futura de las cuentas externas. En la medida que la situación fiscal es más sólida, el riesgo país baja y por lo tanto hay presiones para una apreciación. Además, mayor ahorro de gobierno reduce el déficit en la cuenta corriente, requiriendo menor depreciación en el futuro para satisfacer la restricción intertemporal externa.

Los efectos recién descritos, aunque principalmente usados para argumentar sobre el tipo de cambio nominal en el corto plazo, no han sido incorporados explícitamente en el análisis de este trabajo. Sin embargo, la posición más común entre los banqueros centrales

(que la consolidación fiscal produce una apreciación) podría asociarse con el efecto de la productividad sobre el tipo de cambio real. En una economía con problemas presupuestarios, un ajuste fiscal puede resultar en mayor crecimiento de la productividad,¹⁹ y por lo tanto en una apreciación real.

GRAFICO 1
TIPO DE CAMBIO REAL EN CHILE
(en \$ de 1981)



NOTAS

GRAFICO 2
NIVEL DE PRECIOS Y PIB

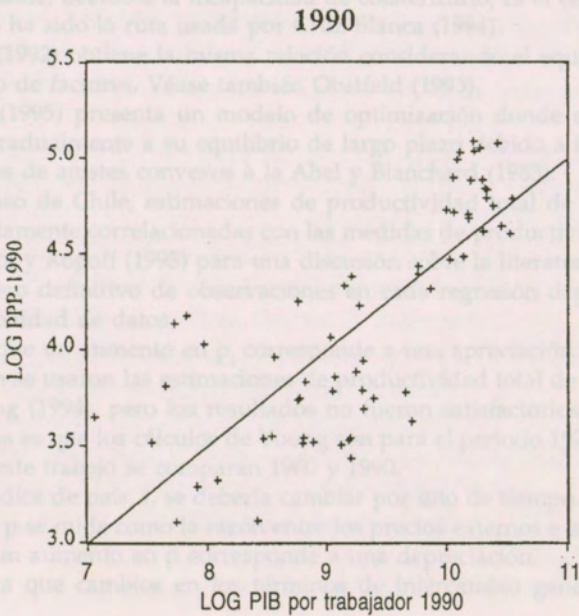
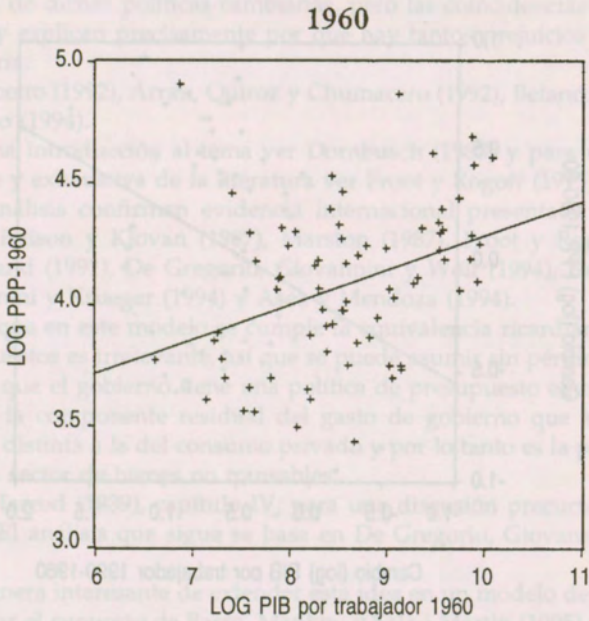
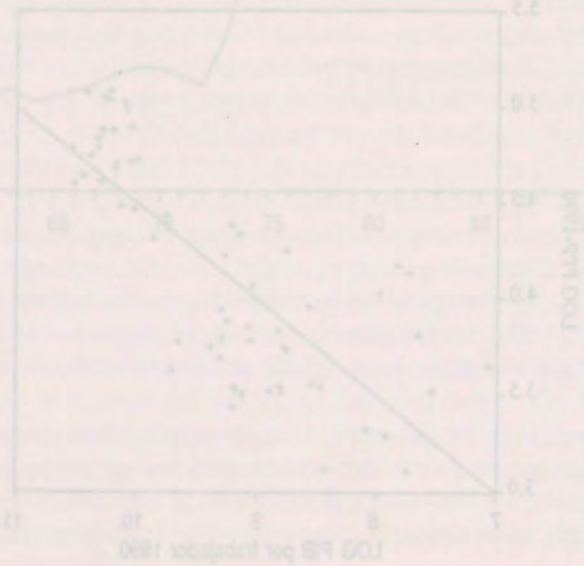
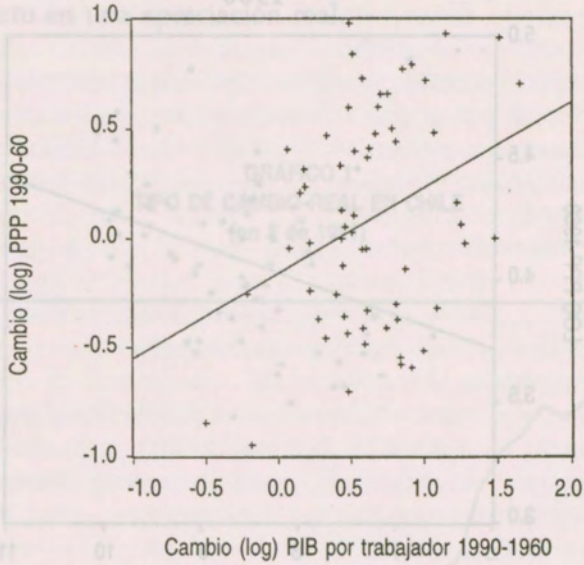


GRAFICO 3
CAMBIO EN EL NIVEL DE PRECIOS
Y CRECIMIENTO 1990-1960



NOTAS

- ¹ Algunos, razonablemente, argumentarán que las crisis no han sido consecuencia de dichas políticas cambiarias, pero las coincidencias son interesantes y explican precisamente por qué hay tantos prejuicios en materia cambiaria.
- ² Ver Repetto (1992), Arrau, Quiroz y Chumacero (1992), Betancour (1992) y Arellano (1994).
- ³ Para una introducción al tema ver Dornbusch (1987) y para un revisión reciente y exhaustiva de la literatura ver Froot y Rogoff (1995).
- ⁴ Estos análisis confirman evidencia internacional presentada por Hsieh (1982), Edison y Klován (1987), Marston (1987), Froot y Rogoff (1991), Bergstrand (1991), De Gregorio, Giovannini y Wolf (1994), De Gregorio, Giovannini y Krueger (1994) y Asea y Mendoza (1994).
- ⁵ Puesto que en este modelo se cumple la equivalencia ricardiana el *timing* de impuestos es irrelevante, así que se puede asumir sin pérdida de generalidad que el gobierno tiene una política de presupuesto equilibrado.
- ⁶ Esta es la componente residual del gasto de gobierno que se gasta de manera distinta a la del consumo privado y por lo tanto es la presión neta sobre el sector de bienes no transables.
- ⁷ Véase Harrod (1939), capítulo IV, para una discusión precursora de este tópico. El análisis que sigue se basa en De Gregorio, Giovannini y Wolf (1994).
- ⁸ Una manera interesante de extender esta idea en un modelo de crecimiento es usar el supuesto de Barro, Mankiw y Sala-i-Martin (1995) que el bien no transable, debido a la incapacidad de colateralizarlo, es el capital humano. Esta ha sido la ruta usada por Cruz Blanca (1994).
- ⁹ Rogoff (1992) obtiene la misma relación considerando el equilibrio en el mercado de factores. Véase también Obstfeld (1993).
- ¹⁰ Roldós (1995) presenta un modelo de optimización donde el capital se ajusta gradualmente a su equilibrio de largo plazo debido a la existencia de costos de ajustes convexos a la Abel y Blanchard (1983).
- ¹¹ En el caso de Chile, estimaciones de productividad total de los factores están altamente correlacionadas con las medidas de productividad media.
- ¹² Ver Froot y Rogoff (1995) para una discusión sobre la literatura existente.
- ¹³ El número definitivo de observaciones en cada regresión depende de la disponibilidad de datos.
- ¹⁴ Nótese que un aumento en p_i corresponde a una apreciación real.
- ¹⁵ También se usaron las estimaciones de productividad total de los factores de Young (1994), pero los resultados no fueron satisfactorios. Tal vez el problema es que los cálculos de Young son para el período 1970-85, mientras en este trabajo se comparan 1960 y 1990.
- ¹⁶ El subíndice de país, i , se debería cambiar por uno de tiempo. Además la variable p se mide como la razón entre los precios externos e internos, por lo cual un aumento en p corresponde a una depreciación.
- ¹⁷ Debido a que cambios en los términos de intercambio generan efectos

sustitución e ingreso, el efecto es a priori incierto. Los resultados empíricos de De Gregorio y Wolf (1994) sugieren que el efecto ingreso es el dominante.

- ¹⁸ De Gregorio, Giovannini y Wolf (1994) encuentran un coeficiente en torno a 0,25 para el diferencial de la productividad total de los factores en ambos sectores. La variable dependiente es el precio relativo de los bienes no transables con respecto a los transables en una muestra de 14 países de la OECD.
- ¹⁹ Así como literatura en el área de crecimiento lo confirma. Ver Easterly y Rebelo (1993) para mayores detalles al respecto.

REFERENCIAS

- ABEL, A. y O. BLANCHARD (1983), "An Intertemporal Model of Saving and Investment", *Econometrica*, 51: 675-92.
- ARELLANO, S. (1994), "Efecto del Gasto Fiscal sobre el Tipo de Cambio Real: Un Modelo para Chile", Seminario de Título de Economía, Universidad Católica.
- ARRAU, P., J. QUIROZ y R. CHUMACERO (1992), "Ahorro Fiscal y Tipo de Cambio Real", *Cuaderno de Economía*, 29: 349-386.
- ASEA, P.K. y E. MENDOZA (1994), "The Balassa-Samuelson Model: A General Equilibrium Appraisal", *Review of International Economics*, 2: 244-267.
- BALASSA, B. (1964), "The Purchasing-Power-Parity Doctrine: A Reappraisal", *Journal of Political Economy*, 72: 584-96.
- BARRO, R. y J.W. LEE (1994), "Sources of Economic Growth", *Carnegie Rochester Conference Series on Public Policy* 40: 1-46.
- BARRO, R., G. MANKIW, y X. SALA-I-MARTIN (1994), "Capital Mobility in Neoclassical Models of Growth", *American Economic Review*, 84: 103-115.
- BERGSTRAND, J. (1991), "Structural Determinants of the Real Exchange Rates and National Price Levels", *American Economic Review*, 81: 325-334.
- BETANCOUR, C. (1992), "Tipo de Cambio Real y su Relación con el Gasto Fiscal", Seminario de Título de Economía, Universidad Católica.
- CASSEL, G. (1922), *Money and Foreign Exchange after 1914*, New York: McMillan.

- CRUZ BLANCA (1994), "Crecimiento, Capital Humano y Tipo de Cambio Real," mimeo.
- DE GREGORIO, J., A. GIOVANNINI y T. KRUEGER (1993), "The Behavior of Nontradable Goods in Europe: Evidence and Interpretation", *Review of International Economics*, 2: 284-305.
- DE GREGORIO, J., A. GIOVANNINI y H. WOLF (1993), "International Evidence on Tradables and Nontradables Inflation", *European Economic Review*, 38: 1225-1244.
- DE GREGORIO, J. y H. WOLF (1994), "Terms of Trade, Productivity, and the Real Exchange Rate", NBER Working Paper No. 4807.
- DORNBUSCH, R. (1983), "Real Interest Rates, Home Goods, and Optimal External Borrowing", *Journal of Political Economy*, 91 (February): 141-153.
- DORNBUSCH, R. (1987), "Purchasing Power Parity", en Eatwell, Migare y Newman (eds.), *The New Palgrave Dictionary*, Stockton Press: New York.
- EASTERLY, W. y S. REBELO (1993), "Fiscal Policies and Economic Growth: An Empirical Investigation", *Journal of Monetary Economics*, 32: 417-458.
- EDISON, H. y J.T. KLOVAN (1987), "A Quantitative Reassessment of the Purchasing Power Parity Hypothesis: Evidence from Norway and the United Kingdom", *Journal of Applied Econometrics*, 2: 309-333.
- FROOT, K. y K. ROGOFF (1991), "The EMS, the EMU and the Transition to a Common Currency", *NBER Macroeconomics Annual 1991*, Vol 6: 269-317.
- FROOT, K. y K. ROGOFF (1994), "Perspectives on PPP and Long-Run Real Exchange Rates", NBER Working Paper No. 4952.
- HARROD, R. (1939), *International Economics*, Cambridge, U.K.: Cambridge University Press.
- HSIEH, D. (1982), "The Determination of the Real Exchange Rate: The Productivity Approach", *Journal of International Economics*, 12: 355-362.
- MARSTON, R. (1987), "Real Exchange Rates and Productivity Growth in the United States and Japan"; en S. Arndt y D. Richardson (eds.) *Real-Financial*

- Linkages Among Open Economies*, Cambridge, MIT Press.
- NEHRU, V. y A. DHARESHWAR (1994), "New estimates of Total Factor Productivity Growth for Developing and Industrial Countries", mimeo, Banco Mundial.
- OBSTFELD, M. (1993), "Modeling Trending Real Exchange Rates", Center for International and Development Economics Research, University of California at Berkeley, Working Paper No. C93-011.
- QUIROZ, J. y M. CABEZAS (1994), "Reform, Agriculture, and Migration in Chile: A Calibration Exercise", presentado al 7th Annual Inter-American on Economics, NBER.
- REPETTO, A. (1992), "Determinantes de Largo Plazo del Tipo de Cambio Real: Aplicación al caso Chileno (1960-1990)", *Colección Estudios CIEPLAN* 36: 67-98.
- ROGOFF, K. (1992), "Traded Goods Consumption Smoothing and the Random Walk Behavior of the Real Exchange Rate", NBER Working Paper No. 4119.
- ROLDOS, J. (1995), "Supply-Side Effects of Disinflation Programs", *IMF Staff Papers*, 42: 158-183.
- SAMUELSON, P. (1964), "Theoretical Notes on Trade Problems", *Review of Economic and Statistics*, 46: 145-154.
- SUMMERS, R. and A. HESTON (1991), "The Penn World Table (Mark V): An Extended Set of International Comparisons, 1950-1988", *Quarterly Journal of Economics*, 104: 327-368.
- YOUNG, A. (1994), "Lessons from the East Asian NICs: A Contrarian View", *European Economic Review*, 38: 964-973.

AJUSTE FISCAL Y TIPO DE CAMBIO BAJO EXPECTATIVAS RACIONALES EN CHILE

Klaus Schmidt-Hebbel*
Luis Servén**

I. INTRODUCCION

Durante las dos últimas décadas, Chile ha adoptado una senda de continua estabilización en la cual el ajuste fiscal y la reducción del tamaño del Estado han sido elementos centrales.¹ Este trabajo cuantifica el impacto de una reducción simultánea del gasto fiscal y de los impuestos sobre el equilibrio macroeconómico, en general, y sobre el tipo de cambio real, en particular. Dicha cuantificación se basa en simulaciones realizadas con un modelo macroeconómico dinámico de equilibrio general, para una economía abierta con comportamiento microfundado de expectativas racionales y calibrado a la economía chilena.

* Banco Central de Chile y Banco Mundial.

** Banco Mundial.

Agradecemos a Peter Montiel sus excelentes comentarios y sugerencias que hiciera a un borrador preliminar de este trabajo. También queremos agradecer los comentarios de Juan Braun, Raimundo Soto y los asistentes al Seminario Análisis Empírico del Tipo de Cambio en Chile (Viña Santa Rita, noviembre de 1995) y a un seminario del Banco Central de Chile (Santiago, junio de 1996). Estamos en deuda con Douglas Smith y Claudio Soto, quienes prestaron excelente asistencia de investigación y edición a la realización de este trabajo.

Un ajuste fiscal puede afectar al tipo de cambio real (TCR) a través de cinco mecanismos, los que se identifican a continuación. Cuatro de ellos operan principalmente a través del mercado de bienes, en tanto que el quinto opera a través del mercado de activos.² Para simplificar, consideremos un ajuste fiscal definido como una reducción del gasto de consumo del gobierno. En cada uno de los casos presentados más adelante, evidentemente será de importancia si la disminución del consumo público va acompañada de una equivalente reducción en los impuestos, o si conduce a un mayor superávit público, así como si el ajuste es considerado por el sector privado como transitorio o permanente.

(i) Tanto en el modelo de Mundell-Fleming como en el de Salter-Swan-Corden-Dornbusch, una reducción del gasto público conduce a una menor demanda agregada y a una depreciación del tipo de cambio real. Sólo en un escenario que satisfaga la condición de equivalencia ricardiana, una reducción permanente del gasto público no afecta el TCR debido a que será compensado en la misma medida por un aumento en el gasto del sector privado.

(ii) Si el gasto público es más intensivo que el gasto privado en bienes nacionales o en bienes no transables, el efecto composicional de los cortes presupuestarios conducirá a una devaluación del TCR, incluso en un modelo ricardiano.

(iii) Si la reacción de la oferta agregada al cambio del TCR es lenta, por ejemplo debido a costos de ajuste en la inversión, el efecto impacto sobre el TCR diferirá del efecto en el largo plazo. A eso se agrega que bajo expectativas racionales la tasa esperada de devaluación cambiaria futura se verá reflejada en una cuña entre las tasas de interés interna y externa, afectando gradualmente a la inversión.

(iv) La reducción del gasto fiscal disminuye la necesidad de tributación, que típicamente es distorsionadora, lo que conduce a un aumento de la riqueza del sector privado debido a menores distorsiones. Este aumento de la riqueza redundará en un incremento del gasto por parte del sector privado y en una apreciación del TCR. Esta apreciación puede verse compensada en parte por un aumento en la producción de bienes nacionales o no transables, reflejando la disminución del nivel de distorsiones en los mercados de bienes o factores resultante de la disminución de impuestos. Pero también puede verse reforzada por una contracción en la oferta de trabajo si la mayor riqueza produce un aumento en la demanda por ocio.

(v) Bajo condiciones de incertidumbre y de imperfecta sustitución de activos internacionales, la contracción fiscal conduce a una

disminución de la prima por riesgo de la deuda pública y, en forma más general, de la deuda externa nacional. Esto provoca un aumento en la demanda por activos públicos y nacionales en los mercados financieros internacionales, lo que a su vez conduce a una apreciación del TCR.

Por ende, considerando la presencia de los cinco mecanismos recién identificados, el efecto global del ajuste fiscal sobre el TCR es ambiguo. En el contexto de los países desarrollados –que se encuentran relativamente integrados a los mercados financieros internacionales– se argumenta que mientras la respuesta del TCR al ajuste fiscal es incierta en el corto plazo, el efecto a través de la prima por riesgo es el que predomina en el largo plazo, conduciendo a una apreciación del TCR (International Monetary Fund, 1995).

Es poco lo que se sabe acerca del peso relativo de estos cinco factores en el contexto general de las economías en desarrollo –con menor apertura financiera – y en el caso de Chile en particular. La mayoría de los modelos empíricos del TCR para la economía chilena se centran, explícita o implícitamente, en los dos primeros conductos de transmisión, implicando que el ajuste fiscal conduce a una depreciación del TCR. Además, la mayor parte de esta literatura empírica se basa en ecuaciones de forma semirreducida para el TCR, que no distinguen explícitamente entre contracciones fiscales anticipadas y no anticipadas, o entre ajustes fiscales transitorios y permanentes. El presente trabajo se centra explícitamente en los tres primeros conductos identificados arriba: efectos de demanda agregada, composición del gasto y ajuste lento de oferta agregada. Además distingue explícitamente entre los efectos de reducciones permanentes y transitorias del consumo público, acompañadas de disminuciones equivalentes en los impuestos generales.³ Sin embargo, no se considera aquí la potencial apreciación del TCR que podría derivarse del ajuste fiscal cuando disminuyen las distorsiones al reducirse la tributación o cuando disminuyen las primas por riesgo sobre los pasivos domésticos.

En este trabajo se utiliza un modelo macroeconómico de equilibrio general calibrado a la economía chilena. El modelo está firmemente basado en fundamentos microanalíticos, pero también incorpora características centrales de la estructura económica chilena. Entre éstas se incluyen las rigideces salariales de corto plazo y las restricciones al endeudamiento enfrentadas por una fracción importante de las empresas y los hogares chilenos. Ambas características producen desviaciones de la trayectoria de pleno empleo y

equilibrio intertemporal neoclásico sin restricciones. Sin embargo, el modelo considera explícitamente expectativas racionales por parte de todos los agentes económicos, de modo que los equilibrios observados en cada período en los mercados de bienes y activos dependen de las trayectorias presentes y futuras de todas las variables relevantes. Las simulaciones muestran los efectos de impacto, transición y equilibrio de estado estacionario de los cambios en políticas fiscales.

El modelo utilizado aquí consiste en una aplicación al caso de Chile de un modelo desarrollado anteriormente por nosotros para analizar los efectos de shocks externos y cambios en políticas fiscales y monetarias en economías abiertas y representativas (Schmidt-Hebbel y Servén, 1994a, 1994b, 1995).⁴ Hasta donde sabemos, es éste el primer intento de aplicación de un modelo macroeconómico dinámico para un país en desarrollo, basado en soluciones coherentes con un comportamiento optimizador bajo expectativas racionales y con propiedades deseables de equilibrio dinámico, tanto de corto plazo como de estado estacionario. Otros dos trabajos para la economía chilena, basados en este modelo, analizan los efectos de shocks estructurales y externos (Schmidt-Hebbel y Servén, 1994c) y de políticas monetarias restrictivas (Schmidt-Hebbel y Servén, 1996).

La siguiente sección de este trabajo presenta la estructura del modelo. Este distingue entre tres agentes: el sector privado nacional, el sector público consolidado y el sector externo. El sector privado (hogares y empresas) está conformado por un grupo de agentes que optimizan intertemporalmente y otro de agentes con restricciones al endeudamiento. La economía nacional produce un solo bien, mientras el resto del mundo produce un insumo intermedio (usado en la producción del bien nacional) y un bien final (un sustituto imperfecto del bien nacional producido para el consumo o la inversión). El supuesto de un solo sector por el lado de la oferta implica que el modelo no distingue entre el tipo de cambio real y los términos de intercambio, y que estos últimos se ven afectados por políticas domésticas. Esta estructura de producción también excluye efectos sobre la asignación intersectorial de recursos, por ejemplo, entre los sectores productores de bienes transables y no transables.

El menú de activos hace una distinción entre activos externos (netos de deuda externa), deuda pública interna, acciones y dinero. El mercado de activos, así como el mercado de bienes domésticos,

se equilibran instantáneamente bajo condiciones de proyección perfecta. El mercado laboral, por el contrario, puede presentar inercia salarial nominal y/o real, que da lugar a desviaciones persistentes (pero transitorias) del empleo respecto del nivel de pleno empleo.

La sección III presenta una breve discusión del equilibrio de estado estacionario, la dinámica, la estabilidad y la solución del modelo, así como de la forma en que se parametrizó el modelo para la economía chilena. La dinámica del modelo se caracteriza por combinar ecuaciones diferenciales orientadas hacia el pasado (*backward-looking*) que describen las trayectorias de variables pre-determinadas (los stocks de activos y el salario real) y ecuaciones diferenciales de proyección futura (*forward-looking*) que describen las trayectorias de los precios de activos. El modelo exhibe histéresis y, por tanto, su equilibrio de estado estacionario depende de las condiciones iniciales y de la trayectoria de ajuste que sigue la economía en respuesta a un shock. Por consiguiente, perturbaciones transitorias pueden tener efectos permanentes, cuya magnitud dependerá de los parámetros que determinen la velocidad de ajuste del sistema.

La sección IV presenta los resultados de las simulaciones para un conjunto de políticas fiscales contractivas basadas en el modelo calibrado para Chile. Una comparación de nuestros resultados acerca de los efectos cambiarios de un ajuste fiscal con los de otros estudios empíricos para Chile se realiza en la sección V. La sección final del trabajo resume las conclusiones principales.

II. EL MODELO

La economía produce un solo bien final, el que puede ser utilizado para consumo e inversión interna, o bien puede ser exportado. Este bien es un sustituto imperfecto de los bienes finales producidos en el extranjero, y su producción requiere el uso de un insumo intermedio importado.

Los agentes privados domésticos mantienen cuatro activos: dinero, deuda interna emitida por el sector público consolidado, activos externos y activos sobre el stock de capital interno. El sector público también posee activos externos.⁵ El dinero permite el financiamiento inflacionario de los déficits presupuestarios de este sector. No hay restricciones al movimiento de capitales y, en au-

sencia de riesgo e incertidumbre, todos los activos no monetarios son sustitutos perfectos entre sí. Por lo tanto, los retornos anticipados sobre los activos satisfacen las condiciones de paridad correspondientes. Los extranjeros poseen activos sobre el capital interno pero no deuda pública interna.

Los mercados de bienes y de activos se equilibran continuamente. Sin embargo, el mercado laboral no se equilibra en forma instantánea debido a rigideces de salarios nominales o reales. Los salarios son indexados sobre la base de la inflación corriente y pasada de los precios al consumidor, y reaccionan lentamente a cualquier desviación respecto del pleno empleo.⁶

Aun cuando en un modelo de ecuaciones simultáneas como el nuestro no hay una ecuación específica que determine una variable en particular, la igualdad entre la demanda y la oferta del bien doméstico se puede considerar como la condición que determina el tipo de cambio real. Dado éste, combinado con el supuesto de un régimen de tipo de cambio nominal flexible, el equilibrio del mercado monetario con una oferta de dinero exógena determina el tipo de cambio nominal.

La dinámica del modelo proviene de dos fuentes básicas: la acumulación de activos y pasivos, dictada por la consistencia entre stocks y flujos de las restricciones presupuestarias sectoriales, y las expectativas que mantienen sobre el futuro los agentes privados. Las expectativas se forman racionalmente, lo cual, en este contexto de plena certidumbre, implica proyección perfecta del futuro. De este modo, los valores anticipados y realizados de las variables sólo pueden diferir en caso de producirse un shock no anticipado o debido a la aparición de nueva información respecto de las trayectorias futuras de las variables exógenas.

El modelo introduce heterogeneidad de comportamiento microeconómico al considerar dos clases de agentes: empresas y consumidores neoclásicos que no enfrentan restricciones en sus decisiones de optimización intertemporal, y empresas y consumidores que enfrentan restricciones al endeudamiento (que pueden denominarse keynesianos pues su gasto está determinado por variables de ingreso corriente). Siguiendo la teoría estándar de inversión bajo costos de ajuste convexos (Lucas, 1967; Treadway, 1969), las empresas no restringidas maximizan su valor de mercado y ligán sus decisiones de inversión al valor de la q de Tobin (Tobin, 1969), es decir, al valor presente de los beneficios adicionales derivados de una unidad marginal de capital relativo a su costo de

reposición (Hayashi, 1982). Los consumidores no restringidos ajustan el consumo a su ingreso permanente, de la forma que se deriva de la maximización intertemporal de la utilidad a la Ramsey (Ramsey, 1928). Por otra parte, las empresas restringidas determinan sus gastos de inversión de acuerdo con sus beneficios corrientes y los consumidores restringidos ajustan su consumo al nivel de su ingreso disponible.

La tecnología y las preferencias se simplifican al suponerse elasticidades de sustitución unitarias. Por su parte, las decisiones de consumo e inversión se efectúan en dos etapas, lo que permite separar la determinación del gasto agregado de la composición del gasto entre bienes domésticos y externos (lo que también evita el uso de funciones de importación ad hoc). El progreso tecnológico neutral en el sentido de Harrod asegura la existencia de una tasa de crecimiento de estado estacionario, dada por la suma de las tasas de progreso tecnológico y de crecimiento demográfico.

A continuación se presenta la estructura detallada del modelo, comenzando por las restricciones presupuestarias sobre flujos sectoriales y las condiciones de equilibrio de mercado. Luego se presentan las ecuaciones de comportamiento de las empresas, los consumidores, el sector público y el sector externo. El cuadro 1 presenta un resumen con la notación y definiciones de variables. Todas las variables de stock y de flujo, a excepción de los precios y las tasas de interés, están expresadas en términos de la fuerza laboral medida en unidades de eficiencia.⁷ El modelo está definido en tiempo continuo. Los puntos sobre las variables indican derivadas por la derecha con respecto al tiempo.

2.1 Restricciones Presupuestarias

El modelo considera tres agentes básicos: el sector público consolidado, el sector privado doméstico y el sector externo. El primero incluye al Banco Central, el segundo agrega las empresas y los consumidores privados, y el tercero incorpora los inversionistas y acreedores extranjeros junto con los socios comerciales externos. Aun cuando más adelante se desagrega entre empresas y consumidores heterogéneos, esta separación no se necesita por el momento. Las restricciones presupuestarias para cada uno de los tres tipos de agentes se definen igualando los superávits corrientes (sobre la línea) con los aumentos en las tenencias netas de activos reales (bajo la línea) por unidad de trabajo de eficiencia. De esta forma,

CUADRO 1 NOTACION Y DEFINICION DE VARIABLES

1. Trabajo y empleo

L	Empleo absoluto
$LF = LF_0 \exp(pg \ t)$	Fuerza laboral absoluta
LF_0	Fuerza laboral absoluta en período base
$N = L \exp(pg \ t)$	Empleo absoluto expresado en unidades de eficiencia
$NF = L \exp(pg \ t) = LF_0 \exp(pg \ t)$	Fuerza laboral absoluta expresada en unidades de eficiencia
pg	Tasa de crecimiento demográfico
tg	Tasa de progreso tecnológico neutral a la Harrod
$g = pg + tg$	Tasa de crecimiento de la fuerza laboral absoluta expresada en unidades de eficiencia
t	Índice de tiempo
$l = L/LF = N/NF$	Empleo (relativo a la fuerza laboral)
ld	Demanda de trabajo (relativa a la fuerza laboral)

2. Notación general

Todas las variables de stock y de flujo, a excepción de las tasas de interés, se definen en términos reales. El ingreso doméstico (externo) a precios corrientes, el flujo de transferencias y los precios están deflactados por el precio del bien doméstico (deflactor de precios externo). Todas las variables de stock y flujo, a excepción de los precios y las tasas de interés, se definen en términos de unidades de eficiencia de la fuerza laboral. Los precios relativos domésticos (externos) se miden en unidades de moneda doméstica (externa) corriente. Un punto sobre una variable denota su derivada por el lado derecho con respecto al tiempo.

3. Flujos de ingresos, transferencias y capitales

Domésticos

d	Dividendos pagados
op	Utilidades operacionales
td	Impuestos
yd	Ingreso privado disponible
prem	Remesas de utilidades al exterior

Externos

ftrg	Transferencias del exterior al sector público
ftrp	Transferencias del exterior al sector privado
yf	Ingreso externo
dfi	Inversión extranjera directa

4. Stocks

Domésticos

a	Riqueza no-humana del sector privado
bg	Deuda interna del sector público
fe	Stock de activos domésticos (participación en empresas domésticas) en manos extranjeras
hb	Base monetaria doméstica
hu	Riqueza humana del sector privado
k	Capital físico
pvig	Valor presente del subsidio gubernamental a la inversión
pvihb	Valor presente del costo de mantener dinero

Externos

fbg	Activos externos en manos del sector público
fbp	Activos externos en manos del sector privado

5. Flujos de bienes

y	Producto bruto de bienes finales
cp	Consumo privado agregado
cmp	Consumo privado de bienes importados
crp	Consumo privado de bienes nacionales
cng	Consumo público de bienes nacionales
inv	Inversión doméstica bruta
in	Inversión privada en bienes nacionales
im	Inversión privada en bienes importados
ig	Subsidio público a la inversión
iac	Costos de ajuste de la inversión
x	Exportaciones
mr	Importaciones de bienes intermedios

6. Tasas varias

Tasas Domésticas (Externas):

i (if)	Interés nominal sobre la deuda pública (sobre activos u obligaciones externos)
r (rf)	Interés real sobre la deuda pública (sobre activos u obligaciones externos)
i - r (if - rf)	Tasa de inflación doméstica (externa) anticipada
nmg	Tasa de crecimiento del stock nominal de dinero

7. Precios de bienes

Internos (todos relativos al precio del bien final doméstico):

pc	Deflactor del consumo privado agregado
pi	Deflactor de la inversión agregada

Externos (todos relativos al precio del bien final externo):

pcmp	Deflactor del consumo privado de importables
pim	Deflactor de la inversión en importables
pmr	Deflactor de los bienes intermedios importados
px	Deflactor de los bienes exportables competitivos

8. Otros Precios

Precios domésticos

q	Precio real de activos (q de Tobin) en unidades de producto doméstico
v	Salario real por unidad de eficiencia de trabajo
W	Salario nominal por unidad de trabajo
PC	Deflactor del consumo nominal privado

Tipo de cambio real

$e = (EP^*)/P$	Tipo de cambio real
E	Tipo de cambio nominal
P	Precio nominal del bien doméstico
P^*	Deflactor externo nominal (nivel de precios externos)

los flujos de pagos de intereses (sobre la línea) se corrigen por los cambios en las tenencias de activos reales por unidad de eficiencia de trabajo que se derivan del crecimiento de la fuerza laboral en unidades de eficiencia y de la inflación.

El ingreso del sector público incluye impuestos convencionales, transferencias externas unilaterales, ingresos por intereses sobre activos en el exterior y el retorno sobre la base monetaria. Este último es igual a la suma del impuesto inflación y de los ingresos monetarios derivados del crecimiento del trabajo en unidades de eficiencia. El gasto público incluye el consumo público (el cual se supone que recae exclusivamente en bienes domésticos), un subsidio a la inversión de las empresas domésticas⁸ y los intereses pagados sobre la deuda pública doméstica. El excedente operacional ajustado del sector público consolidado financia la adquisición de activos externos y la reducción de la base monetaria y la deuda interna, como queda reflejado por la siguiente ecuación:

$$(1) [td + e \text{ ftrg} - \text{cng} - \text{pi ig}] - (r-g) \text{bg} + \left(g + \frac{\dot{p}}{p}\right) \text{hb} + e(\text{rf}-g) \text{fbg} = e \dot{\text{fbg}} - \dot{\text{bg}} - \dot{\text{hb}}$$

La restricción presupuestaria del sector externo —la identidad de la balanza de pagos— refleja el comercio de bienes y servicios no factoriales, los pagos de transferencias unilaterales tanto al sector público como al sector privado, los préstamos recibidos por ambos sectores domésticos y el flujo de inversión extranjera hacia el sector privado, así como las remesas de utilidades al extranjero. Por lo tanto, el superávit ajustado de la cuenta corriente externa y su financiamiento, que por conveniencia está expresado a precios constantes en unidades de moneda extranjera, es el siguiente:

$$(2) \left[\frac{x}{e} - \text{pcmp} \text{cmp} - \text{pim im} - \text{pmr mr} + \text{ftrg} + \text{ftrp} \right] + (\text{rf}-g) [\text{fbp} + \text{fbg}] - \frac{\text{prem}}{e} \\ = (\dot{\text{fbp}} + \dot{\text{fbg}}) - \text{dfi}$$

La restricción presupuestaria del sector privado refleja el supuesto de que las empresas privadas realizan toda la producción y adoptan todas las decisiones de inversión, son propietarias de todo el stock de capital de la economía y se benefician del subsidio público a la inversión. La propiedad de las empresas está dividida entre consumidores domésticos y extranjeros. La restricción presupuestaria del sector privado doméstico consolidado (empresas y consumidores) está dada por:

$$(3) [y - \dot{p}_i \text{ inv} - \dot{p}_i \text{ iac} - e \text{ pmr} \text{ mr} + e \text{ ftrp} - \dot{t}_d + \dot{p}_i \text{ ig} - \dot{p}_c \text{ cp}] - \left(g + \frac{\dot{P}}{P}\right) \text{ hb} \\ + (r-g) \text{ bg} - \text{prem} + (r_f - g) \text{ e fbp} = \dot{\text{hb}} + \dot{\text{bg}} - e \text{ dfi} + e \text{ fbp}$$

2.2 Condiciones de Equilibrio del Mercado

A continuación se especifican las condiciones de equilibrio para los mercados de bienes, de activos y del trabajo. El equilibrio continuo en los mercados de bienes y activos, asegurado por la flexibilidad de los precios relativos y de las tasas de retorno, se contrapone al ajuste lento de salarios observado en el mercado laboral.

Mercado de bienes

El único bien producido domésticamente puede ser usado para el consumo o la inversión dentro del país, o puede exportarse (por ende, no hay distinción entre la producción para el mercado doméstico y para el externo). El bien nacional es un sustituto imperfecto del bien final extranjero. Sin embargo, se supone que la economía es pequeña en los mercados de importación. El equilibrio en el mercado de bienes domésticos se puede expresar de la siguiente manera:⁹

$$(4) \quad y = \text{cnp} + \text{cng} + \text{in} + \dot{p}_i \text{ iac} + x$$

Bajo una situación de equilibrio continuo, esta ecuación puede interpretarse como una ecuación implícita para el tipo de cambio real.

Mercados de Activos

Las condiciones de equilibrio en el mercado de activos se refieren a la base monetaria, los bonos domésticos y los títulos sobre el stock de capital. Reflejan tres propiedades: perfecta movilidad del capital, determinación de la tasa de interés externa en el mercado internacional (supuesto de país pequeño en el mercado financiero) y ausencia de incertidumbre (inexistencia de prima por riesgo). La sustituibilidad imperfecta entre el dinero y los demás activos se refleja en una demanda convencional de dinero para transacciones. El modelo supone que los bonos domésticos y extranjeros, así como las acciones, son sustitutos perfectos. Por consiguiente, sus tasas de retorno anticipadas deben igualarse en cada momento del tiempo.

El equilibrio monetario se basa en una demanda estándar a la Cagan (Cagan, 1956), con una semielasticidad constante de la demanda por dinero respecto de la tasa de interés:¹⁰⁻¹¹

$$(5) \quad hb = \phi_1 y^{\phi_2} \exp(\phi_3 i)$$

donde $\phi_1, \phi_2 \geq 0, \phi_3 \leq 0$.

El arbitraje entre bonos domésticos y extranjeros lleva a la condición de paridad descubierta de intereses:

$$(6) \quad r = r_f + \frac{\dot{e}}{e}$$

De igual modo, el arbitraje entre acciones y bonos públicos se refleja en la siguiente condición de equilibrio del mercado para el precio de las acciones (la q de Tobin):

$$(7) \quad \dot{q} = r q - \frac{d}{k}$$

Finalmente, la tasa de interés nominal es definida con base en la ecuación estándar de Fisher:

$$(8) \quad i = r + \frac{\dot{P}}{P}$$

Mercado Laboral

En el caso general, la rigidez salarial (nominal y/o real) impide que el mercado laboral se equilibre en forma instantánea. Seguiremos el supuesto convencional de que el empleo está determinado por la demanda por trabajo:

$$(9) \quad l = l^d$$

El mercado laboral sigue una regla para la determinación de los salarios, según la cual los salarios nominales están indexados por la inflación actual y rezagada de los precios al consumidor (con ponderaciones de θ y $1-\theta$, respectivamente) y además responden a las condiciones del mercado laboral (con elasticidad η respecto al empleo). Anticipando las simulaciones, la ecuación para el salario nominal se expresa en la siguiente ecuación de tiempo discreto:¹²

$$(10) \quad W = \exp(tg) l^\omega \left(\frac{PC}{PC_{-1}}\right)^\theta \left(\frac{PC_{-1}}{PC_{-2}}\right)^{1-\theta} W_{-1}$$

donde $\omega \geq 0$, $0 \leq \theta \leq 1$.

2.3 Empresas

La tecnología de producción se resume en una función de producción Cobb-Douglas, con progreso tecnológico neutral a la Harrod y costos de ajuste cuadráticos para la inversión. La tecnología para la inversión combina los bienes finales domésticos e importados conforme a una especificación Cobb-Douglas, la cual permite efectuar una decisión de inversión en dos etapas.¹³

Existen dos tipos de empresas. El primer grupo no está sujeto a restricciones al endeudamiento y por tanto determina su nivel de inversión de acuerdo a la regla de maximización del valor de mercado de la empresa —es decir, el valor presente de los dividendos futuros— sujeto a costos de ajuste convexos. La inversión se financia con la venta de acciones a agentes nacionales y extranjeros y con el subsidio público, que consiste en una transferencia de suma alzada de bienes de capital a las empresas privadas. Sin embargo, si el subsidio es inframarginal no tiene ningún efecto sobre los niveles de inversión de las empresas no restringidas.

El segundo grupo de empresas tiene restringido su acceso a los mercados financieros y determina su inversión de acuerdo con sus utilidades corrientes, incluyendo el subsidio público para la inversión. De este modo, cambios en el subsidio afectarán los niveles de inversión de estas empresas.

La tecnología de producción queda descrita por la siguiente función de producción Cobb-Douglas, que permite sustitución entre valor agregado (capital y trabajo) y la importación de bienes intermedios:

$$(11) \quad y = \alpha_0 l^{\alpha_1} k^{\alpha_2} m r^{(1-\alpha_1-\alpha_2)}$$

donde $\alpha_0 \geq 0$, $0 \leq \alpha_1, \alpha_2 \leq 1$.

Los costos de ajuste de la inversión están definidos por:

$$(12) \quad iac = \mu \left[\frac{(\text{inv} - (g + \delta) k)^2}{k} \right]$$

donde $\mu > 0$.

Los costos de ajuste desaparecen en el equilibrio de estado estacionario, cuando la inversión bruta por unidad de trabajo de eficiencia es precisamente la necesaria para mantener constante la razón capital/trabajo efectivo. La evolución de esta última está descrita por:

$$(13) \quad \dot{k} = \text{inv} - (g + \delta) k$$

La maximización del valor de mercado de las empresas no restringidas, así como la maximización de las utilidades corrientes para las empresas con restricciones al endeudamiento, implican las habituales demandas por insumos variables (el trabajo y los bienes intermedios importados):¹⁴

$$(14) \quad \text{ld} = \alpha_1 v^{-1} y$$

$$(15) \quad \text{mr} = (1 - \alpha_1 - \alpha_2) (e \text{ pmr})^{-1} y$$

La demanda agregada de inversión resulta de la suma de la inversión determinada por la maximización del valor de mercado, en el caso de las empresas no restringidas, y de la inversión determinada por las utilidades presentes, por parte de las empresas restringidas:¹⁵

$$(16) \quad \text{inv} = \beta_1 \left[\frac{k}{2\mu} \left[\frac{q}{p_i} - \frac{p \text{vig}}{p_i k} - 1 \right] + (g + \delta) k \right] + (1 - \beta_1) \left[\beta_2 \frac{\text{op}}{p_i} + \text{ig} \right]$$

donde β_1 es el porcentaje de las empresas sin restricciones y β_2 es la propensión marginal a invertir las utilidades operacionales por parte de las empresas con restricciones al endeudamiento, donde: $0 \leq \beta_1 \leq \beta_2 \leq 1$.

El valor presente del subsidio público para la inversión está definido implícitamente por la ecuación dinámica siguiente:

$$(17) \quad \dot{p \text{vig}} = (r - g) p \text{vig} - p_i \text{ig}$$

Las utilidades operacionales agregadas, que determinan la inversión de las empresas que enfrentan restricciones, son las siguientes:

$$(18) \quad \text{op} = y - v l - e \text{ pmr} \text{ mr}$$

y los dividendos son la suma de las utilidades operacionales, netas de los gastos de inversión, el subsidio a la inversión y los fondos provenientes de la nueva emisión de acciones:

$$(19) \quad d = op - pi \text{ inv} - pi \text{ iac} + pi \text{ ig} + q (k + gk)$$

Una vez determinada la inversión agregada de acuerdo a la ecuación (16), la segunda etapa de la decisión de inversión asigna el gasto de inversión entre bienes domésticos e importados, según una agregación Cobb-Douglas que presenta participaciones constantes en la inversión total:

$$(20) \quad in = \gamma pi \text{ inv}$$

$$(21) \quad im = (1-\gamma) \left[\frac{pi}{e \text{ pim}} \right] \text{ inv}$$

donde γ es la participación de la inversión en bienes nacionales en el gasto agregado de inversión, con: $0 \leq \gamma \leq 1$. Por lo tanto, el deflactor de la inversión agregada es un promedio Cobb-Douglas de los precios de los bienes de inversión nacionales y los precios de los bienes de inversión importados:

$$(22) \quad pi = (e \text{ pim})^{(1-\gamma)}$$

2.4 Consumidores

Las preferencias de los consumidores también permiten una decisión en dos etapas, distinguiendo entre la determinación intertemporal del consumo agregado y la decisión intratemporal acerca de la composición del consumo. Las preferencias intertemporales reflejan una elasticidad de sustitución intertemporal unitaria (es decir, utilidad intertemporal logarítmica). Las preferencias intratemporales también exhiben una elasticidad de sustitución unitaria entre los bienes domésticos e importados.

La riqueza no humana del sector privado incluye cuatro activos: dinero, bonos públicos domésticos, activos extranjeros y activos sobre el stock de capital doméstico. Los consumidores anticipan racionalmente el futuro y descuentan de su riqueza los costos de mantener saldos monetarios:

$$(23) \quad a = hb + bg + e fbp + q (k - fe) - pvihb$$

donde el valor presente del costo de mantener dinero, $pvihb$, es simplemente la suma descontada de los intereses que se dejan de percibir sobre el stock de dinero, y está implícitamente definido por la siguiente ecuación dinámica:

$$(24) \quad \dot{p}vihb = (r-g) pvihb - i hb$$

La riqueza humana es el valor presente de los ingresos laborales futuros, netos de impuestos e incluyendo las transferencias corrientes externas.¹⁶ Bajo el supuesto de que los individuos pueden solicitar préstamos libremente en función de sus ingresos laborales futuros a la tasa de interés corriente, la trayectoria de la riqueza humana se caracteriza por:

$$(25) \quad \dot{h}u = (r-g) hu + [td - vl - e ftrp]$$

El gasto de los consumidores sin restricciones al endeudamiento se deriva de una maximización estándar de la utilidad intertemporal sobre un horizonte infinito, sujeto a la restricción presupuestaria intertemporal que se corresponde con la restricción de flujos del sector privado de la ecuación (3). Dicha restricción presupuestaria intertemporal es consistente con las definiciones de riqueza expresadas en las ecuaciones (23) - (25).¹⁷ Los consumidores sin restricciones son ricardianos e internalizan la restricción presupuestaria intertemporal del gobierno, anticipando la trayectoria completa de pagos corrientes y futuros de impuestos que deben realizar. Estos consumidores son indiferentes entre el financiamiento del gobierno vía impuestos, deuda o dinero, por cuanto enfrentan la misma tasa de descuento que el gobierno¹⁸ y el impuesto inflación es no distorsionador. De este modo, la deuda del gobierno, a pesar de estar incluida en la ecuación (23), "no es riqueza" (Barro, 1974).

Los consumidores restringidos en su acceso al endeudamiento consumen su ingreso laboral corriente. La demanda total de consumo privado es una agregación del gasto de ambos grupos de consumidores:¹⁹

$$(26) \quad cp = (\lambda_2 - g) \frac{a}{pc} + \lambda_1 (\lambda_2 - g) \frac{hu}{pc} + (1 - \lambda_1) \frac{yd}{pc}$$

donde λ_1 (con $0 \leq \lambda_1 \leq 1$) es la proporción de consumidores sin restricciones y λ_2 es la tasa de descuento subjetiva. Cabe hacer notar que el consumo por parte de los consumidores con restricciones consiste en la suma de su ingreso disponible y de su ingreso permanente derivado de la riqueza no humana.

El ingreso disponible se define como:

$$(27) \quad yd = v l + e \text{ ftrp} - td$$

Una vez determinados los niveles de consumo privado agregado conforme a la ecuación (26), se asigna el gasto entre bienes domésticos e importados, de acuerdo con preferencias intratemporales Cobb-Douglas:

$$(28) \quad \text{cnp} = \eta \text{ pc cp}$$

$$(29) \quad \text{cmp} = (1-\eta) \left[\frac{\text{pc}}{e \text{ pcmp}} \right] \text{cp}$$

donde η (con $0 \leq \eta \leq 1$) es la participación de los bienes nacionales en el gasto de consumo privado agregado. Por lo tanto, el deflactor del consumo privado agregado es un índice de precios de bienes nacionales e importados, tipo Cobb-Douglas:

$$(30) \quad \text{pc} = (e \text{ pcmp})^{(1-\eta)}$$

2.5 Gobierno

El sector público determina su política en forma exógena, por lo que su gasto en consumo y en inversión están predeterminados. Para financiar sus actividades, el sector público puede elegir entre impuestos, dinero, endeudamiento interno o deuda externa (o cualquier de estas fuentes de financiamiento).

La acumulación de saldos monetarios reales per cápita se puede caracterizar de la siguiente manera:

$$(31) \quad \dot{h}b = \left[\text{nmg} - \left(\frac{\dot{P}}{P} \right) - g \right] hb$$

donde cabe destacar que la tasa de crecimiento del dinero nominal (nmg) será endógena cuando el déficit se financia con dinero y exógena en cualquier otro caso.

2.6 Sector Externo

La demanda externa por los bienes producidos domésticamente está dada por una función de exportación convencional, que incluye sustitución imperfecta entre bienes finales domésticos y extranjeros, y una relación normal con el ingreso externo:

$$(32) \quad x = \rho_1 (e p_x)^{\rho_2} y^{\rho_3} x_{-1}^{\rho_4}$$

donde $\rho_1, \rho_2, \rho_3, \rho_4 \geq 0$.

Los extranjeros también pueden mantener activos domésticos. En lugar de entrar en detalles relativos a su problema de asignación de su cartera de inversiones, suponemos que en cada momento los inversionistas extranjeros usan d_{fi} unidades de divisas extranjeras (en términos reales per cápita) para adquirir acciones domésticas, cuyo precio en términos de producto interno es q . Por lo tanto, las acciones en manos de los inversionistas extranjeros evolucionan de acuerdo a la siguiente ecuación:

$$(33) \quad \dot{f}_e = \frac{e d_{fi}}{q} - g f_e$$

Por otro lado, la remesa de utilidades es igual al volumen total de dividendos recibidos por los inversionistas extranjeros, que está dado por el producto de la participación accionaria en manos extranjeras y dividendos totales:

$$(34) \quad \text{prem} = \frac{f_e}{k} d$$

III. EQUILIBRIO DE ESTADO ESTACIONARIO, DINÁMICA, ESTABILIDAD, SOLUCIÓN Y CALIBRACIÓN DEL MODELO

3.1 El Equilibrio de Estado Estacionario

El equilibrio de largo plazo del modelo está caracterizado por un producto real per cápita constante (de modo que el crecimiento de largo plazo es igual a la tasa de crecimiento de la fuerza laboral en unidades de eficiencia), por stocks de activos en términos reales per cápita constantes, por precios relativos constantes y por sala-

rios reales constantes y consistentes con pleno empleo. El presupuesto del gobierno está equilibrado²⁰ y el déficit en cuenta corriente es igual al flujo exógeno de inversión extranjera, que a su vez es el nivel requerido para mantener inalteradas las tenencias de acciones de los extranjeros (en términos reales per cápita).

Dado que el stock de dinero real per cápita es constante, la inflación en el largo plazo es igual a la tasa de aumento de los saldos nominales per cápita. Con un tipo de cambio real constante, las tasas de interés reales doméstica y externa se igualan por la paridad de intereses descubierta, y la depreciación del tipo de cambio nominal es igual a la diferencia entre la inflación interna y la externa. Por consiguiente, cambios en la tasa de crecimiento del dinero en el estado estacionario se ven reflejados en la tasa de inflación (y, por lo tanto, en la tasa de interés nominal) y en la tasa de depreciación nominal.

Combinando las ecuaciones del modelo, el equilibrio de estado estacionario puede ser reducido a dos ecuaciones independientes para el tipo de cambio real y la riqueza real: una condición de equilibrio del mercado de bienes y una condición de constancia de la riqueza privada (en términos reales per cápita). Conjuntamente, éstas implican un stock constante de activos externos netos per cápita. El equilibrio en el mercado de bienes define una relación inversa de largo plazo entre la riqueza real y el tipo de cambio real: una mayor riqueza aumenta la demanda de consumo privado, lo cual determina una apreciación del tipo de cambio real a fin de equilibrar el mercado de bienes domésticos.

A su vez, la acumulación de riqueza real sólo puede detenerse cuando el consumo per cápita se iguala al retorno de la riqueza per cápita. Esto implica la condición estándar para la existencia de un estado estacionario: la igualdad de la tasa subjetiva de descuento con la tasa de interés mundial.²¹ Pero entonces, la constancia del stock de riqueza no proporciona información alguna acerca el nivel del estado estacionario de la riqueza. Dado que el retorno sobre la riqueza se consume totalmente, cualquier stock de riqueza es posible. En otras palabras, sólo nos queda la condición de equilibrio del mercado de bienes para determinar tanto la riqueza de largo plazo como el tipo de cambio real —una tarea evidentemente imposible.

Esto significa que el stock de riqueza de estado estacionario debe encontrarse a partir de las condiciones iniciales de la economía y de su historia de acumulación o desacumulación de riqueza

a lo largo de la trayectoria de ajuste. Por lo tanto, los valores de estado estacionario de la riqueza y del tipo de cambio real (y de todas las variables relacionadas con ellos) dependen no sólo del valor de largo plazo de las variables exógenas, sino también de la trayectoria específica que siga la economía. En otras palabras, el modelo exhibe histéresis. Como señalan Giavazzi y Wyplosz (1984), esto resulta de suponer un comportamiento racional en el consumo derivado de la optimización intertemporal de consumidores que viven infinitamente, que tienen tasas de descuento subjetivas constantes y enfrentan mercados de capitales perfectos.

Una consecuencia importante de la propiedad de histéresis del modelo es que las perturbaciones transitorias producen efectos de largo plazo. Turnovsky y Sen (1991) han destacado este hecho, para el caso de la política fiscal.²² En nuestro modelo, las perturbaciones monetarias transitorias también pueden tener efectos reales permanentes. Si algunos consumidores enfrentan restricciones al endeudamiento (o son miopes), un aumento transitorio del impuesto inflacionario, compensado por una reducción de los impuestos directos, eleva el ingreso disponible y el consumo, provocando una reducción en la acumulación de riqueza y luego ocasionando una caída en la riqueza de largo plazo y una depreciación real permanente.²³

El hecho de que el proceso productivo requiera utilizar insumos importados (bienes intermedios y de capital) tiene importantes consecuencias en las propiedades de largo plazo de la economía. El producto real de estado estacionario (y también el stock de capital y los salarios reales) está inversamente relacionado con el tipo de cambio real. Esto se debe a que una depreciación real aumenta el costo real de los insumos importados y, por lo tanto, reduce la rentabilidad de la producción doméstica.

3.2 Dinámica, Estabilidad y Solución del Modelo

La dinámica del modelo combina variables predeterminadas de ajuste lento sujetas a condiciones iniciales (los stocks de activos) y variables no predeterminadas de ajuste instantáneo (la q de Tobin, el tipo de cambio real, los saldos monetarios reales, la riqueza humana, el valor presente del subsidio a la inversión y el valor presente del costo de mantener dinero). Para que el sistema dinámico no explote, estas variables no predeterminadas deben satisfacer ciertas condiciones terminales o de transversalidad. La resolu-

ción del modelo se reduce básicamente a encontrar los valores iniciales de las variables no predeterminadas de modo que, después de un shock, el modelo converja a un nuevo equilibrio estacionario. Las condiciones necesarias y suficientes para la existencia y unicidad de tales valores iniciales son conocidas para modelos lineales,²⁴ pero no para modelos no lineales como el utilizado aquí.²⁵ Sin embargo, a pesar de que no se puede ofrecer una demostración formal de estabilidad, utilizando valores razonables de los parámetros se encontró que numéricamente el modelo siempre converge a un nuevo equilibrio de largo plazo.

El requisito de que las variables predeterminadas cumplan con las condiciones iniciales y que las variables no predeterminadas cumplan con las condiciones terminales, plantea un problema de valores-límite de dos puntos (*two-point boundary-value problem*), para cuya solución numérica existen varias técnicas posibles. Entre ellas destacan el método del "disparo múltiple" (*multiple shooting*) propuesto por Lipton et al. (1982) y el algoritmo de la "trayectoria ampliada" (*extended path*) de Fair y Taylor (1983). En las simulaciones que se presentan más adelante, combinamos ambas técnicas de la siguiente manera. Primero, resolvemos el modelo para un horizonte temporal arbitrario por medio del disparo múltiple. Segundo, para evitar que la solución sea distorsionada por la elección de un horizonte temporal demasiado corto (lo que obligaría al modelo a alcanzar las condiciones terminales demasiado pronto), ampliamos el horizonte y volvemos a calcular la trayectoria de solución. Este proceso continúa en forma iterativa hasta que los cambios resultantes en la trayectoria de solución de las variables endógenas disminuyan por debajo de cierto nivel de tolerancia,²⁶ momento en el cual el proceso se detiene. En la práctica, la longitud del horizonte de simulación requerido para que este procedimiento converja está fuertemente influenciada por dos parámetros que rigen la velocidad de ajuste del sistema: la elasticidad del salario real con respecto al empleo (es decir, la pendiente de la curva de Phillips aumentada) y la magnitud de los costos de ajuste asociados a la inversión.

Finalmente, para cerrar el modelo es necesario especificar cómo financian sus actividades los sectores público y privado —es decir, se deben elegir las dos variables endógenas que se determinan residualmente en dos restricciones presupuestarias. Para las simulaciones presentadas más adelante, la variable de ajuste del sector público son los impuestos totales y la del sector privado son las tenencias de activos externos.²⁷

3.3 Calibración del Modelo para el Caso de Chile

La parametrización incluye la selección de valores de los parámetros de comportamiento del modelo y la calibración de las ecuaciones de comportamiento y las identidades presupuestarias para un cierto período base. Las ecuaciones de comportamiento del modelo fueron estimadas econométricamente utilizando información anual para el período 1960-1992. Estas ecuaciones y las tres restricciones presupuestarias fueron calibradas para un año histórico reciente: 1992. Para este año, se imponen las condiciones de equilibrio de estado estacionario, es decir, las variables de estado en términos per cápita y los precios se asumen constantes.²⁸ En consecuencia, el primer período de nuestras simulaciones contrafactuales se puede interpretar como 1993, si 1992 hubiera sido un año de equilibrio estacionario. En el apéndice de otro trabajo nuestro (Schmidt-Hebbel y Servén, 1996) presentamos una detallada explicación del proceso de parametrización, indicando las fuentes de los datos, el set completo de estimaciones econométricas, los valores de los parámetros, las identidades presupuestarias calibradas para el año base y los valores de estado estacionario de las variables exógenas y endógenas para dicho año.

Como se discutió anteriormente, la velocidad de convergencia a un nuevo estado estacionario y la trayectoria de ajuste específica que sigan las variables endógenas depende en forma crucial del valor de ciertos parámetros claves, estimados econométricamente para la economía chilena, que se resumen brevemente a continuación. La elasticidad de los salarios nominales con respecto a las condiciones contemporáneas del mercado laboral es 1,8 (con equilibrio instantáneo en el mercado laboral, este valor sería infinito). Los salarios nominales están indexados a los valores corrientes y pasados del índice de precios al consumidor, con ponderaciones de 49% y 51%, respectivamente. El coeficiente de costos cuadráticos de ajuste de la inversión es 19,57, un valor elevado que implica una respuesta lenta de la inversión. Los porcentajes de agentes sin restricciones –consumidores y empresas– son 55 y 29, respectivamente, cifras bastante menores al 100% correspondiente al caso neoclásico extremo sin restricciones al endeudamiento. El contenido de importaciones de la inversión (37%) es cuatro veces el contenido de importación del consumo (9%). Finalmente, la elasticidad de sustitución intertemporal en el consumo está limitada a uno, valor coherente con estimaciones econométricas previas efectuadas para Chile (Schmidt-Hebbel, 1988; Arrau, 1989).

IV. RESULTADOS DE LAS SIMULACIONES: AJUSTE FISCAL Y TIPO DE CAMBIO REAL EN CHILE

Esta sección presenta las simulaciones de la respuesta macroeconómica de la economía chilena a una política fiscal contractiva, realizadas con el modelo expuesto en las secciones anteriores.

Consideraremos dos alternativas de contracción fiscal anunciadas al inicio del período 1 (que por tanto no habían sido anticipadas en el período 0 o anteriores): un cambio permanente (que se realiza desde el período 1 hasta el período terminal T) y un cambio transitorio (que se extiende por los períodos 1 a 4, y se revierte desde el período 5 hasta el período terminal T). La discusión de los resultados se hará en términos de las desviaciones de las variables respecto de sus valores en el equilibrio estacionario inicial (en el período 0). Se describirán las trayectorias de las variables, enfatizando los efectos impacto (en el período 1), de transición (del período 2 al T-1) y de estado estacionario final (en el período T). La discusión se apoyará en las trayectorias dinámicas de las variables más importantes, representadas separadamente en los paneles de los gráficos 1 a 4. Ahí se identifican los valores de las variables en los períodos 0, 1, 2 a 11, T-1 y T. Cada período corresponde a un año.²⁹

Consideraremos los efectos de una contracción de presupuesto equilibrado del consumo público, que se refleja en una correspondiente reducción de impuestos directos. El consumo público (y la tributación) declina en 2 puntos porcentuales del producto del estado estacionario inicial, de 7.7% a 5.7%. La reducción en la carga tributaria produce una transferencia de riqueza desde el sector público al privado, aumentando el consumo de este sector. Esta transferencia reduce el gasto agregado neto en bienes nacionales y aumenta el gasto agregado en bienes importados, pues la intensidad del consumo público en bienes nacionales es 100% mientras que la del sector privado es 91%. Este efecto composición del gasto es la principal consecuencia directa de la contracción fiscal de presupuesto equilibrado. Efectos indirectos se derivan del comportamiento heterogéneo de los dos grupos de consumidores que responden en forma distinta a los cambios de política fiscal.

El cambio de composición en el gasto agregado causa una depreciación del tipo de cambio en el largo plazo, una disminución de la inversión (porque los bienes de inversión importados son

más caros), una caída del producto y una reducción de los salarios reales. Los efectos de impacto difieren de los efectos de largo plazo. Ello se debe a que después del período en que disminuye la demanda por bienes nacionales (el período 1), se produce una gradual contracción de la oferta agregada a la par del proceso de lenta desinversión motivado por la disminución de la rentabilidad en la producción de bienes nacionales (desde el período 2 hasta el período terminal).

Consideremos primero un cambio permanente de la política fiscal observado del período 1 en adelante. El menor consumo público aumenta la riqueza de los consumidores sin restricciones de endeudamiento (quienes internalizan las restricciones presupuestarias del gobierno) y también aumenta el ingreso disponible de los consumidores con restricciones al endeudamiento. A consecuencia del comportamiento de ambos grupos, la participación del consumo privado en el producto se eleva inmediatamente en 1,9 puntos porcentuales, un efecto impacto similar al efecto de largo plazo sobre el consumo privado (gráfico 1).

La razón inversión-producto cae en 0,05 puntos porcentuales en el período 1 y en 0,06 puntos porcentuales en el nuevo estado estacionario (en relación al período 1), dado que la depreciación real aumenta el precio del capital importado. La implicancia de la menor inversión para el producto de largo plazo es una disminución de 0,4 puntos porcentuales (gráfico 2). En el momento del shock, el producto cae en 0,23 puntos porcentuales y luego continúa declinando gradualmente hacia su nuevo equilibrio de estado estacionario. La disminución es gradual, ya que la desinversión prosigue lentamente debido a los costos de ajuste.³⁰

En respuesta a la caída en la demanda agregada de bienes nacionales al momento del impacto, el tipo de cambio real experimenta una depreciación del 2%, sobrepasando su nuevo nivel de largo plazo. Esta sobre-reacción cambiaria se debe al hecho que al comenzar el período 2, la oferta agregada se contrae a consecuencia de la desinversión, ocasionando una gradual y leve apreciación hacia el nuevo estado estacionario. En el largo plazo el tipo de cambio real se ha depreciado en un 1,33% respecto del estado estacionario inicial. ¿Qué efecto tiene un tipo de cambio más competitivo sobre las exportaciones? Dada una elasticidad de la demanda por exportaciones con respecto al tipo de cambio real de 0,43, las exportaciones crecen en 0,58% en respuesta a la depreciación de largo plazo.

Con un crecimiento monetario sin variaciones, la pérdida de producto durante el período 1 reduce la demanda de dinero, haciendo que la inflación aumente temporalmente en un 0,2% anual, para luego converger a su nivel estacionario de 14% anual (gráfico 3).

El salario real refleja la caída de largo plazo de la demanda laboral, motivada por la disminución del stock de capital. En el estado estacionario final, el salario real es 0,22% inferior al del equilibrio inicial. Durante el período de transición, sin embargo, la indexación retrospectiva lo afecta también, ya que la indexación de los salarios está ligada a la inflación presente y rezagada. En el período 1, la mayor inflación causa una caída en los salarios reales, pero no lo suficiente como para evitar una disminución temporal del empleo en 0,1 puntos porcentuales (gráfico 4).

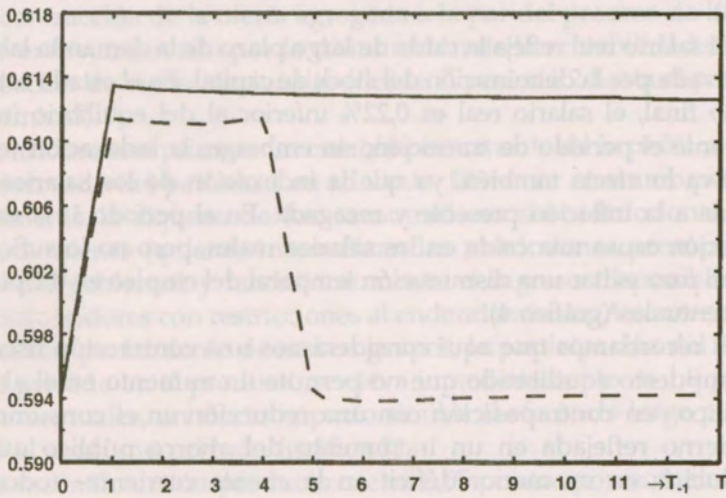
Si recordamos que aquí consideramos una contracción fiscal de presupuesto equilibrado que no permite un aumento en el ahorro público —en contraposición con una reducción en el consumo del gobierno reflejada en un incremento del ahorro público que se traduciría en un menor déficit en la cuenta corriente— todos los efectos transitorios sobre la cuenta corriente se derivan sólo de la transferencia de riqueza del sector público al privado y de los efectos indirectos que esto induce. En estas condiciones, la cuenta corriente podría sufrir un deterioro o bien mejorar en el corto plazo, dependiendo de la magnitud de la elasticidad de sustitución intertemporal del consumo en relación con el coeficiente de costos de ajuste de la inversión.³¹ En nuestro caso de elasticidad unitaria de sustitución intertemporal del consumo y elevados costos de ajuste de la inversión, el saldo en cuenta corriente en unidades de moneda extranjera se deteriora en 0,05 puntos porcentuales del producto en el período 1; en cambio, debido a la depreciación real, el saldo en cuenta corriente en unidades de moneda nacional disminuye en 0,10 puntos del producto.³²

Este déficit externo refleja una desacumulación de riqueza privada, conducente a un menor consumo y producción en el largo plazo.

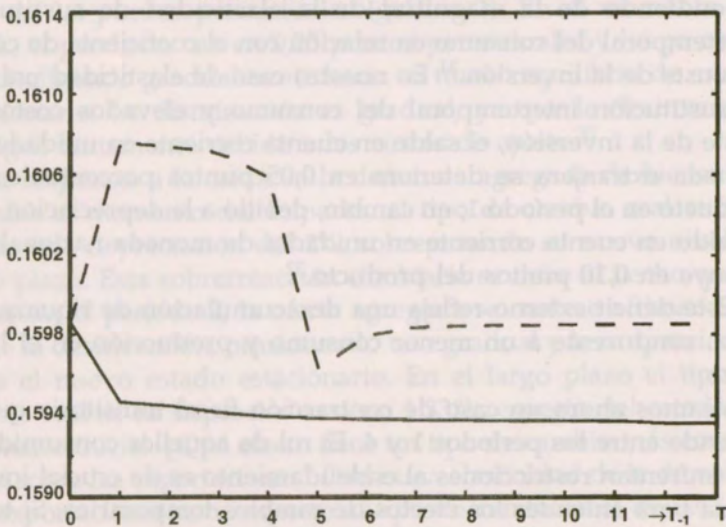
Veamos ahora un caso de contracción fiscal transitoria que se extiende entre los períodos 1 y 4. El rol de aquellos consumidores que enfrentan restricciones al endeudamiento es de crucial importancia para entender los efectos de cambios temporarios. Si todos fueran individuos sin restricciones, una reducción temporal en el consumo del gobierno y la tributación sólo provocaría una modes-

GRAFICO 1

CONTRACCION FISCAL
CONSUMO PRIVADO/PRODUCTO



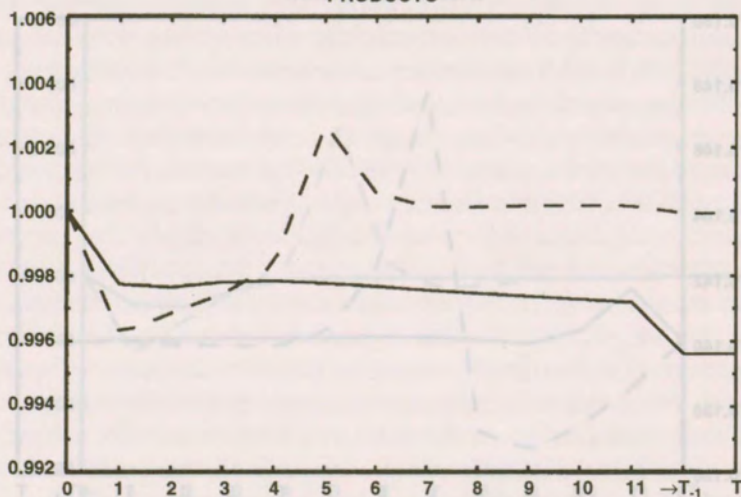
INVERSION PRIVADA/PRODUCTO



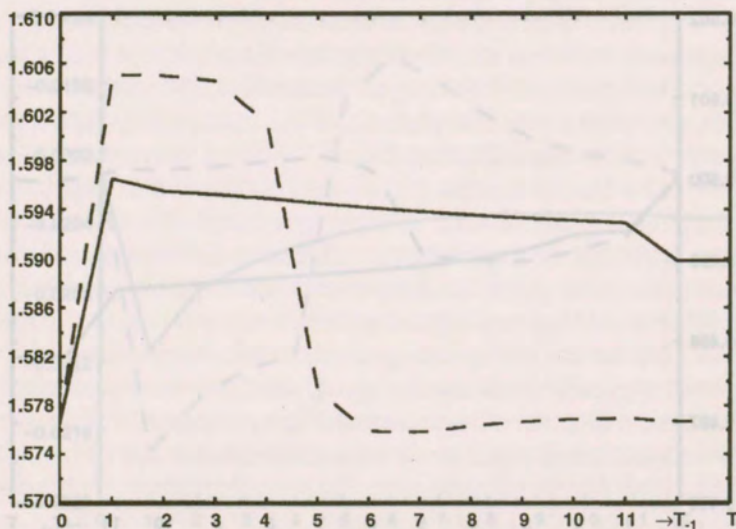
— Permanente
- - - Transitoria

GRAFICO 2

CONTRACCION FISCAL
PRODUCTO

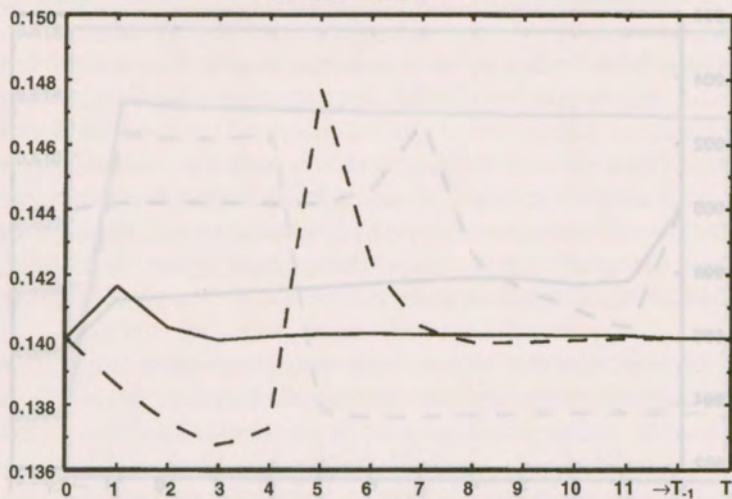


TIPO DE CAMBIO REAL

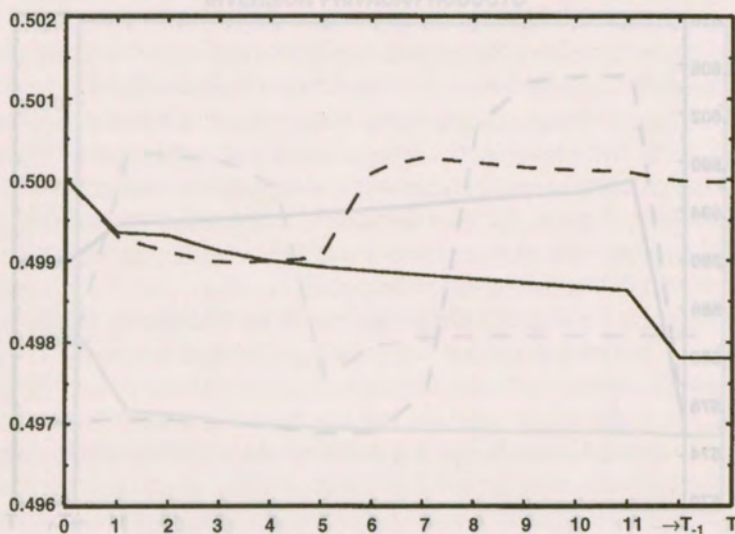


— Permanente
- - - Transitoria

GRAFICO 3

CONTRACCION FISCAL
TASA DE INFLACION

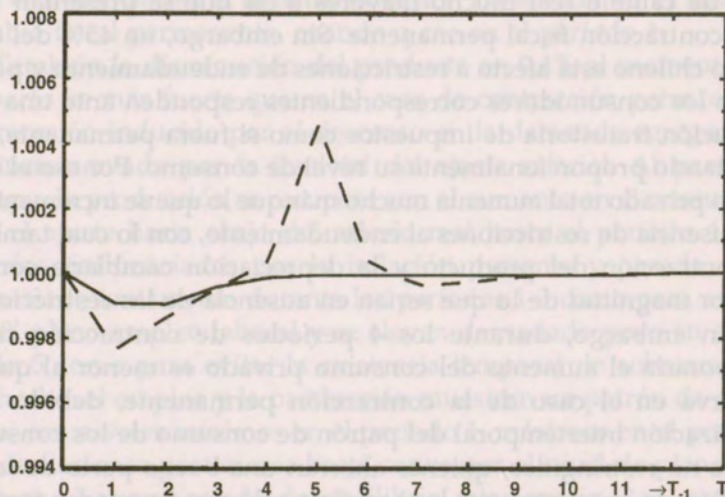
SALARIO REAL



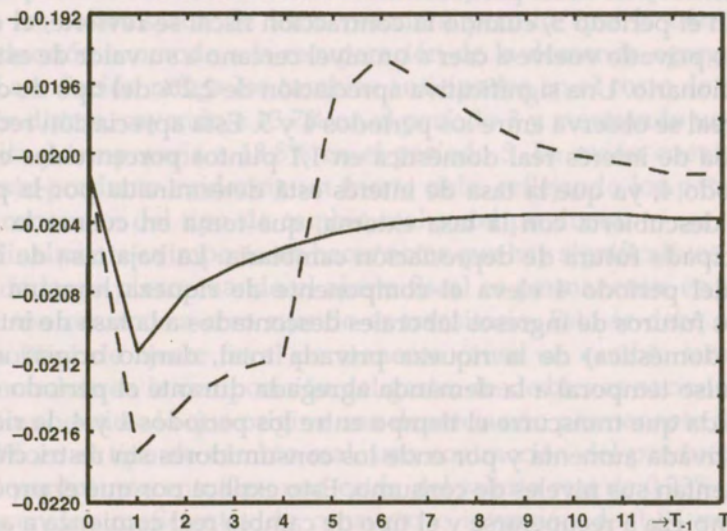
—	Permanente
- - -	Transitoria

GRAFICO 4

EMPLEO



SALDO DE CUENTA CORRIENTE/PRODUCTO



— Permanente
 - - - Transitoria

ta alza en el consumo privado. Por tanto, la demanda agregada se reduciría significativamente y se observarían magnitudes de disminución temporal del producto y de depreciación temporal del tipo de cambio real mucho mayores a las que se presentan ante una contracción fiscal permanente. Sin embargo, un 45% del consumo chileno está afecto a restricciones de endeudamiento y por lo tanto los consumidores correspondientes responden ante una disminución transitoria de impuestos como si fuera permanente, aumentando proporcionalmente su nivel de consumo. Por eso el consumo privado total aumenta mucho más que lo que se incrementaría en ausencia de restricciones al endeudamiento, con lo cual también la contracción del producto y la depreciación cambiaria son de menor magnitud de lo que serían en ausencia de las restricciones.

Sin embargo, durante los 4 períodos de contracción fiscal temporaria el aumento del consumo privado es menor al que se observa en el caso de la contracción permanente, debido a la suavización intertemporal del patrón de consumo de los consumidores no restringidos, quienes ahorran una buena parte de la reducción de impuestos que los beneficia sólo por 4 períodos (gráfico 1). Por tanto, el producto experimenta una caída mayor y el tipo de cambio real sufre una mayor depreciación (en un 0,86% más) en el momento del impacto y en los tres períodos subsiguientes, que en la contracción fiscal permanente.

En el período 5, cuando la contracción fiscal se revierte, el consumo privado vuelve a caer a un nivel cercano a su valor de estado estacionario. Una significativa apreciación de 2,2% del tipo de cambio real se observa entre los períodos 4 y 5. Esta apreciación reduce la tasa de interés real doméstica en 1,1 puntos porcentuales en el período 4, ya que la tasa de interés está determinada por la paridad descubierta con la tasa externa, que toma en cuenta la tasa anticipada futura de depreciación cambiaria. La baja tasa de interés del período 4 eleva el componente de riqueza humana (los flujos futuros de ingresos laborales descontados a la tasa de interés real doméstica) de la riqueza privada total, dando origen a un impulso temporal a la demanda agregada durante el período 4. A medida que transcurre el tiempo entre los períodos 1 y 4, la riqueza privada aumenta y por ende los consumidores sin restricciones aumentan sus niveles de consumo. Esto explica por qué el producto empieza a recuperarse y el tipo de cambio real comienza a apreciarse inmediatamente después del período 1.

La inversión de las empresas no restringidas, reaccionando al

aumento en la q de Tobin, se incrementa en 0,8 puntos porcentuales en el momento del impacto, de modo que la razón inversión/producto llega a un nivel máximo en el período 1. Esto contrasta con el descenso en la tasa de inversión observada en el caso de cambio fiscal permanente, cuando q cae en el período 1.

También la disminución del producto en 0,4% al momento del impacto es más fuerte que en el caso de contracción permanente. La recesión inducida por el descenso en la demanda agregada se ve incrementada por la lentitud del ajuste salarial. Al paso del tiempo, la producción se recupera con el aumento en el consumo y con el ajuste hacia abajo del salario real hasta el período 4. Los salarios, influenciados por la inflación presente y pasada, caen demasiado lentamente durante los períodos 1-3 como para asegurar el pleno empleo laboral y se elevan demasiado poco en el período 5 como para evitar la existencia temporal de sobreempleo. De hecho, el empleo y la producción muestran un patrón de doble ciclo, con niveles mínimos en el período 1, máximos en el período 5 y oscilaciones posteriores hasta converger al nivel de pleno empleo en el nuevo estado de equilibrio estacionario. Las mayores desviaciones del empleo respecto del pleno empleo son de -0,2 puntos porcentuales en el período 1 y de +0,4 puntos porcentuales en el período 5. Se observa un aumento excepcional del producto en el período 5, cuando el aumento excepcional del empleo (dado que los salarios son de lenta reacción) permite que la oferta de producción acomode a la recuperación de la demanda agregada.

La inflación refleja los cambios anticipados en el costo de mantener dinero, cayendo a 13,7% en el período 3 y mostrando un alza súbita y temporaria a 18,8% en el período 5. La razón cuenta corriente-producto evidencia un fuerte ciclo, reflejando los patrones del consumo, del tipo de cambio real y del producto.

Finalmente es importante hacer notar que hay significativos efectos de largo plazo cuando el ajuste fiscal es permanente, en tanto que son cercanos a cero cuando es transitorio. Esto se debe a que la política de ajuste fiscal permanente causa un cambio también permanente en la composición del gasto, desde bienes nacionales a los importados, lo que origina una depreciación permanente de un 1,33% en el tipo de cambio real, una contracción del producto de 0,44 puntos porcentuales, una caída del salario real de 0,22% y un alza en los coeficientes de consumo e inversión de 1,84 puntos porcentuales y 0,05 puntos porcentuales, respectivamente. Bajo una contracción transitoria, sin embargo, los cambios en la composi-

ción del gasto agregado también son temporarios. Por lo tanto, los valores del estado estacionario final son muy cercanos a los niveles del equilibrio estacionario inicial para todas las variables. Las diferencias de segundo orden que se observan son debidas a la trayectoria de transición de la economía, que también afecta los valores de estado estacionario debido a la histéresis del modelo.

V. GASTO FISCAL Y TIPO DE CAMBIO REAL EN CHILE: REVISIÓN DE LA LITERATURA EMPÍRICA

En esta sección compararemos nuestros resultados acerca de los efectos de una contracción del gasto fiscal sobre el tipo de cambio real (TCR) con los de la literatura empírica relevante para Chile. Nos centraremos en la semielasticidad del TCR respecto del gasto fiscal, definida como la tasa porcentual de devaluación en respuesta a una caída del gasto público en 1 punto porcentual del PIB. Los valores provienen tanto de estudios de simulación numérica (basados en modelos calibrados y estimados) como de estudios de estimación econométrica (con valores correspondientes a estimaciones punto³³). En principio, una comparación de esta naturaleza es un ejercicio limitado, pues los trabajos subyacentes presentan grandes diferencias en estructuras modelísticas, muestras empíricas y técnicas de simulación o estimación. Sin embargo, también puede argüirse que inferir conclusiones generales de estudios muy distintos eleva el grado de robustez de dichas conclusiones.

El cuadro 2 resume 22 conjuntos de resultados correspondientes a 15 estudios empíricos. La mayoría de estos trabajos son de fecha reciente (6 son publicados en 1996), lo que refleja el interés en Chile por entender el comportamiento empírico del TCR en general y, en particular, su respuesta a cambios en la política fiscal. Sólo dos estudios corresponden a modelos de simulación de equilibrio general para la economía chilena. Los restantes trabajos corresponden a modelos econométricos uniecuacionales para el TCR en Chile.

Los resultados presentados han sido normalizados para distinguir entre los efectos de impacto (que se observan en el período inicial) y de largo plazo (que se observan en el período terminal o de equilibrio de estado estacionario) y, en el caso de los modelos de simulación, para distinguir entre reducciones transitorias y permanentes del gasto público. También se identifica la categoría de bienes sobre la que recae el gasto público en los modelos de simu-

lación y la medida de gasto empleada en los modelos de estimación. Finalmente se identifica el período y la frecuencia muestral subyacentes en la parametrización de los modelos de simulación y en la estimación de los modelos econométricos.

Los dos estudios de simulaciones de equilibrio general consideran explícitamente los efectos retroalimentadores, a través del financiamiento fiscal y del equilibrio general macroeconómico, que se derivan de cambios en el gasto fiscal. Por su carácter de equilibrio dinámico de expectativas racionales, también permiten distinguir entre cambios transitorios y permanentes en políticas fiscales.

Nuestros resultados, descritos en detalle en la sección anterior de este trabajo, están basados en una especificación en que el gasto público recae íntegramente en bienes nacionales (que son sustitutos imperfectos de los bienes importados) y en que un 45% de los consumidores enfrenta límites al endeudamiento, que son restrictivos en el corto y mediano plazo (pero no en el estado estacionario), implicando desviaciones respecto de la condición de equivalencia ricardiana.

Bajo estas condiciones una reducción permanente del gasto fiscal en 1% del producto provoca una devaluación real inmediata (en el año 1) de 1,0%, que luego se revierte parcialmente, obteniéndose una devaluación de 0,67% en el nuevo equilibrio de estado estacionario. Cuando la contracción fiscal es transitoria – por un período de 4 años– el efecto devaluatorio en el primer año es de 1,4% (mayor al obtenido ante una contracción permanente), mientras que el efecto de largo plazo es virtualmente nulo. Si la temporalidad de la contracción fiscal fuera aún mayor –por ejemplo de sólo un año– el efecto impacto reflejado por la devaluación del TCR en el primer año excedería el 1,4%, producto del menor incremento del consumo privado por parte de los consumidores no sujetos a restricciones al endeudamiento.

Arrau, Quiroz y Chumacero (1992) presentan cuatro clases de resultados de simulaciones de equilibrio general. Los casos presentados distinguen entre una situación de ausencia completa de restricciones al endeudamiento (en la cual, por tanto, se cumple la equivalencia ricardiana) y otra de restricción plena al endeudamiento, afectando al 100% de los consumidores. También se distingue entre dos tipos de gasto público: un caso en que el gasto recae íntegramente sobre bienes no transables y otro en que recae en montos iguales sobre bienes transables y no transables.

El modelo subyacente corresponde a una especificación de dos

CUADRO 2
¿EN QUE PORCENTAJE SE DEVALUA EL TIPO DE CAMBIO REAL EN CHILE AL RESTRINGIRSE
EL GASTO PUBLICO EN 1% DEL PIB? ESTIMACIONES DE VARIOS AUTORES

1. DOS MODELOS DE SIMULACION DE EQUILIBRIO GENERAL							
	<i>Muestra Para-metrización</i>	<i>Categoría de Gasto</i>	<i>Restricciones Endeudamiento</i>	<i>Reducción Permanente Impacto</i>	<i>Largo Plazo</i>	<i>Reducción Transitoria Impacto</i>	<i>Largo Plazo</i>
K. Schmidt-Hebbel y L. Servén (1996, este trabajo) y P. Arrau, J. Quiroz y R. Chumacero (1992)	1960-1992 y 1992 1977-1990	Bienes Nacionales	Parciales	1,0	0,67	1,4	0,01
		No Transables	Ausentes	-	-	1,3	-
		No Transables	Completas	-	-	2,5	-
		Trans. y NT	Ausentes	0,8	-	1,0	-
		Trans. y NT	Completas	1,8	-	1,8	-
2. TRECE MODELOS ECONOMETRICOS UNIECUACIONALES							
	<i>Muestra Estimación</i>	<i>Medida de Gasto</i>	<i>Efectos de Reducción Gasto Impacto</i>	<i>Largo Plazo</i>			
2.1 Modelos de Cointegración y Corrección de Errores							
S. Arellano y F. Larraín (1996)	1977-1993 1982:1 (84:1)-93:4	Gasto Corriente de Gobierno	3,6	3,6			
		Gasto Corriente de Gobierno	0,3	3,0			
R. Soto (1996)	1978:1-1994:4	Consumo de Gobierno	0	0 - 0.1			
S. Valdés-Prieto y M. Soto (1996)	1987:1 (88:1)-93:4 1987:1 (88:1)-93:4	Gasto de Consumo de Gobierno	0	0			
		Gasto Transferencias de Gobierno	0,7	0,5			
I. Elbadawi y R. Soto (1994)	1960-1992	Consumo de Gobierno	0,9	1,5			
P. Arrau, J. Quiroz y R. Chumacero (1992)	1977:2-1982:4	Consumo de Gobierno	1,3	0			

2.2 Modelos Bayesianos

G. Le Fort (1988; Cuadro 5, Prior 2)	1972:1-1982:4	Absorción Pública y Privada	0,2	0
--------------------------------------	---------------	-----------------------------	-----	---

2.3 Modelos Econométricos Convencionales

J. De Gregorio (1996)	1982:1-1994:4	Gasto Corriente de Gobierno	0,1*-1,6	0,1*-1,6
G. Larraín (1996)	1961-1992	Consumo de Gobierno	0 - 1,1*	0 - 1,1*
	1973-1991	Gasto Secur. Social de Gobierno	0,5 - 0,9	0
V. Corbo y S. Fischer (1994)	1974-1990	Consumo de Gobierno	-0,6*	0
J. Marshall y K. Schmidt-Hebbel (1994)	1960-1988	Absorción de Gobierno	1,1*	1,1*
M. Betancour (1992)	1970-1991	Gasto Corriente de Gobierno	1,8	1,8
		Gasto de Capital de Gobierno	-0,4*	-0,4*
A. Repetto (1992)	1960-1990	Consumo de Gobierno	0 - 0,2*	0
H. Hurtado, A. Valdés y E. Muchnik (1990)	1960:1-1982:4	Absorción Pública y Privada	0,2	0,2

Notas:

1. Los modelos econométricos se basan en dos medidas distintas de gasto: (i) medidas de consumo y absorción (la suma de consumo e inversión) del sector público o de la suma del sector público y privado, de Cuentas Nacionales (Banco Central), y (ii) medidas de gasto de gobierno provenientes de la Dirección de Presupuesto (Ministerio de Hacienda) o de la Contraloría General de la República. En el caso del segundo tipo de medidas, los estudios se diferencian por emplear alternativamente la desagregación del gasto total en gasto corriente y gasto de capital, el gasto corriente total, la desagregación del gasto corriente en gasto en consumo y gasto en transferencias, o, dentro de la última categoría, el gasto de gobierno en seguridad social.
2. Algunos de los trabajos identificados no presentan directamente las semi-elasticidades resumidas en esta tabla, pues los coeficientes originales se refieren a elasticidades o propensiones marginales. Se ha procedido a calcular las semi-elasticidades correspondientes con información proveniente de las muestras de estimación, provistas amablemente por los autores correspondientes.
3. Aquellos coeficientes presentados en esta tabla (o los coeficientes subyacentes presentados en las publicaciones originales) que son identificados con un asterisco no son significativos a niveles estadísticos convencionales. Los coeficientes sin asterisco son estadísticamente significativos.

períodos y de dos generaciones traslapadas. Interpretaremos los cambios producidos en el período 1 (los únicos reportados en el trabajo) como equivalentes a efectos impacto o de corto plazo.³⁴ En términos cualitativos, los resultados cumplen con la predicción teórica de que el efecto sobre el TCR de la política fiscal crece en magnitud con tres variables: el grado de generalización de las restricciones al endeudamiento, la participación de bienes no transables en el gasto fiscal y, en la medida en que existan consumidores no afectados por restricciones al endeudamiento, el grado de temporalidad de la política fiscal. Dependiendo de la conjugación de estas características, los resultados cuantitativos se sitúan en un rango comprendido entre 0,8% y 2,5% de depreciación del TCR por cada punto porcentual del PIB de contracción del gasto fiscal. Nótese que la combinación lineal de las líneas tercera y cuarta de los resultados de Arrau, Quiroz y Chumacero (que corresponde a una combinación de supuestos similar a la subyacente en nuestras simulaciones) implica obtener resultados muy similares a los obtenidos por nosotros en cuanto al efecto impacto de contracciones fiscales tanto permanentes como transitorias.

El siguiente conjunto de 13 estudios presenta estimaciones econométricas uniecuacionales para el TCR, cuyos resultados resumidos aquí reflejan los coeficientes estimados de la absorción agregada o del consumo o gasto público (entre otros regresores).

Las especificaciones de los modelos econométricos varían enormemente entre los distintos estudios, aún cuando la mayoría de ellos tiende a ser consistente con el modelo estático de dos (o tres) sectores para economías abiertas y pequeñas de Salter-Swan-Corden-Dornbusch, típicamente en su versión de Rodríguez (1994). De acuerdo con este modelo, la mayoría de las especificaciones controla por los determinantes usuales del TCR, incluyendo los términos de intercambio y el gasto agregado o el saldo de la cuenta corriente. La inclusión del gasto agregado o del saldo en cuenta corriente (o de alguna proxy del último, como el saldo comercial o el saldo de la cuenta de capitales) refleja el efecto del gasto agregado (o el financiamiento externo del mismo) sobre el precio relativo de los bienes no transables. La inclusión adicional del gasto fiscal como regresor —que, manteniendo inalterado el nivel de la absorción doméstica o de la cuenta corriente, se supone íntegramente financiado por el sector privado— refleja la hipótesis de que el gasto fiscal es más intensivo en bienes o partidas no transables que el gasto privado. Un número pequeño de los estudios considerados

aquí también incluye variables de oferta como el nivel de salarios o la productividad sectorial relativa, de acuerdo con el modelo de Balassa-Samuelson.

Cabe notar dos diferencias entre las simulaciones numéricas de los modelos de equilibrio general comentados arriba y los coeficientes estimados por los modelos uniecuacionales que se discutirán a continuación. En primer lugar, no es obvio cómo distinguir entre cambios permanentes y transitorios del gasto público en los modelos de estimación del TCR, aunque éstos sean de carácter dinámico. Por eso, utilizaremos e interpretaremos los coeficientes estimados como si todos los cambios en política fiscal fueran permanentes. En segundo lugar, por el carácter de equilibrio parcial de los modelos de estimación, no hacen explícito el tipo de financiamiento interno del gasto público (impuestos, inflación o deuda interna) ni permiten considerar los efectos de equilibrio general y de retroalimentación provocados por una contracción fiscal. De ahí que la interpretación de los resultados presentados a continuación debe suponer que los niveles de los demás regresores del TCR no se ven afectados por los cambios macroeconómicos inducidos por la contracción fiscal.³⁵

No sólo las definiciones de variables (incluyendo la propia definición del TCR) y los períodos y frecuencias muestrales varían significativamente entre los modelos econométricos. También lo hacen las estructuras dinámicas y las técnicas de estimación empleadas, lo que permite clasificar a los estudios econométricos en tres grupos: modelos de cointegración y corrección de errores, modelos bayesianos y modelos convencionales.

Es interesante observar que entre los 13 estudios econométricos no se observan correlaciones entre la magnitud o significancia estadística de la semielasticidad y el tipo de muestra (anual o trimestral, reciente o más antigua) o el método de estimación. Vale decir, no hay mayor evidencia de que los resultados sean dependientes de un período o frecuencia muestral particular o de una técnica de estimación particular.

Una dimensión importante que distingue unos estudios de otros es la medida de gasto empleada. Los estudios del TCR de Le Fort (1988) y Hurtado, Valdés y Muchnik (1990) no incluyen como regresor al gasto público pero sí consideran a la absorción o demanda agregada (pública y privada) total. Por tanto, estos estudios no controlan por el efecto composición del gasto público sino solamente por el efecto que tiene el gasto público a través de la demanda agregada sobre el TCR, para un nivel inalterado del gasto pri-

vado. La estimación de la semielasticidad del TCR respecto de la demanda agregada varía entre 0 y 0,2 en ambos trabajos.

Todos los siguientes estudios incluyen como regresor a alguna medida del gasto público, aunque no todos controlan simultáneamente por el gasto agregado o alguna medida de la cuenta corriente o la cuenta de capitales. Además, la medida específica de gasto público difiere significativamente entre los distintos estudios. Un conjunto de trabajos se centra en medidas de consumo o de consumo e inversión de gobierno, provenientes de Cuentas Nacionales. Entre estos, Marshall y Schmidt-Hebbel (1994) usan la suma de consumo e inversión de gobierno, encontrando una semielasticidad que no es significativamente distinta de cero. Seis estudios emplean el consumo de gobierno como la medida relevante, que corresponde precisamente a la medida empleada por los estudios de simulación. De esta media docena de estudios, R. Soto (1996), G. Larraín (1996), Corbo y Fischer (1994) y Repetto (1992) estiman semielasticidades de corto y largo plazo que no son estadísticamente o numéricamente distintas de cero. En cambio, Elbadawi y Soto (1994) estiman valores de 0,9 para el corto plazo y 1,5 para el largo plazo, y Arrau, Chumacero y Quiroz (1992) encuentran una semielasticidad de 1,3 en el corto plazo y de 0 en el largo plazo.

Es válido argüir que el consumo de gobierno reflejado en Cuentas Nacionales es una medida incompleta del gasto público corriente porque: (i) excluye partidas importantes del gasto corriente, en particular, las transferencias corrientes y los pagos de interés del gobierno general al sector privado; y (ii) no corresponde a una medida del gasto realizado consistente con las cuentas fiscales elaboradas por el sector público, provenientes de la Dirección de Presupuesto o de la Contraloría General de la República. En la medida en que los hogares receptores de transferencias y pagos de intereses realizados por el sector público muestren una propensión al gasto en consumo en bienes no transables que exceda a la propensión de los hogares que contribuyen con sus impuestos al financiamiento de dichos pagos públicos, una reducción en dichos pagos e impuestos contribuiría a una depreciación del TCR.³⁶ Por tanto, los cinco estudios siguientes, que utilizan alguna medida de gasto corriente de gobierno, evitan un potencial sesgo doble de medición de variables que podría estar afectando a los estudios previos basados en medidas de consumo de gobierno.

Arellano y Larraín (1996), empleando el gasto corriente total de gobierno (gasto en consumo más transferencias, pagos de intereses

y otros gastos corrientes), estiman una semielasticidad de 3,6 empleando datos anuales, y semielasticidades de 0,3 y 3,0 para el corto y largo plazo, respectivamente, empleando datos trimestrales. Estos elevados valores contrastan con los coeficientes reportados por todos los demás estudios presentados en esta revisión.

De Gregorio (1996), utilizando datos trimestrales, reporta una semielasticidad del TCR respecto del gasto corriente del gobierno que varía entre 0 y 1,6, dependiendo del período muestral y de la técnica de estimación empleada.

Betancour (1992) incluye separadamente el gasto corriente y el gasto de capital de gobierno, estimando semielasticidades de 1,8 y -0,4 (esta última no significativamente distinta de cero), respectivamente. Este resultado puede sugerir que la composición del gasto corriente de gobierno es relativamente más intensa en bienes nacionales o no transables, a diferencia de la composición del gasto de capital de gobierno.

Los dos últimos estudios considerados aquí también permiten establecer diferencias entre distintas categorías de gasto de gobierno respecto de su impacto cambiario. Valdés-Prieto y M. Soto (1996) incluyen separadamente el gasto en consumo y el gasto en transferencias como argumentos del TCR. Ellos informan que el gasto en consumo es no significativo en regresiones preliminares no presentadas en su trabajo y reportan semielasticidades de 0,7 (corto plazo) y 0,9 (largo plazo) para las transferencias corrientes. Resultados muy similares, pero basados en medidas de consumo y una partida particular de transferencias corrientes que provienen de fuentes distintas, son presentados por G. Larraín (1996). También aquí las semielasticidades respecto del consumo de gobierno no son significativamente distintas de cero y las semielasticidades respecto del gasto del gobierno en seguridad social son positivas pero bajas, en un rango de 0,5-0,9, que incluye la estimación punto de Valdés-Prieto y M. Soto para el gasto total en transferencias. Por tanto, se puede inferir de estos dos últimos estudios que el componente de no-consumo del gasto corriente de gobierno tiene un impacto mayor sobre el TCR que el gasto en consumo de gobierno.

A modo de resumen de aquellos 15 conjuntos de resultados que provienen de los 11 estudios econométricos que incluyen a distintas medidas de gasto público (y no de absorción pública y privada), la distribución de las estimaciones de semielasticidades de impacto y de largo plazo del TCR respecto del gasto público, por rangos de valores, es la siguiente:

	0	0,1-0,2	0,3-0,9	1,0-1,2	1,3-1,8	1,9-2,9	3,0-3,6
Impacto	7	0	5	0	2	0	1
Largo Plazo	9	0	2	0	2	0	2

No se observan mayores diferencias entre las distribuciones de las semielasticidades de impacto y de largo plazo. Ambas distribuciones están muy concentradas en valores iguales a cero o cercanos a cero. Más de la mitad de los resultados no son significativamente distintos de cero. La mediana de las semi-elasticidades de impacto está entre 0 y 0,3, y la mediana de las semi-elasticidades de largo plazo es 0. En la larga cola derecha de las distribuciones se encuentran dos resultados en el rango 1,3-1,8. Finalmente, un solo estudio, con 1 (2) resultado(s), presenta valores elevados, de 3,0 a 3,6.

¿Qué podemos concluir acerca de la magnitud empírica de la respuesta del TCR ante un cambio del gasto público en Chile? No obstante las grandes diferencias en especificaciones y métodos empíricos reflejadas en los distintos trabajos, los resultados arrojados por los dos modelos de simulación y los 13 modelos econométricos muestran un patrón sorprendentemente común, resumido en las siguientes conclusiones.

1. Los estudios econométricos basados en medidas agregadas de la absorción total (pública y privada) o pública presentan estimaciones de la semielasticidad del TCR respecto de la participación del gasto en el PIB que no difieren estadísticamente o numéricamente de cero.

2. La mitad de los estudios econométricos basados en medidas del gasto público (que difieren mucho entre sí) encuentran valores para la semielasticidad que no difieren estadísticamente de cero, tanto para los efectos impacto y de largo plazo del gasto público. Los restantes estudios, con una sola excepción, encuentran valores positivos pero bajos. De la evidencia global presentada por estos resultados econométricos cabe inferir que la semielasticidad del TCR respecto del gasto público es baja, encontrándose probablemente en el rango comprendido entre 0 y 1,0. Esta inferencia es robusta a distintas especificaciones, métodos econométricos y muestras estadísticas e, incluso, a diversas medidas de gasto público.

3. La evidencia presentada por algunos estudios sugiere que las distintas partidas del gasto de gobierno tienen efectos diferentes sobre el TCR, posiblemente reflejando diferencias en las intensidades de gasto en bienes nacionales o no transables. Los resultados correspondientes muestran que el gasto corriente de gobierno en

partidas distintas del consumo de gobierno (como transferencias y pagos de intereses) tiene un efecto sobre el TCR que excede al del gasto en consumo (que es típicamente bajo o igual a cero) y al del gasto de capital (que es igual a cero).

4. Los resultados de los modelos de simulación presentan respuestas del TCR ante cambios en el consumo público que, siendo pequeñas, exceden los efectos nulos o bajos que arroja la mayoría de los estudios econométricos. Ello radica probablemente en los efectos de equilibrio general dinámico observados en los estudios de simulación, que a su vez permiten distinguir entre políticas fiscales permanentes y transitorias. Así, una reducción permanente del consumo de gobierno en 1 punto porcentual del PIB lleva a una devaluación del TCR de 0,8 a 1,8% en el corto plazo y de 0,7% en el largo plazo. Si la contracción fiscal es transitoria, el rango del efecto impacto sobre el TCR es de 1,0 a 2,5%, mientras que el efecto de largo plazo tiende a cero mientras más transitoria sea dicha contracción.

VI. CONCLUSIONES

Este artículo ha presentado un modelo de equilibrio general dinámico calibrado para la economía chilena, con el fin de simular los efectos macrodinámicos de una contracción fiscal. El modelo se caracteriza por incorporar una serie de elementos deseables desde el punto de vista tanto analítico como empírico: rigideces en salarios nominales (lo que permite desviaciones temporales del pleno empleo), grupos de consumidores y empresas que enfrentan restricciones al endeudamiento y contenido importado de los bienes de capital. Al mismo tiempo, el modelo permite que los equilibrios en mercados de bienes y de activos reflejen un comportamiento optimizador intertemporal, basado en fundamentos microanalíticos. El modelo es parametrizado a fin de representar a la economía chilena, haciendo uso de coeficientes estimados econométricamente y de ecuaciones de comportamiento y restricciones presupuestarias calibradas a un año base.

Entre las materias de política macroeconómica que siguen teniendo gran relevancia en Chile, este trabajo se centra en un tema específico: la posible contribución de una contracción fiscal al ajuste macroeconómico en general y a un tipo de cambio más competitivo en particular. Nuestro modelo se usó aquí para simular los

efectos de impacto, de transición y de estado estacionario, de cambios permanentes y transitorios en la política fiscal. Esta tarea es posible por la consideración explícita de las trayectorias futuras de todas las variables relevantes en las decisiones de los agentes representados en nuestro modelo de expectativas racionales.

La contracción fiscal de presupuesto balanceado (un menor consumo público que lleva a una disminución en los impuestos) conlleva una transferencia de riqueza desde el sector público hacia el privado, lo que aumenta el consumo privado. Debido a las diferencias entre las composiciones del gasto público y privado, el gasto agregado se reorienta desde bienes nacionales a bienes importados y por lo tanto el tipo de cambio real se deprecia. Cuando la contracción fiscal es permanente, la devaluación de corto plazo alcanza el 1,0% por cada punto porcentual del PIB en que se reduce el consumo público. Este efecto es mayor al 0,67% de devaluación cambiaría que se observa en el nuevo equilibrio de estado estacionario en relación al equilibrio inicial, porque la producción doméstica se contrae gradualmente por el mayor costo de los bienes de capital importados. Cuando la contracción fiscal es transitoria, la devaluación de impacto es mayor (1,4%), debido a la suavización del patrón de consumo intertemporal realizada por aquellos consumidores que no enfrentan restricciones al endeudamiento. Pero los efectos de una contracción transitoria son prácticamente iguales a cero en el largo plazo. Estos resultados son consistentes con los de la gran mayoría de los estudios empíricos que analizan el efecto del gasto público sobre el tipo de cambio real en Chile. Cabe concluir, por tanto, que la política fiscal no es una herramienta eficaz para lograr una devaluación significativa del tipo de cambio real en Chile.

NOTAS

- ¹ Un recuento detallado de las políticas macroeconómicas aplicadas en Chile durante los últimos 20 años y los resultados obtenidos se encuentra en los libros de Edwards y Cox-Edwards (1987), Morandé y Schmidt-Hebbel (1988) y Bosworth, Labán y Dornbusch (1994), así como en las referencias citadas por ellos.
- ² Evidentemente, los mismos mecanismos de transmisión operan al analizar si una contracción fiscal expande o contrae el producto en el corto y en el largo plazo. Para una discusión de los efectos de una contracción fiscal sobre el producto véase Giavazzi y Pagano (1990), Bertola y Drazen (1993), Barry y Devereux (1994) e International Monetary Fund (1995), Box 2.

- 3 En este trabajo consideramos una contracción fiscal de presupuesto equilibrado. Sin embargo, el término "ajuste fiscal" es frecuentemente utilizado para referirse más bien a un cambio en el déficit del sector público, lo que requiere identificar el tipo de financiamiento de dicho déficit (endeudamiento o emisión monetaria). No obstante, en un marco intertemporal como el nuestro, los déficits permanentes financiados con deuda no son factibles, por cuanto violan la restricción presupuestaria intertemporal del gobierno. Por el contrario, un déficit público financiado por emisión monetaria podría mantenerse en el largo plazo, siempre que no se alcance el máximo de la curva de Laffer para el impuesto inflación. Sin embargo, el caso del déficit público financiado por emisión monetaria combina cambios en política fiscal y política monetaria. A fin de aislar los efectos de la política fiscal, aquí nos centramos en una contracción fiscal de presupuesto equilibrado. En un trabajo anterior hemos simulado los efectos de cambios en política monetaria en Chile (Schmidt-Hebbel y Servén, 1996).
- 4 Servén (1994) examina analíticamente el impacto de perturbaciones fiscales en un modelo no monetario muy similar al nuestro.
- 5 Los activos externos que mantienen los sectores público y privado domésticos son activos netos (equivalentes a las reservas brutas en moneda extranjera más otros activos externos brutos menos la deuda externa bruta) y, por lo tanto, pueden tener signo positivo o negativo.
- 6 La demanda por exportaciones y la determinación de los salarios constituyen las únicas ecuaciones de comportamiento en el modelo que no se derivan (explícita o implícitamente) de una conducta optimizadora.
- 7 La fuerza de trabajo expresada en unidades de eficiencia es la fuerza laboral corriente aumentada por la tasa de progreso tecnológico (ver cuadro 1).
- 8 La existencia de capital de propiedad del sector público podría simularse introduciendo un impuesto sobre las ganancias proporcional al volumen acumulado de inversión pública. Para mayor sencillez, no incluimos esta opción. También suponemos implícitamente que la inversión pública es un sustituto perfecto de la inversión privada.
- 9 Nótese que el producto bruto (y) difiere del concepto convencional de valor agregado o PIB de cuentas nacionales, por cuanto incluye el valor de las importaciones de bienes intermedios (e $p_m r$) y es neto de los costos de ajuste de la inversión (π i a c).
- 10 Una forma de racionalizar la ecuación (5) es asumir que la función de utilidad de los individuos es aditivamente separable en consumo y servicios de transacción del dinero, donde estos últimos son crecientes con el dinero real y disminuyen con el volumen general de transacciones medido por el producto real. Este tipo de formulación descarta el efecto distorsionador del impuesto inflación, lo que es conveniente en este modelo, dado que los impuestos se suponen igualmente no distorsionadores.
- 11 Una derivación de una forma más general de la demanda por dinero, con una semielasticidad interés (o inflación) variable respecto del costo de mantener dinero, sustentada con evidencia empírica favorable a la hipótesis de elasticidad variable en países de alta inflación, se encuentra en Easterly, Mauro y Schmidt-Hebbel (1995).

- 12 Usando la relación entre el salario nominal y el salario real (en términos del producto) por unidad efectiva de trabajo: $W/P = \exp(\theta t) v$, podemos obtener, luego de algunas manipulaciones, la siguiente ecuación para el salario real:
- $$v = I^{\omega} [pc/pc_1]^{\theta} [pc_1/pc_2]^{1-\theta} [(P_1/P_2)/(P/P_1)]^{1-\theta} v_1.$$
- Esta regla de salarios incluye varios casos interesantes. En primer lugar, cuando ω tiende a infinito, la ecuación colapsa a la condición neoclásica de pleno empleo ($l = 1$). En segundo lugar, cuando ω es finito y $\theta = 1$, se tiene el caso de resistencia de los salarios reales. Finalmente, cuando ω es finito y $\theta < 1$, los salarios presentan inercia nominal.
- 13 Wildasin (1984) deriva las condiciones exactas bajo las cuales la tecnología de inversión da origen a decisiones de inversión en dos etapas. Ver Hayashi e Inoue (1991) para generalizaciones más recientes con aplicaciones empíricas.
- 14 La derivación de estas condiciones, así como la del componente no restringido de la ecuación de inversión (16) que se presenta más adelante, siguen el procedimiento estándar de maximización del valor de la empresa, sujeto a las ecuaciones (11) - (13), que por razones de espacio no se presenta aquí.
- 15 La inversión no restringida (contenida en el primer paréntesis de la derecha) se ajusta a la q de Tobin marginal, es decir, la q promedio menos el valor presente del subsidio público a la inversión por unidad de capital (ver Hayashi (1982) sobre las razones generales que originan divergencias entre la q promedio y la marginal). Esto refleja el hecho de que la inversión óptima se determina por la suma de los dividendos futuros provenientes de la unidad marginal de capital, la que excluye el subsidio debido a su naturaleza de suma alzada. Por el contrario, el valor promedio del capital existente, es decir, el valor presente de los dividendos asociados a una unidad de capital instalado, debe incluir el subsidio. La inversión de las empresas restringidas (último término de la derecha en la ecuación (16)) aumenta uno a uno con el subsidio a la inversión.
- 16 Por conveniencia, todos los impuestos y transferencias se incluyeron en la ecuación de flujo de capital humano. Esto no afecta las propiedades del modelo, por cuanto dichos impuestos y transferencias son de suma alzada.
- 17 Tal como antes, las derivaciones analíticas son estándar y pueden omitirse. Resolviendo el problema de maximización se obtiene el resultado tradicional, donde el consumo privado de los hogares no restringidos es igual a la tasa de descuento subjetiva (neta del incremento del trabajo en unidades de eficiencia) multiplicada por la riqueza total (humana y no humana).
- 18 El supuesto de igualdad de tasas de descuento es crucial para que se cumpla la condición de equivalencia ricardiana. Tasas de descuento privadas mayores, ya sea debido a vida finita (reflejada en una probabilidad de muerte, como lo presenta Blanchard, 1985) o a primas por riesgo sobre la deuda de los consumidores en relación a los costos de endeudamiento del gobierno (como en McKibbin y Sachs, 1989) son impedimentos para el cumplimiento de la equivalencia ricardiana.
- 19 Para una discusión y un análisis empírico de las implicancias de la conducta de los consumidores con restricciones de liquidez —así como de la equivalencia ricardiana— véase, por ejemplo, Hubbard y Judd (1986),

Bernheim (1987), Leiderman y Blejer (1988) y Seater (1993).

- 20 El presupuesto del gobierno está equilibrado en términos de unidades de eficiencia de la fuerza de trabajo. Esto implica que el valor real del stock de activos aumenta a un ritmo igual a la tasa de crecimiento de la fuerza laboral en unidades de eficiencia (g).
- 21 Recuérdese que, debido a la sustituibilidad perfecta de los activos, el retorno real de la riqueza per cápita es igual al producto de la tasa de interés (neta del crecimiento de la fuerza de trabajo en unidades de eficiencia) y el stock de riqueza. A su vez, el consumo de estado estacionario es igual al producto de la tasa de descuento subjetiva (también neta del crecimiento efectivo de la fuerza de trabajo) y el stock de riqueza.
- 22 Turnovsky y Sen (1991) utilizan un modelo no monetario, con consumidores que optimizan intertemporalmente, en el cual perturbaciones fiscales transitorias tienen efectos de largo plazo. Sus resultados dependen en forma crítica de la endogeneidad de la oferta de trabajo en su modelo, lo que hace que el empleo en el largo plazo sea endógeno.
- 23 Sin restricciones de liquidez, el experimento implicaría tan sólo cambiar la composición de los impuestos entre impuesto inflación e impuestos directos, sin que ello afecte a la riqueza, el consumo o cualquier otra variable real (ver Schmidt-Hebbel y Servén, 1994c).
- 24 Ver Blanchard y Kahn (1980) y Buiter (1984).
- 25 En principio, podríamos linealizar el sistema alrededor de un estado estacionario para determinar analíticamente las condiciones bajo las cuales la matriz de transición posee la propiedad del punto silla (saddle-path property). Sin embargo, dada la dimensión de nuestro sistema, esto no es practicable.
- 26 Utilizamos un criterio de convergencia muy estricto, requiriendo que la variación porcentual (de cualquier variable en cualquier período) entre dos trayectorias de solución no excediera una milésima de uno por ciento.
- 27 Recuérdese que la Ley de Walras asegura que una de las tres restricciones presupuestarias sectoriales (para los sectores público, privado y externo) se cumple idénticamente cuando los mercados se equilibran. Por consiguiente, no necesitamos especificar una tercera variable residual.
- 28 Este es un supuesto comúnmente usado en las simulaciones de modelos con expectativas racionales, que permiten concentrarnos en los efectos de impacto, transición y estado estacionario de cambios en las políticas, no contaminados por la situación de equilibrio no estacionario de la economía. Como variables de ajuste para las dos restricciones presupuestarias independientes se eligieron los impuestos y las transferencias del extranjero al gobierno, por lo que reflejan los cambios en el año base de las variables de estado per cápita y de los precios.
- 29 El programa de simulaciones de disparo múltiple y trayectoria extendida se escribió en Gauss. El período terminal T varió endógenamente entre 50 y 110 períodos.
- 30 Cabe notar que esta disminución del producto es específica a este modelo y refleja la relación negativa entre el producto y el precio relativo de los bienes importados respecto de los nacionales. En un modelo más general,

- con mayor desagregación en la estructura de producción (por ejemplo, entre los sectores productores de bienes transables y de no transables), la relación entre el producto agregado y el tipo de cambio real es ambigua.
- ³¹ Servén (1994) explora analíticamente los efectos contrapuestos de la sustituibilidad intertemporal del consumo y de la inversión sobre el equilibrio de ahorro e inversión. Por una parte, una contracción fiscal reduce la inversión en una magnitud que es inversamente proporcional a los costos de ajuste. Por otra parte, mientras mayor sea la elasticidad de sustitución intertemporal del consumo privado, mayor será el incremento del consumo en respuesta a la apreciación anticipada del tipo de cambio real durante la trayectoria de ajuste. Así, tanto el ahorro como la inversión disminuyen, y el efecto neto sobre la cuenta corriente es ambiguo.
- ³² Cabe hacer notar que la razón cuenta corriente/producto, en el gráfico 4, indica el valor del saldo en cuenta corriente expresado en unidades de bienes domésticos (es decir, el saldo en cuenta corriente en unidades moneda extranjera multiplicado por el tipo de cambio) dividido por el producto interno. De esto se desprende que dicho coeficiente refleja los movimientos del tipo de cambio real. Aun cuando los valores de la cuenta corriente deben ser iguales en los estados estacionarios inicial y final cuando se expresan en unidades de moneda extranjera, el valor de la cuenta corriente en moneda nacional es mayor en el estado estacionario final que en el estado inicial, debido a la depreciación del tipo de cambio real observada entre ambos equilibrios estacionarios.
- ³³ Por razones de espacio no incluiremos los errores estándar de los coeficientes estimados, pero indicaremos si los coeficientes satisfacen niveles convencionales de confianza estadística.
- ³⁴ El carácter de dos períodos de vida de cada generación de consumidores (uno representativo del horizonte completo de trabajo y el segundo del horizonte completo de retiro, por tanto correspondiente a varias decenas de años cada uno), combinado con una parametrización de variables para períodos de 1 año (como la tasa de interés), dificulta la interpretación de la extensión temporal de los períodos relevantes.
- ³⁵ La alternativa de considerar el efecto global del gasto fiscal sobre el TCR como la suma del coeficiente del gasto fiscal y del coeficiente del déficit en cuenta corriente (o comercial) en aquellos modelos que incluyen a ambos regresores no es consistente con un modelo de equilibrio general dinámico, pues financiar un gasto fiscal permanente con endeudamiento externo permanente viola la condición de transversalidad del equilibrio dinámico.
- ³⁶ La validez empírica de este supuesto es discutible y está aún abierta a ser corroborada.

REFERENCIAS

- ARELLANO S. y F. LARRAIN (1996), "Tipo de Cambio Real y Gasto Público: Un Modelo Econométrico para Chile", *Cuadernos de Economía* 98: 47-75.

- ARRAU, P. (1989), "Intertemporal Monetary Economics: Evidence from the Southern Cone of Latin America", *Tesis doctoral no publicada*, Universidad de Pennsylvania, Philadelphia, Pennsylvania.
- ARRAU, P., J.A. QUIROZ, y R. CHUMACERO (1992), "Ahorro Fiscal y Tipo Cambio Real", *Cuadernos de Economía* 88: 349-86.
- BANCO CENTRAL DE CHILE. *Boletín Mensual*, varios números.
- BANCO CENTRAL DE CHILE. *Indicadores Económicos y Sociales* 1960-1988.
- BARRO, R. (1974), "Are Government Bonds Net Wealth?", *Journal of Political Economy* 82: 1095-117.
- BARRY, F. y M. DEVEREUX (1994), "The Macroeconomics of Government Budget Cuts: Can Fiscal Contractions Be Expansionary?", en W. Robson y W., Scarth: *Deficit Reduction: What Pain. What Gain?* Toronto: C.D. Howe Institute.
- BERNHEIM, B. (1987), "Ricardian Equivalence: an Evaluation of Theory and Evidence", en S. Fischer (ed.): *NBER Macroeconomics Annual*. Cambridge: MIT Press.
- BERTOLA, G. y A. DRAZEN (1993), "Trigger Points and Budget Cuts: Explaining the Effects of Fiscal Austerity", *American Economic Review* 83: 11-26.
- BETANCOUR, M.C. (1992), "Tipo de Cambio Real y su Relación con el Gasto Fiscal", *Tesis no publicada de Ingeniería Comercial (mención Economía)*, Pontificia Universidad Católica de Chile, Santiago, diciembre.
- BLANCHARD, O. (1985), "Debt, Deficits and Finite Horizons", *Journal of Political Economy* 93: 223-47.
- BLANCHARD, O. y C. KAHN (1980), "The Solution of Linear Difference Models Under Rational Expectations", *Econometrica* 48: 1305-11.
- BOSWORTH, B., R. DORNBUSCH y R. LABAN (eds.) (1994), *The Chilean Economy*. Washington D.C.: Brookings Institution.
- BRUNO, M. y J. SACHS (1985), *Economics of World-Wide Stagnation*. Cambridge: Harvard University Press.
- BUITER, W. (1984), "Saddlepoint Problems in Continuous Time Rational Expectations Models: A General Method and Some Macroeconomic Examples", *Econometrica* 52: 665-80.

- CAGAN, P. (1956), "The Monetary Dynamics of Hyperinflation", en M. Friedman (ed.): *Studies in the Quantity Theory of Money*. Chicago: University of Chicago Press.
- CORBO, V. y S. FISCHER (1994), "Lessons from the Chilean Stabilization and Recovery", en B. Bosworth, R. Dornbusch. y R. Labán (eds.), *op. cit.*
- DE GREGORIO, J. (1996), "Determinantes del Tipo de Cambio Real", en F. Morandé y R. Vergara (eds.). *Análisis Empírico del Tipo de Cambio en Chile*. Santiago: CEP e ILADES/Georgetown University.
- EASTERLY, W.R., P. MAURO y K. SCHMIDT-HEBBEL (1995), "Money Demand and Seigniorage-Maximizing Inflation", *Journal of Money, Credit and Banking*, 27 (2): 583-603.
- EDWARDS, S. y A. COX-EDWARDS (1987), *Monetarism and Liberalization*. Chicago: University of Chicago Press.
- ELBADAWI, I. y K. SCHMIDT-HEBBEL (1991), "Macroeconomic Structure and Policy in Zimbabwe". *PRE Working Paper 771*, Banco Mundial, septiembre.
- ELBADAWI, I. y R. SOTO (1994), "Capital Flows and Long-Term Equilibrium Real Exchange Rates in Chile", *Policy and Research Working Paper 1306*, Banco Mundial, junio.
- FAIR, R. y J. TAYLOR (1983), "Solution and Maximum Likelihood Estimation of Dynamic Nonlinear Rational Expectations Models", *Econometrica* 51: 1169-85.
- GAVIN, M. (1991), "Economic Policy. Exchange Rates and Investment in a Keynesian Economy", *manuscript*, Columbia University, New York.
- GIAVAZZI, F. y M. PAGANO (1990), "Can Severe Fiscal Contractions Be Expansionary? Tales of Two Small European Countries", en O. Blanchard y S. Fischer (eds.): *NBER Macroeconomics Annual*. Cambridge: MIT Press.
- GIAVAZZI, F., M. ODEKON y C. WYPLOSZ (1992), "Simulating an Oil Shock with Sticky Prices", *European Economic Review* 18 (1/2): 11-39.
- GIAVAZZI, F. y C. WYPLOSZ (1984), "The Real Exchange Rate, The Current Account, and The Speed of

- Adjustment", en C. Bilson y R. Marston (eds.): *Exchange Rates: Theory and Policy*. Chicago: Chicago University Press.
- GIAVAZZI, F. y C. WYPLOSZ (1985), "The Zero Root Problem: A Note on the Dynamic Determination of the Stationary Equilibrium in Linear Models", *Review of Economic Studies* 52: 353-7.
- HAYASHI, F. (1982), "Tobin's Marginal q and Average q: A Neoclassical Interpretation", *Econometrica* 50: 215-24.
- HAYASHI, F. (1985), "Tests for Liquidity Constraints: A Critical Survey", *NBER Working Paper No. 1720*, Cambridge.
- HAYASHI, F. y T. INOUE (1991), "The Relation Between Firm Growth and q with Multiple Capital Goods: Theory and Evidence from Panel Data on Japanese Firms", *Econometrica* 59: 731-53.
- HUBBARD, G. y K. JUDD (1986), "Liquidity Constraints, Fiscal Policy and Consumption", *Brookings Papers on Economic Activity*, 1-59.
- INTERNATIONAL MONETARY FUND (1995), *World Economic Outlook*. Washington, DC, mayo.
- LARRAIN, G. (1996), "Productividad del Gasto Público y Tipo de Cambio Real", en F. Morandé y R. Vergara (eds.): *Análisis Empírico del Tipo de Cambio en Chile*. Santiago: CEP e ILADES/Georgetown University.
- LE FORT, G. (1988), "The Relative Price of Nontraded Goods. Absorption, and Exchange Rate Policy in Chile", *IMF Staff Papers*, 35 (2): 336-70.
- LEIDERMAN, L. y M. BLEJER (1988), "Modelling and Testing Ricardian Equivalence", *IMF Staff Papers* 35 (1): 1-35.
- LIPTON, D., J. POTERBA, J. SACHS y L. SUMMERS (1982), "Multiple Shooting in Rational Expectations Models", *Econometrica* 50: 1329-33.
- LIPTON, D. y J. SACHS (1983), "Accumulation and Growth in a Two-Country Model", *Journal of International Economics* 15: 13-59.
- LUCAS, R. E. (1967), "Adjustment Costs and the Theory of Supply", *Journal of Political Economy* 75: 321-34.
- MARSHALL, J. y K. SCHMIDT-HEBBEL (1994), "Fiscal Adjustment and Successful Performance in Chile", en W. Easterly, C.A. Rodríguez y K. Schmidt-Hebbel

- (eds.): *Public Sector Deficits and Macroeconomic Performance*. Oxford: Oxford University Press .
- MCKIBBIN, W.J. y J. SACHS (1989), "The McKibbin-Sachs Global Model: Theory and Specification", *NBER Working Paper* 3100, Cambridge.
- MCKIBBIN, W.J. y M.W. SUNDBERG (1990), "Macroeconomic Linkages Between the OECD and the Asia-Pacific Region", *Brookings Discussion Papers in International Economics*, No. 80, Washington, DC.
- MCKIBBIN, W.J. y P.J. WILCOXEN (1992), "G-CUBED: A Dynamic Multi-SecZor Equilibrium Model of the Global Economy (Qualifying the Costs of Curbing CO² Emissions)", *Brookings Discussion Papers in International Economics*, No. 98, Washington, DC.
- MORANDE, F. G. y K. SCHMIDT-HEBBEL (eds.) (1988), *Del Auge a la Crisis de 1982: Ensayos sobre Liberalización Financiera y Endeudamiento en Chile*. Santiago: ILADES e IIMC.
- RAMSEY, F. (1928), "A Mathematical Theory of Saving", *Economic Journal* 38: 543-59.
- REPETTO, A. (1992), "Determinantes de Largo Plazo del Tipo de Cambio Real: Aplicación al Caso Chileno (1960-90)", *Colección Estudios CIEPLAN* 36: 67-98.
- RODRIGUEZ, C. A. (1994), "The External Effects of Public Sector Deficits", en W. Easterly, C.A. Rodríguez y K. Schmidt-Hebbel (eds.): *Public Sector Deficits and Macroeconomic Performance*. Oxford: Oxford University Press.
- SACHS, J. (1983), "Energy and Growth under Flexible Exchange Rates: A Simulation Study", en J.S. Bhandari y B.H. Putnam (eds.): *Economic Interdependence and Flexible Exchange Rates*. Cambridge: MIT Press.
- SCHMIDT-HEBBEL, K. (1988), "Consumo e Inversión en Chile: Una Interpretación 'Real' del Boom", en F.G. Morandé y K. Schmidt-Hebbel: *op. cit.*
- SCHMIDT-HEBBEL, K. y L. SERVEN (1994a), "Fiscal Policy in Classical and Keynesian Open Economies", *PRD Working Paper* 1299, Banco Mundial, mayo.
- SCHMIDT-HEBBEL, K. y L. SERVEN (1994b), "Dynamic Response to External Shocks in Classical and Keynesian Economies", *PRD Working Paper* 1300, Banco Mundial, mayo.

- SCHMIDT-HEBBEL, K. Y L. SERVEN (1994c), "Successful Structural Adjustment: Consumption and Growth in Chile", *manuscrito*, Banco Mundial.
- SCHMIDT-HEBBEL, K. y L. SERVEN (1995), "Dynamic Response to External Shocks in Classical and Keynesian Economies", en D. Currie y D. Vines (eds.): *North-South Linkages and International Macroeconomic Policy*. Cambridge: Cambridge University Press.
- SCHMIDT-HEBBEL, K. y L. SERVEN (1996), "Hacia una Menor Inflación en Chile: Contracción Monetaria bajo Expectativas Inflacionarias", en F. Morandé y F. Rosende (eds.): *Análisis Empírico de la Inflación en Chile*. Santiago: ILADES y Pontificia Universidad Católica de Chile.
- SEATER, J. (1993), "Ricardian Equivalence", *Journal of Economic Literature*, XXXI (1): 142-90.
- SERVEN, L. (1994), "Capital Goods Imports, the Real Exchange Rate, and the Current Account", *PRD Working Paper* 1298, Banco Mundial, mayo.
- SERVEN, L. (1991), "Anticipated Real Exchange Rate Changes and the Dynamics of Investment", *trabajo presentado en la Reunión Latinoamericana de la Sociedad Econométrica*, Uruguay, agosto.
- SERVEN, L. y A. SOLIMANO (1991), "An Empirical Macroeconomic Model for Policy Design: The Case of Chile", *PRE Working Paper* 709, Banco Mundial, junio.
- SOTO, R. (1996), "El Tipo de Cambio Real de Equilibrio: Un Modelo No Lineal de Series de Tiempo", en F. Morandé y R. Vergara (eds.): *Análisis Empírico del Tipo de Cambio en Chile*. Santiago: CEP e ILADES/ Georgetown University.
- TOBIN, J. (1969), "A General Equilibrium Approach to Monetary Theory", *Journal of Money, Credit and Banking* 1: 15-29.
- TREADWAY, A. (1969), "On Rational Entrepreneurial Behaviour and the Demand for Investment", *Review of Economic Studies* 36: 227-39.
- TURNOVSKY, S. y P. SEN (1991), "Fiscal Policy, Capital Accumulation, and Debt in an Open Economy", *Oxford Economic Papers* 43: 1-24.
- VALDES, A., E. MUCHNIK. y H. HURTADO (1990), "Trade, Exchange Rate, and Agricultural Pricing Policies

- in Chile", *World Bank Comparative Studies*, febrero.
- VALDES-PRIETO, S. y M. SOTO (1995), "¿Es el Control Selectivo de Capitales Efectivo en Chile: Su Efecto Sobre el Tipo de Cambio Real", *Cuadernos de Economía* 98: 77-108.
- WILDASIN, D. (1984), "The q Theory of Investment with Many Capital Goods", *American Economic Review* 74: 203-10.
- WORLD BANK (1991), *World Development Report*. Oxford: Oxford University Press.
- VALDES, S. y M. SOTO (1995), "¿Es el Control Selectivo de Capitales Efectivo en Chile: Su Efecto Sobre el Tipo de Cambio Real", *Cuadernos de Economía* 98: 77-108.
- WILDASIN, D. (1984), "The q Theory of Investment with Many Capital Goods", *American Economic Review* 74: 203-10.
- WORLD BANK (1991), *World Development Report*. Oxford: Oxford University Press.

PRODUCTIVIDAD DEL GASTO PUBLICO Y TIPO DE CAMBIO REAL

Guillermo Larraín R.*

I. INTRODUCCION

Uno de los elementos más intrigantes del desarrollo económico de Chile en los últimos 20 años ha sido el comportamiento del Tipo de Cambio Real (TCR). Esto se debe a dos preguntas cuya respuesta no está totalmente clara. Primero, cómo se logró una depreciación real de la magnitud de la que se hizo en Chile. Segundo, cuál es el rol de dicha depreciación real en el importante desarrollo del sector exportador y de la economía en general. Hasta cierto punto, el "modelo chileno" se diferencia del modelo asiático en que, en este último, el rol del Estado en la asignación de recursos ha sido

* Unidad mixta de investigación, ENS-EHESS-CNRS.

Agradezco los comentarios hechos a versiones precedentes de parte de J. De Gregorio, S. Dessus, Ph. Hartman, D. Martineau, A. Varoudakis, M.A. Végazonès, B. Villeneuve, J. von Maltzan, C. Winograd y Ch. Wyplosz. Partes de este artículo corresponden a mi tesis de doctorado en la Ecole des Hautes Etudes en Sciences Sociales (EHESS-DELTA), en París. Con respecto de los datos, estoy en deuda con J. De Gregorio en el Ministerio de Hacienda y P. González en el Ministerio de Educación en Chile y O. Altimir en la CEPAL. Cualquier error que pueda aun restar es de mi responsabilidad.

fundamental,¹ mientras que en Chile éste ha sido casi nulo. De esta forma, podría pensarse que el TCR ha jugado en Chile el rol asignador de recursos que el Estado ha jugado en Asia.

El artículo que se presenta a continuación trata de explorar la primera de las dos preguntas que se plantearon anteriormente y, en particular, trata de analizar el rol que ha jugado el *gasto público* en la determinación del TCR. Desde un punto de vista teórico, hay ciertas respuestas que se conocen al respecto, en particular aquella² que dice que si se contrae el gasto público y dicha contracción concierne a bienes no transables, entonces uno debiera esperar que el TCR se deprecie. En los modelos más básicos, esto es el resultado del desequilibrio instantáneo del mercado de bienes no transables en el cual aparece un exceso de oferta cuando el gasto público disminuye. En modelos más recientes, por ejemplo Edwards (1989), esto es porque el *efecto sustitución*, que está ligado a la demanda en el corto plazo, probablemente domine al *efecto ingreso* debido a los menores impuestos, y por lo tanto a un ingreso disponible mayor en el futuro. Frenkel y Razin (1987) dan otros argumentos que son combinaciones de elasticidades de sustitución temporales e intertemporales y de la composición inicial y temporal del gasto público (entre transables y no transables). Si el gasto público está sesgado hacia bienes no transables, y si la elasticidad de sustitución temporal supera la intertemporal, la evolución del TCR depende exclusivamente de la asignación temporal del gasto público. Si dicho gasto es sesgado hacia el presente en relación al sesgo que puede tener el gasto privado, entonces un corte en el gasto público depreciará el TCR.

A pesar de que en los argumentos expuestos arriba aparece una ambigüedad respecto de los efectos del gasto público sobre el TCR, pareciera que se cree más probable que una reducción del gasto público conlleve una *depreciación real*. Por ejemplo, Edwards (1989) argumenta que "...en el caso más probable (...) habrá una apreciación real de equilibrio en el período 1" (cuando el gasto público crece, pg. 46). En Chile, esta opinión es tan vastamente compartida entre políticos y empresarios que cada vez que en los años recientes el TCR ha sufrido una apreciación, los exportadores demandan enfáticamente un incremento del ahorro público a través de cortes en el gasto.

Lo que es intrigante es que los trabajos empíricos, incluyendo los del caso chileno y este mismo artículo, no son categóricos en señalar los efectos del gasto público sobre el TCR. Por ejemplo, en

un extenso estudio de panel Edwards (1989) obtiene en sus resultados tanto signos negativos como positivos, aunque sólo comenta los primeros. Arrau, Quiroz y Chumacero (1992) concluyen que si se quiere explorar las virtudes de una contracción del gasto público habría que buscar en otras áreas que en el TCR. Repetto (1992) no encontró un efecto estadísticamente significativo del consumo público sobre el TCR.

El modelo que se presenta en este artículo da nuevos argumentos de por qué el efecto del gasto público sobre el TCR es ambiguo, incluso si se focaliza la contracción del gasto en bienes no transables. La razón es simplemente que algunas partidas del gasto público son no transables, pero al mismo tiempo cumplen un *rol productivo*. En efecto, partes del gasto público en bienes no transables son utilizadas como *insumo* por las empresas privadas. Hay casos evidentes como la *inversión pública*, pero otros lo son menos, como *educación*, que aumenta el capital humano y por lo tanto la productividad del trabajo. Incluso gastos como *justicia* pueden ser extremadamente complementarios con la producción privada, por ejemplo, a través de una más eficiente defensa de los derechos de propiedad y de resolución de conflictos. Ciertamente, el impacto de dichos gastos depende mucho del horizonte de análisis, es decir, si sólo nos concentramos en los efectos del primer período o también en los subsecuentes. Esto es claro, por ejemplo, en el caso de *salud* donde la complementariedad con el sector privado puede necesitar tiempo en aparecer, quizá generaciones. Si se consideran estos efectos, entonces no es claro a priori qué gastos debieran cortarse si se quiere depreciar el TCR.

Una cuestión interesante es precisamente por qué podría quererse depreciar el TCR. A la luz del modelo, uno puede concluir que la mejor razón, si no la única, para querer hacer esto es afectar la asignación de recursos hacia el sector transable, lo cual por supuesto puede requerir de un tiempo de transición en que se prefiera que el TCR sea alto. El problema, difícil a resolver, es determinar cuándo este período de transición se acaba porque en ese caso dicha política pasa a convertirse en un neoproteccionismo al sector exportador destinado a mantener una cierta *competitividad* de ese sector.

En efecto, una distinción debe hacerse entre *depreciación real* y *aumento en la competitividad* de una economía puesto que ambos conceptos son distintos. Si bien una depreciación real implica *eventualmente* una ganancia de competitividad, básicamente porque

induce una caída en los salarios reales, la causalidad que uno desearía es la contraria, a saber, que ganancias de productividad conlleven una mayor competitividad, lo que provocará más bien una *apreciación real*. Tal como lo plantean Dollar y Wolff (1994), sólo en este último caso es posible hablar verdaderamente de mejoras en la competitividad, aun cuando el concepto sigue siendo extremadamente engañoso, tal como lo ha enfatizado Krugman (1994, 1995).

El modelo que se desarrolla más adelante muestra que bajo ciertas circunstancias un aumento del gasto público implica que el TCR se aprecia, pero la competitividad de la economía, por el contrario, aumenta debido precisamente a ganancias de productividad, que en el marco del modelo provienen de que el aumento del gasto público es hecho en bienes productivos. Por el contrario, un corte en ese tipo de gastos puede ayudar al sector exportador en el corto plazo, porque lo que prevalece es el desequilibrio en el mercado no transable, pero dañarlos en el largo cuando la productividad caiga. Debido a esto último, en el largo plazo el sector exportador tendrá incentivos para pedir nuevos cortes en el gasto a fin de "sostener" el TCR. Este mecanismo constituye un *círculo vicioso* puesto que nuevos cortes en el gasto público productivo tendrán las mismas consecuencias.

Respecto del caso chileno, mientras su estrategia de desarrollo descansa en políticas fiscales contractivas como la base para tener una alta competitividad, al menos dos consecuencias pueden perverse. Primero, un TCR alto combinado con exportaciones basadas en la explotación y elaboración de materias primas donde el país tiene ventajas comparativas puede estar induciendo una tasa de innovación menor que la deseable en el sentido de que se minimizan los incentivos para el surgimiento de sectores con mayor valor agregado. Dicho de otra forma, la dependencia aún masiva de las exportaciones de materias primas y manufacturas básicas puede ser una consecuencia de la política de TCR alto. Segundo, la política de TCR alto puede estar siendo "financiada" por los sectores más afectados por la disminución del gasto público, es decir, la clase media y media-baja. Esto puede generar problemas sociales en el futuro donde la validez del modelo exportador sea cada vez más puesta en cuestión.

El modelo se presenta en la sección II. La sección III tiene a su vez tres divisiones. En la primera, se hace un estudio de panel para buscar evidencia internacional sobre los efectos del *consumo público* sobre el TCR. La respuesta es claramente ambigua. Luego siguen

unas estimaciones con datos para Chile, las cuales, debido a la poca información disponible, deben ser miradas con reserva. Finalmente, se hacen estimaciones más completas para Taiwán donde se analizan los efectos sobre el TCR de la inversión pública y de la composición del consumo público.

II. MARCO TEORICO

2.1 Formulación general

La mayor parte de los modelos que estudian los determinantes del TCR dividen los bienes entre transables y no transables. El gasto público no es una excepción y sigue también esa lógica. El modelo que se expone a continuación sostiene que esta clasificación puede no ser adecuada, en particular cuando el centro de interés es el estudio de los determinantes de *largo plazo* del TCR. En efecto, una categoría complementaria a la transabilidad internacional de los bienes es su *complementariedad*³ con la producción del sector privado. Esto es particularmente importante para analizar los efectos del gasto público. Como es sabido, ciertos bienes pueden ser solamente provistos por el sector público, por ejemplo, justicia o la legislación. Otros bienes, por ejemplo infraestructura o educación, pueden ser también provistos por el sector privado, pero el sector público juega de facto un rol determinante sea en la organización de las licitaciones o en la regulación antimonopolio posterior. Las empresas privadas utilizan dichos bienes implícitamente como insumos de sus funciones de producción. Si no se consideran dichos efectos, el juicio que uno se puede formar sobre las implicancias del gasto público, en particular sobre el TCR y la *competitividad*, puede resultar equivocado.

Siguiendo dicho argumento, los bienes provistos por el sector público pueden clasificarse así:

	Transables (T)	No Transables (N)
No Productivos	1	2
Productivos	3	4

Los modelos tradicionales se concentran en las áreas 1 y 2, sin preocuparse de 3 y 4. Una formulación que considera esto, es:

$$q_T = \Gamma_T (g_k, k_T, g_h, l_T)$$

$$q_N = \Gamma_N (g_k, k_N, g_h, l_N)$$

donde Γ_j son funciones de producción del sector privado, $j=T, N$, g_k y g_h corresponden a gastos públicos que aumentan la productividad del sector privado. g_k corresponde a bienes provistos por el sector público y que son aumentadores de capital mientras que g_h corresponde a bienes que son aumentadores de trabajo. En el caso en que Γ_j es de tipo Cobb-Douglas esta diferenciación no tiene sentido. Nótese que nada hemos dicho hasta el momento sobre la transabilidad internacional de g_k y g_h : pueden ser transables o no transables.

Por otro lado, sean g_T y g_N bienes *no productivos* provistos por el sector público, g_T es transable internacionalmente, mientras que g_N no lo es. Si dichos bienes son aumentadores de bienestar, entonces la función de utilidad se escribe:

$$W(c_T, c_N, g_T, g_N) = \int [u(c_T) + v(c_N) + v(g_T) + \mu(g_N)] e^{-\rho t} dt$$

y suponiendo que no hay déficit fiscal entonces hay que considerar dos restricciones adicionales en una economía *que no crece* en el steady state. La primera, que debe cumplirse en todo momento, es el equilibrio en el mercado de bienes no transables:

$$q_N = c_N + g_N + \text{gasto público productivo no transable}$$

La segunda condición, sólo válida en el steady state, es que no debe haber acumulación de capital. En esta economía, la única fuente de ahorro puede provenir del sector no transable, luego en el largo plazo, el sector transable debe también equilibrarse:

$$q_T = c_T + g_T + \text{gasto público productivo transable}$$

Un modelo así definido es extremadamente difícil de resolver, por lo que algunas simplificaciones deben hacerse. Para ser concretos, pensemos en un bien típicamente provisto por el sector público, por ejemplo, infraestructura, el cual corresponde a g_k en el

sentido de que es aumentador de capital.⁴ Además, realistamente, suponemos que la infraestructura es un bien no transable.

2.2 El modelo⁵

Producción

Suponemos como Murphy (1989) que las firmas usan como insumo el capital agregado. Por el contrario, el trabajo puede moverse libremente entre sectores, pero instantáneamente está fijo. Sólo el sector transable utiliza como insumo las infraestructuras. Supondremos que este bien no está sujeto a problemas de congestión y que su consumo no está ligado a ningún tipo de pago por su uso. Expresando todo en términos per cápita y usando como numerario el bien transable, las funciones de producción à la Barro (1990) pueden escribirse como:

$$[1a] \quad q_T = (g_k^a k^{1-a})^\phi \eta^{1-\phi} \quad T_k > 0, T_{kk} < 0$$

$$[1b] \quad q_N = (g_k^b k^{1-b})^\mu (1-\eta)^{1-\mu} \quad N_k > 0, N_{kk} < 0$$

donde η representa la proporción del total del trabajo disponible asignado a la producción del bien transable. Como Barro (1990) pero contrariamente a Arrow y Kurz (1970), suponemos que g_k es un flujo.⁶ En las ecuaciones [1] hay retornos constantes a escala pero rendimientos marginales decrecientes a cada factor. Así, para las primeras derivadas T_k, T_η, N_k y N_η tenemos $T_k, T_\eta, N_k, N_\eta > 0$ y $T_{kk}, N_{kk} < 0$. Asimismo, $T_{kgk}, N_{kgk} > 0$. Con respecto a los parámetros, suponemos:

$$[2] \quad a, b, \phi, \mu \in (0,1), \phi > \mu, g_k > 0.$$

A cada factor se le paga el valor (expresado en bienes transables) de su producto marginal. Suponemos que los salarios son totalmente flexibles y que esto garantiza pleno empleo siempre. Las demandas sectoriales por trabajo tienen la forma siguiente:

$$[3a] \quad \eta = f_\eta(k, \omega; g_k)$$

$$[3b] \quad 1-\eta = f_{1-\eta}(k, \theta\omega)$$

El arbitraje en el mercado del trabajo implica que los salarios

reales deben igualarse en términos del mismo bien, es decir, $\omega = \theta \bar{\omega}$ donde $\omega = W_T/P_T$ y $\bar{\omega} = W_N/P_N$, con θ definido.

$$[4] \quad \theta = P_N/P_T^7$$

θ es el precio relativo del bien no transable en términos del transable. Así θ es el inverso del tipo de cambio real (TCR): un aumento de θ equivale a una apreciación real. Sea ω^* el nivel de salarios que equilibra el mercado del trabajo. Puede demostrarse entonces que $\partial \omega^* / \partial \theta > 0$, es decir, que una apreciación del TCR implica un aumento del salario real de equilibrio medido en términos del bien transable.

Gobierno

Dado que en este modelo estamos preocupados sólo de los gastos, supondremos que el gobierno los financia con impuestos de tipo *lump-sum*. Suponiendo presupuesto equilibrado, la restricción presupuestaria del sector público puede escribirse:

$$[5] \quad \tau_L = g_k + g_N$$

donde g_N corresponde al gasto público no productivo y no transable.

Ahorro e inversión

Los agentes pueden consumir tanto bienes transables como no transables. El ingreso total del que disponen, expresado en términos del bien transable, proviene de los factores que poseen, es decir, capital y trabajo. El ingreso nacional se escribe $q_T + \theta q_N$ mientras que el consumo es $c_T + \theta c_N$. Finalmente, los impuestos son $\theta \tau_L$. El ahorro total en esta economía será:

$$S = q_T + \theta q_N - [c_T + \theta c_N] - \theta \tau_L$$

Hay sólo un activo que es el capital físico. Usando la ecuación del ahorro y [5], la formación de capital, es decir, la inversión, será:⁸

$$[6] \quad \dot{k} = S = q_T - c_T + \theta(q_N - c_N - g_k - g_N)$$

donde S representa el ahorro total de la economía definido como:

$$[7] \quad S = q_T + \theta q_N - [c_T + \theta c_N] - \theta \tau_L$$

Agente representativo

Suponemos que la economía está poblada de agentes idénticos cada uno de los cuales maximiza:

$$[8] \quad W(c_T, c_N) = \int_0^{\infty} [u(c_T) + v(c_N)] e^{-\rho t} dt$$

Se gana en simplicidad si suponemos que $u(\cdot)$ y $v(\cdot)$ tienen la misma forma. En los modelos a dos sectores típicos, este supuesto es irrelevante debido al *Teorema de no sustitución* (Arrow, 1951; Baxter, 1992) que dice que los factores de demanda no afectan al precio relativo. Este resultado aparece también en De Gregorio y Wolff (1994) en un contexto de movilidad perfecta de capitales. En el presente modelo este teorema es inválido debido al supuesto central de que las empresas utilizan (parte) del gasto público como insumo, lo que implica que en el largo plazo las productividades marginales no sólo quedan determinadas por factores tecnológicos, sino también por la provisión de parte del sector público de esos insumos.

Las formas funcionales más convenientes son:

$$[9] \quad u(c_T) = \log(c_T) \quad \text{y} \quad v(c_N) = \log(c_N)$$

Estas funciones tienen elasticidad unitaria de la utilidad marginal del consumo. Este supuesto puede ser importante dependiendo de la situación que se analice. En particular, cambios estructurales que impliquen cambios en el ingreso permanente pueden afectar esta relación. Así, en algunos casos nos referiremos a una función algo más general. Para simplificar y dentro del espíritu del modelo, donde el *consumption smoothing* puede ser hecho sólo con bienes transables, supondremos que:

$$[9'] \quad u(c_T) = \frac{c_T^{1-\alpha}}{1-\alpha}$$

En este caso la elasticidad de la utilidad marginal del consumo (con respecto al consumo) es constante e igual a $-\alpha$. La solución del modelo se hará usando [9] mientras que [9'] será utilizada para ejemplificar un caso más general de la dinámica hacia el equilibrio en el sector transable.

2.3 Solución del modelo

Los agentes maximizan [8] sujeto a [6]. Usando el *Principio del máximo* de Pontryagin, las condiciones de primer orden son:

$$[10a] \quad u' = \Gamma$$

$$[10b] \quad v' = \theta\Gamma$$

$$[10c] \quad d\Gamma/dt = \Gamma\{\rho - (T_k + \theta N_k)\}$$

donde Γ es el multiplicador de la restricción [6]. Usando [9] y [10], podemos fácilmente derivar las ecuaciones de movimiento del consumo:

$$[11a] \quad \frac{\dot{c}_T}{c_T} = T_k + \theta N_k - \rho$$

$$[11b] \quad \frac{\dot{c}_N}{c_N} = T_k + \theta N_k - \rho \frac{\dot{\theta}}{\theta}$$

[11] describen la tasa de cambio del consumo, no su nivel. Para obtenerlo, seguimos a Blanchard y Fischer (1990), e integramos [11] hacia el futuro. La solución tiene la forma siguiente:

$$[11a'] \quad c_{N_t} = c_{N_0} \exp \left[\int_0^t (T_{k_v} + \theta_v N_{k_v} - \rho) dv \right]$$

$$[11b'] \quad c_{T_t} = c_{T_0} \exp \left[\int_0^t (T_{k_v} + \theta_v N_{k_v} - \rho) dv \right]$$

Nótese que los niveles de consumo en el momento t están relacionados inversamente al stock de capital en el momento t : un incremento exógeno en k induce, *ceteris paribus*, a una caída en la tasa de retorno agregada del capital, por lo que el consumo es postergado hacia el futuro. Los niveles iniciales de consumo pueden ser encontrados usando la restricción presupuestaria intertemporal. En ambos casos, el nivel inicial de consumo es una función del stock de capital inicial y de la distribución de trabajo:

$$[11c] \quad c_{N_0} = \beta_N h_N(k_0, \eta_0) \quad \text{y} \quad c_{T_0} = \beta_T h_T(k_0).$$

Si usamos [9], las propensiones a consumir β_N y β_T son ambas iguales a la tasa de preferencia por el presente (*rate of time preference*) (Blanchard y Fischer, 1990), y el efecto de sustitución y de ingreso se cancelan mutuamente. Si en el caso de los bienes transables usamos [9'], encontramos la expresión siguiente (donde $\sigma=1/\alpha$):

$$[11d] \quad \beta_T^{-1} = \left[\int_0^{\infty} \exp \left\{ \int_0^t [(\sigma-1)(T_{k_v} + \theta_v N_{k_v}) - \rho] dv \right\} dt \right]$$

Puede apreciarse que la propensión a consumir bienes transables es una función de las trayectorias esperadas de k , θ y g_k . Un incremento inesperado del stock de capital, dado que disminuye la productividad marginal del capital, tiene los mismos efectos que una caída de tasas de interés: el efecto sustitución induce más consumo hoy con respecto a mañana, pero también está el efecto ingreso que aumenta el consumo durante todo el horizonte de planeamiento. Estos dos efectos son los que se cancelarían si usáramos [9].

Condiciones de equilibrio

Como los precios son flexibles, el mercado no transable está siempre en equilibrio:

$$[12] \quad q_N = c_N + g_k + g_N$$

Usando [3b] y [11b], diferenciamos [12] con respecto al tiempo y obtenemos una ecuación diferencial en dk/dt y $d\theta/dt$. Como suponemos que el stock de capital y el trabajo son *instantáneamente* fijos mientras que los precios son flexibles entonces el ajuste de corto plazo en este mercado se obtiene a través de movimientos en θ . Dada esta consideración, la dinámica de θ será dada por:

$$[13] \quad \frac{\dot{\theta}}{\theta} = \frac{\mu}{1-\mu(1-\gamma_c)} \left[\gamma_c(T_k + \theta N_k - \rho) + (\gamma_k - b\mu) \frac{\dot{g}_k}{g_k} + \gamma_N \frac{\dot{g}_N}{g_N} \right]$$

donde los $\gamma_i \in]0,1[$, representan la proporción de la producción total del bien no transable dedicado a cada componente de su demanda. El término que nos interesará principalmente es $(\gamma_k - b\mu)$ donde $b\mu$ es la elasticidad de la producción de no transables respecto del gasto público. Haciendo todas las tasas de crecimiento iguales a cero, el TCR que equilibra el mercado no transable en el largo plazo es:

$$[13'] \quad \theta = \frac{\rho - T_k}{N_k} \quad \dot{\theta} = 0 \text{ o EqNT}$$

Nótese que si no fuera porque el gasto público es productivo, [13'] determinaría el TCR sin necesidad de fijarse en las condiciones de demanda.⁹ Como las productividades marginales dependen de g_k , entonces la demanda entra afectando el TCR de largo plazo.

La curva EqNT puede tener pendiente positiva o negativa en el plano (k, θ) . Sin embargo, para k pequeños, θ sería negativo. Si k_{\min} designa el mínimo stock de capital tal que θ es positivo, entonces puede probarse que EqNT tiene pendiente positiva si $k > k_{\min}$. La intuición es clara: dado que $\phi > \mu$ y para θ dado, un incremento exógeno en k genera, por el efecto de Rybczinski, una caída en la producción de no transables. El consiguiente exceso de demanda por no transables sólo puede ser eliminado a través de un aumento en θ .

Dado [6], el hecho de que el mercado no transable esté siempre en equilibrio implica que la única fuente de ahorro de donde puede financiarse la acumulación de capital es el exceso de oferta en el mercado transable, es decir, a través de superávits en la balanza comercial.

Este desequilibrio en el mercado transable puede ser sólo transitorio. Por un lado, el país no puede jugar a *la Ponzi* teniendo un consumo permanente superior al ingreso: en este modelo la suma de déficit comerciales está restringida al stock de capital inicial. Por otra parte, un superávit permanente tampoco tiene sentido si lo que los agentes maximizan es la utilidad derivada del consumo. Así, en el largo plazo, la única situación sostenible es $q_T = c_T$, lo que implica que el stock de capital es fijo en el *steady state*.

De [10a] y [10b] podemos encontrar la condición siguiente:

$$[14] \quad c_T = \theta c_N$$

Reemplazando [14] y [12] en [6] obtenemos:

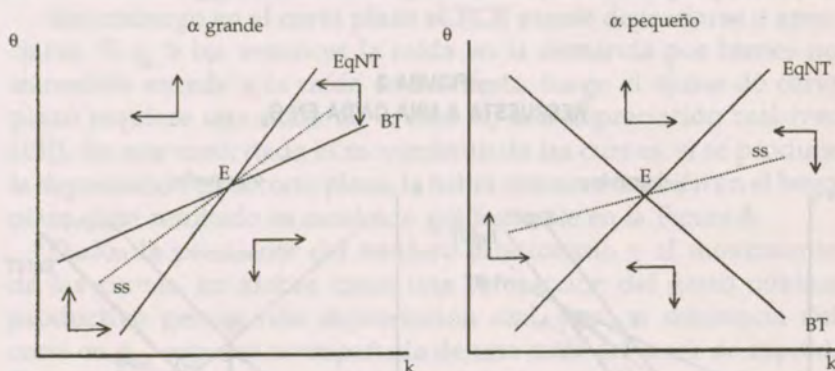
$$[6'] \quad \dot{k} = q_T - \theta(q_N - g_k - g_N)$$

y haciendo $dk/dt=0$ se llega a:

$$[15] \quad BT(k, \theta; g_k, \omega^*) = 0$$

Esta curva da combinaciones de k , θ , g_k y ω^* tales que la balanza comercial está en equilibrio. La BT puede tener cualquier pendiente. Consideremos el caso en que hay un aumento exógeno de k y tomemos el caso en que α es grande (por lo que β_T es pequeño), es decir, cuando la elasticidad de la utilidad marginal del consumo de bienes transables es alta. Esto quiere decir que un cambio leve del nivel de consumo de transables bastará para hacer el *consumption smoothing* (el cual se hace en utilidades marginales no en niveles absolutos) que implica este efecto ingreso. Así en este caso, la demanda por transables crecerá poco y el mercado de estos bienes sufrirá de un exceso de oferta. La forma de reequilibrarlo es a través de una apreciación real (un aumento en θ) de manera de reducir la oferta y aumentar la demanda de transables. En este caso entonces la BT tiene pendiente positiva. La situación alternativa en que la BT tiene pendiente negativa concierne entonces al caso en que α es pequeño y la explicación es exactamente la inversa: ahora el consumo de transables debe aumentar mucho más para hacer la suavización del consumo, de manera que en lugar de un exceso de oferta habrá un exceso de demanda, lo que requiere una *depreciación real* para reequilibrar el mercado. De los casos posibles, consideraremos sólo aquellos donde existe un equilibrio con sendero estacionario. La Figura 1 muestra el diagrama de fase del modelo.

FIGURA 1
DIAGRAMA DE FASE DEL MODELO



Como de costumbre, imponemos la condición de que los agentes tienen anticipaciones perfectas, de modo que si por algún motivo se alejan del equilibrio tomarán las decisiones tales que se situarán instantáneamente sobre el sendero estacionario. Así, bajo anticipaciones perfectas, el equilibrio es único y estable.¹⁰

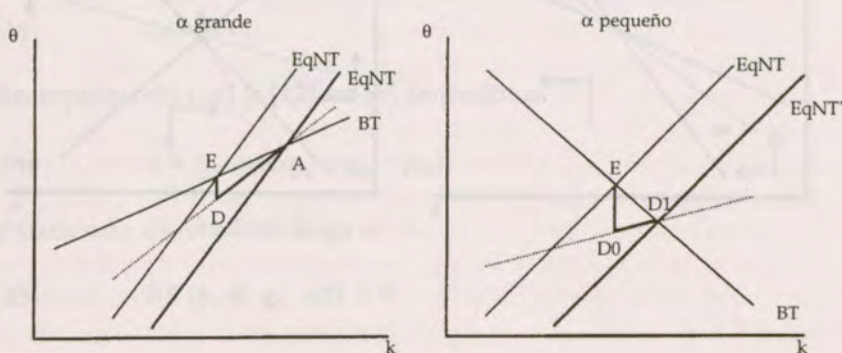
2.4 Efectos de una caída en g_N versus una en g_k

El caso de g_N

Una caída permanente en g_N , acompañada de una reducción equivalente en τ_L , inducirá una depreciación real, un superávit en la balanza comercial y, por consiguiente, un aumento del stock de capital. La razón es que el único efecto de la caída en g_N es el desequilibrio en el mercado no transable, a saber, un exceso de oferta, el cual puede ser absorbido únicamente a través de una caída en θ . De un punto de vista gráfico, la curva EqNT se mueve hacia la derecha y hacia abajo.

En ambos casos, conforme a la intuición, hay una depreciación real en el corto plazo necesaria para equilibrar el mercado no transable. Dado el stock de capital, esta depreciación real genera un superávit en la balanza comercial, por lo que el capital comienza a acumularse. A medida que esto ocurre, el TCR *se aprecia* lentamente. En el panel de la izquierda, el TCR del nuevo estado estacionario se ha apreciado en relación al original. Por el contrario, en el panel de la derecha, el TCR del nuevo estado estacionario

FIGURA 2
RESPUESTA A UNA CAÍDA EN G_N



se ha depreciado respecto del inicial. Además, ambos efectos son no ambiguos.

Este ejercicio reproduce de manera adecuada los resultados de los modelos tradicionales donde el gasto público no tiene ningún rol productivo: un corte en el gasto público en bienes no transables (e implícitamente no productivos al mismo tiempo) induce una depreciación real. En todo caso, el modelo sugiere que este resultado es inambiguo sólo en el corto plazo ya que, dependiendo de los parámetros, en el largo plazo el TCR puede apreciarse si hay una alta sustitución intertemporal en la demanda por bienes transables. Nótese que, independientemente del nivel final del TCR, la devaluación real de corto plazo es *expansionista* de forma inambigua.

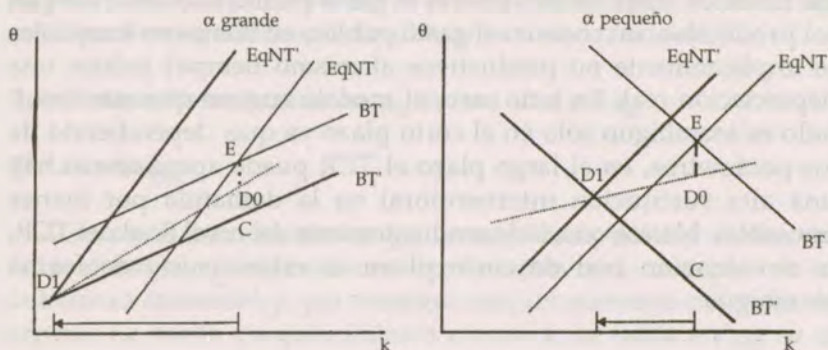
El caso de g_k

Una caída permanente en g_k , el gasto público productivo, por el contrario, tiene efectos que difieren bastante de los del caso anterior. Si se hacen apropiadamente las derivadas, puede apreciarse que la BT se mueve hacia abajo: la caída en la oferta de bienes transables debe ser contrapesada por una depreciación real de manera que la producción crezca y la demanda caiga. Puede también apreciarse que la EqNT se mueve hacia *arriba*, ya que, como puede verse en [13'], la tasa de retorno al capital agregado es fija e igual a ρ . Dado que ambas productividades marginales caen debido al corte en g_k , θ debe *crecer* para restablecer el equilibrio.

Sin embargo en el corto plazo el TCR puede depreciarse o apreciarse. Si $\gamma_k > b\mu$, entonces la caída en la demanda por bienes no transables excede a la caída en su oferta, luego el ajuste de corto plazo requiere una caída de θ , esto es, una depreciación real (ver [13]). En este caso, dado el movimiento de las curvas, si se produce la depreciación en el corto plazo, la habrá entonces también en el largo plazo. Este resultado es mostrado gráficamente en la Figura 3.

Dados la pendiente del sendero estacionario y el movimiento de las curvas, en ambos casos una contracción del gasto público productivo genera una depreciación real, pero, a diferencia del corte en g_N , esta vez acompañada de una *caída* del stock de capital. Esta es el resultado de un déficit en la balanza comercial, el cual se produce *a pesar de la depreciación real*. Gráficamente la explicación de este fenómeno puede verse en los puntos señalados con C en la Figura 3.¹¹

FIGURA 3
RESPUESTAS FRENTE A UNA CAÍDA EN g_k
Caso $\gamma_k > b\mu > \gamma^*$

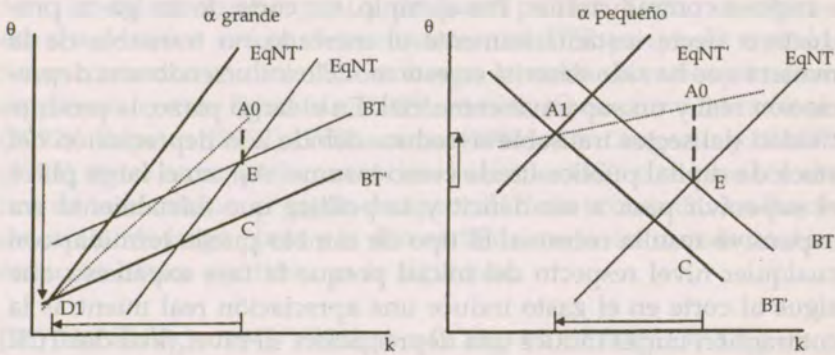


El punto C muestra, dado el stock de capital inicial, la depreciación real que hubiera sido necesaria para equilibrar la balanza comercial, $E-C$. Esta es mayor que la que efectivamente ocurre, $E-D_0$, lo que implica que la balanza comercial pasa a ser deficitaria porque la caída en la productividad del sector transable supera la depreciación real inicial, la cual viene dada por la necesidad de equilibrar el mercado no transable. En este sentido, el corte en g_k ha inducido una pérdida de *competitividad*, a pesar de que el tipo de cambio real se ha depreciado.

Respecto del movimiento del TCR, este resultado es básicamente el mismo que se obtiene cuando el gasto que se corta es g_N . Sin embargo, cuando el gasto que se corta es productivo, la depreciación real no es el único resultado posible ya que en el corto plazo puede que se obtenga una *apreciación real*. Si el TCR se aprecia en el corto plazo, puede ocurrir que lo mismo se repita en el largo plazo, dependiendo del movimiento de las curvas. Una apreciación real resulta cuando $\gamma_k < \gamma^* < b\mu$, es decir cuando la importancia del corte de la demanda fiscal por bienes no transables es muy pequeña en relación al "daño" productivo que un corte en dicha demanda puede generar. En este caso, el efecto inmediato de la contracción del gasto público es un exceso de demanda por bienes no transables que requiere una apreciación real para ser eliminada. En la Figura 4 mostramos el caso donde la apreciación real se produce también en el largo plazo.

En el caso de alta elasticidad de la utilidad marginal del consumo en transables, la depreciación real en el largo plazo es inevita-

FIGURA 4
RESPUESTAS FRENTE A UNA CAIDA EN G_k
Caso $\gamma_k < \gamma^* < b\mu$



ble, independientemente del impacto inicial sobre el mercado de no transables. Sin embargo, cuando hay baja elasticidad de la utilidad marginal del consumo de transables, la apreciación inicial puede llevar a una apreciación real en el largo plazo si el impacto del corte en G_k sobre el mercado no transable es mayor que sobre el mercado transable. En cualquier caso, un corte en G_k es siempre recesivo.

Algunos comentarios

El modelo presentado muestra claramente que los efectos macroeconómicos del gasto público dependen crucialmente de si dicho gasto es productivo o no. Cuando no lo es, un corte en el gasto deprecia el TCR y dicha contracción es expansionista. Por el contrario, cuando la partida del gasto que se corta es productiva, esta contracción puede también deprecia el TCR, pero esta vez hay un costo en términos que la contracción fiscal es recesiva. Cuando el gasto que se reduce es productivo aparece en todo caso la posibilidad que ocurra una apreciación real en el corto y largo plazo, la cual requiere que los efectos de oferta en el mercado no transable sean altos, en particular superiores a los de demanda en ese mismo mercado (lo que garantiza la apreciación inicial) y superiores a los de oferta en el transable (lo que garantiza que la BT se desplace menos que la $EqNT$). Este resultado sólo es válido cuando hay alta sustitución intertemporal en bienes transables.

Algunos de estos resultados se deben en parte a una característica del modelo, a saber, que el sector privado utiliza el flujo de

gasto público como insumo y no el stock. Cuando esto es considerado, como en Larraín (1996), la dinámica es sustancialmente diferente y los resultados de corto y largo plazo son más complicados e incluso contradictorios. Por ejemplo, un corte de un gasto productivo afecta instantáneamente el mercado no transable de la manera que ha sido descrita en este modelo induciendo una depreciación real y un superávit comercial. En el largo plazo, la productividad del sector transable se reduce debido a la depreciación del stock de capital público usado como insumo. Así, en el largo plazo el superávit pasa a ser déficit y la política que inicialmente era expansiva resulta recesiva. El tipo de cambio puede terminar con cualquier nivel respecto del inicial porque la fase expansiva que sigue al corte en el gasto induce una apreciación real mientras la contracción inicial induce una depreciación. El nivel final del TCR depende de la fuerza relativa de los diferentes efectos.

III. GASTO PÚBLICO Y TIPO DE CAMBIO REAL DE EQUILIBRIO: EVIDENCIA EMPÍRICA

Esta sección analiza empíricamente la relación entre gasto público y tipo de cambio real. Desafortunadamente, en particular para Chile, existen pocas series de gasto público largas, consistentes y desagregadas como para hacer un estudio refinado desde un punto de vista econométrico en lo que concierne al impacto de los diferentes componentes del gasto público sobre el TCR. Tomando esta restricción en consideración, esta sección está dividida en dos partes. En la primera, se hace un estudio de panel para testear si el parámetro del gasto público tiene el mismo signo entre países y regiones. La evidencia muestra que no y que hay claras diferencias regionales. Además, al interior de cada región hay también casos diversos. Todo parece indicar que el efecto del gasto público es específico a cada país. En la segunda sección se analiza un poco más en detalle el caso de Chile utilizando como variables explicativas algunas partidas del gasto público que están disponibles. Se finaliza con un estudio en mayor profundidad del caso de Taiwán, para el cual se tiene una cantidad de información razonable y que puede servir como punto de referencia.

3.1 Resultados Usando Datos de Panel¹²

El modelo teórico sugiere que el (inverso del) TCR (θ) es una función del stock de capital y del gasto público. Como es lógico, éstos no son los únicos determinantes del TCR ya que el modelo no se concentró en otros. Sin embargo, basados en varios estudios empíricos como, Edwards (1989), Arrau, Quiroz y Chumacero (1992), Repetto (1992), Williamson (1994), De Gregorio y Wolff (1994), entre otros, podemos incluir variables tales como los términos de intercambio, el grado de apertura de la economía, los flujos de capital de largo plazo y la demanda del resto del mundo. Así la ecuación básica a estimar es la siguiente:

$$[16] \ln PRNT_{i,t} = \alpha + \beta YRUS_{i,t} + \gamma GOB_{i,t} + \delta OPEN_{i,t} + \epsilon TT_{i,t} + \mu_{i,t}$$

donde $\ln PRNT$ es el logaritmo del inverso del TCR, $YRUS$ es el ingreso relativo del país respecto del de EE.UU., GOB es el gasto público como proporción del ingreso, $OPEN$ es el grado de apertura definido simplemente como el volumen de comercio sobre el PIB y TT son los términos de intercambio. El término de error puede descomponerse en:

$$\mu_{i,t} = v_i + \omega_{i,t}$$

donde v_i es el efecto individual de cada país y el término $\omega_{i,t}$ es i.i.d ($0, \sigma_\omega^2$).

Ecuaciones regionales versus globales

Lo primero es hacer una regresión para toda la muestra cuyo resultado aparece en la Tabla 1. Tanto $YRUS$ como $OPEN$ aparecen como variables altamente significativas. Por su parte, TT es marginalmente significativo. El test-t de GOB es bajo pero su exclusión empeora el poder explicativo de la regresión. Además el signo de GOB indica que un corte del consumo público aprecia el TCR, lo cual, como se verá, está influido por los resultados que se encuentran para Asia.

En efecto, un criterio natural para testear si hay efectos idiosincráticos es correr regresiones regionales. Tenemos tres regiones, a saber, América, Europa Occidental y Asia.¹³ Para la muestra completa y para las regiones en particular el test de Hausman fue extremadamente alto, indicando que los efectos individuales están

correlacionados con las variables explicativas. Esto es razonable ya que un país que es particularmente productivo (cuyo efecto está captado por α) tendrá al mismo tiempo un alto θ y un alto YRUS. La manera de tratar este problema es a través de la estimación de regresiones *within*, lo cual equivale a eliminar v_i del término de error. Estas regresiones son presentadas en la Tabla 1.

El poder explicativo del modelo es razonable considerando que no hemos incluido ninguna variable de corto plazo. La estimación fue hecha usando la corrección de White para heterocedasticidad. El test de Goldfeld-Quandt (dividiendo el período en Bretton Woods - no Bretton Woods) muestra que después de esta corrección no quedan signos de heterocedasticidad. Al menos dos elementos aparecen como principales en la Tabla 1.

El primero es que el *nivel* del ingreso per cápita relativo al del EE.UU. es un determinante importante del TCR de equilibrio. Además, su efecto es inambiguo tal como lo es después en el caso de series de tiempo: un aumento del ingreso relativo per cápita *aprecia* el equilibrio RER. El tamaño de esta apreciación varía considerablemente entre regiones y países.

El efecto del gasto público sobre el TCR es el segundo elemento a resaltar puesto que no existe una respuesta única al respecto: en Europa, una contracción fiscal de 1% del PIB induce una *depreciación real* del orden de 0.21%, en Asia a una *apreciación* de 0.47%, mientras que en América la contracción fiscal aparece sin un efecto significativo estadísticamente. Adicionalmente, una revisión *preliminar* de la situación de cada país muestra que al interior de cada región hay diferencias significativas. Por ejemplo, en Chile y Corea la contracción fiscal conlleva una depreciación real, mientras que en Taiwán y México ella implica una apreciación real. Más tarde analizaremos algunos de estos casos.

OPEN aparece en general con el signo esperado. Por su parte, el signo de TT es sorprendente. Normalmente uno espera que una mejora en los términos de intercambio induzca una apreciación real tal como aparece en Edwards (1989) y De Gregorio y Wolf (1994), entre otros. Este resultado aparece corroborado para Europa y Asia, pero no para América.

Estructura del gasto público y TCR

¿Por qué el gasto fiscal tiene diferentes efectos sobre el TCR? Una primera respuesta que da el modelo presentado anteriormen-

TABLA 1
ESTIMACIONES DE LA ECUACION [16]

Variable dependiente: $\log PRNT_t - \text{average}(\log PRNT)$
 1960-1990

Observaciones: América:496, Europa:496, Asia: 372. Método: Variables Instrumentales¹⁴
 Test-t en paréntesis. Regresiones corregidas de heterocedasticidad (White Robust)

Región	C	YRUS	GOB	OPEN	TT	R ² *	Goldfeld Quandt**
Toda la muestra	0.0026 (0.52)	0.017 (12.86)	-0.003 (-1.02)	-0.003 (-5.84)	-0.28 (-1.38)	0.79	0.36
América	0.0006 (0.08)	0.016 (6.82)	0.006 (1.39)	-0.0082 (-7.94)	-0.008 (-3.3)	0.67	0.28
	0.0007 (0.1)	0.016 (6.78)	()	-0.008 (-7.85)	-0.007 (-3.16)	0.67	0.28
Asia	-0.0045 (-0.48)	0.011 (8.62)	-0.047 (-6.82)	-0.003 (-4.79)	0.013 (2.48)	0.80	0.48
Europa	0.0025 (0.3)	0.020 (6.32)	0.019 (2.62)	0.0016 (1.1)	0.026 (3.03)	0.65	0.32
	0.0025 (0.3)	0.022 (13.6)	0.021 (2.96)		0.022 (2.81)	0.65	0.25

Países

Chile	0.012 (0.42)	0.084 (3.32)	0.049 ¹⁵ (3.36)		-0.048 (-1.46)	0.60
México	0.008 (0.63)	0.031 (5.27)	-0.05 (-2.34)	-0.01 (-2.34)		0.80
Corea	-0.006 (-0.26)	0.02 (2.54)	0.057 (1.38)	0.007 (3.34)		0.70
Taiwán	-0.003 (-0.28)	0.01 (5.43)	-0.035 (-5.19)			0.93
Argentina	0.015 (0.29)	0.026 (1.41)	-0.12 (-3.65)		0.276 (2.1)	0.24

* Se refiere a los niveles.

** La hipótesis nula es homocedasticidad. GQ tiene una distribución $F[(n-d-4)/2, (n-d-4)/2]$. El punto crítico al 1% para grados de libertad superiores a 120 es 1.

te es que los efectos sobre el TCR dependen crucialmente de si el gasto que se pretende cambiar es productivo o no. Cuando el gasto es no productivo, un corte en éste induce una depreciación real de manera no ambigua. Si, por el contrario, éste es productivo, el resultado es ambiguo tanto en el corto como en el largo plazo. Siguiendo este razonamiento, en la Tabla 2 se presentan algunas estadísticas sobre la composición del gasto público en los países seleccionados.

TABLA 2
DATOS COMPARATIVOS DE LA ESTRUCTURA
DEL GASTO PÚBLICO EN VARIOS PAÍSES

(En % del PIB, distintos años entre 1980 y 1992. Los promedios son promedios simples)

	Seguridad Social (% PIB)	Salud	Educación	Largo Rutas ($\Delta\%$ 85-90)	Inversión Pública Consolidada 80s(1)	Defensa
Argentina	4.7	0.2	1.0	-0.4	6.2	1.2
Bolivia	2.4	0.8	3.2	1.6	6.0	2.1
Brasil	6.9	1.8	1.0	16.2	6.3	1.0
Canadá	8.0	1.4	0.8	na	na	1.8
Chile	10.0	2.0	3.6	0.4	6.0	3.0
Colombia	2.9	0.6	3.0	29.1	7.4	1.1
México	2.4	0.4	2.9	5.7	12.8	0.5
EE.UU.	7.1	2.9	0.5	0.0	2.2	5.6
Venezuela	1.5	1.9	4.0	22.9	12.2	1.3
Promedio	5.1	1.3	2.2	9.4	7.4	2.0
L. América	4.4	1.1	2.7	10.8	8.1	1.5
Austria	17.8	4.9	3.7	16.4	3.4	1.1
Bélgica	22.0	1.0	7.1	8.0	na	2.8
Dinamarca	16.0	0.5	3.9	1.3	na	2.3
Francia	18.5	6.9	3.3	0.1	na	2.9
Alemania	15.1	5.8	0.2	2.8	na	2.7
Italia	14.7	5.0	3.7	2.1	na	1.5
Países Bajos	20.1	6.3	6.1	-5.2	2.7	2.8
Suiza	9.9	2.6	0.6	0.4	na	2.1
Reino Unido	11.8	5.1	2.3	2.6	3.8	4.9
Promedio	16.2	4.2	3.4	3.2	3.3	2.6
Indonesia	na	0.5	1.9	28.5	10.2	2.0
Corea	1.2	0.3	3.1	9.4	7.0	4.7
Malasia	1.2	1.5	5.7	38.9	14.6	3.7
Singapur	0.4	1.4	4.7	9.5	9.0	5.2
Tailandia	0.6	1.0	3.5	-5.4	7.9	3.4
Promedio	0.8	0.8	3.2	14.4	9.8	3.7

Fuente: Banco Mundial, salvo (1), Easterly y Rebelo (1993).

Una conclusión que se puede extraer a primera vista es que en Asia, donde una contracción del gasto público induce una apreciación real, el gasto público pareciera estar más sesgado hacia bienes cuya "productividad", en el sentido de complementariedad con la producción del sector privado, es probable que sea más alta (por ejemplo educación, inversión pública o rutas). Por el contrario, en Europa, donde una contracción del gasto público induce una depreciación real, la estructura del gasto está mucho más ligada a bienes cuya "productividad" es probablemente menor (por ejemplo, seguridad social o salud). En América, donde el gasto público aparece sin efecto estadísticamente significativo, su estructura es algo así como el promedio de Europa y Asia ya que si bien en América se gasta menos que en Europa en seguridad social, hay más de ésta que en Asia.

Esto sugiere que la estructura del gasto público tiene algo que ver con los efectos de éste sobre la determinación del tipo de cambio real de equilibrio. En la sección siguiente analizamos el caso de Chile y Taiwán, cuyos signos eran diferentes en las ecuaciones mostradas anteriormente, para los cuales tratamos de identificar el efecto de las diferentes partidas del gasto público sobre el TCR de equilibrio.

3.2 Análisis de Series Temporales

Supongamos que [16] es una buena representación de la ecuación de largo plazo del TCR. Ahora GOB puede ser descompuesto en sus partes para analizar los efectos individuales de cada subcomponente. Desafortunadamente, en particular para el caso de Chile, series de la composición del gasto son difíciles de obtener. Utilizaremos entonces datos disponibles sobre bienes que mayoritariamente son provistos por el sector público (ej: educación primaria, caminos etc.).

Un aspecto importante es la distinción entre los efectos de equilibrio de corto plazo versus los de largo plazo. Esto es evidente cuando se habla de infraestructura o educación, donde los proyectos tienen dos fases: una primera donde se afecta el mercado de bienes del lado de la demanda, lo cual puede significar varios períodos, y una segunda, algunos períodos más tarde, cuando el proyecto entra en servicio y se produce el efecto del lado de la oferta. Para ese tipo de variables, trataremos de captar esto usando variables contemporáneas y algunos rezagos. Tres criterios se usarán para distinguir el largo del polinomio, a saber, el R^2 ajustado, el criterio de Akaike y el de Bayes-Schwartz.

Otros problemas que aparecen debido a las pocas observaciones de que se dispone son los siguientes. Primero, en algunos casos, en particular para Chile, los grados de libertad son bastante bajos. Una manera de tratar este problema es imponiendo ciertas restricciones a los parámetros, por ejemplo usando el ingreso relativo en lugar de una variable de ingreso doméstico y una del extranjero. Segundo, algunas políticas (ej. educación primaria) requieren un gran número de rezagos. En estos casos, utilizaremos un número menos que el óptimo para evaluar su impacto del lado de la oferta. Tercero, en muchos casos una variable está altamente correlacionada con sus rezagos. Esta colinealidad reduce los test-t, por lo que algunas veces se incluirán variables con bajo test-t pero cuyo efecto sobre los criterios arriba mencionados hace pensar que su significatividad es mayor. Cuarto, al reemplazar GOB no por la totalidad de sus componentes sino por algunos solamente, podemos estar omitiendo algunas variables que pertenecen al modelo, lo que, a su vez, puede llevar sesgo a las estimaciones. Minimizaremos esto usando GOB más el ítem específico a pesar de la multicolinealidad que esto puede llevar.

3.2.1 El caso de Chile¹⁶

El modelo de la ecuación [16] se corrió primero para un período más largo que lo que permitirá posteriormente la disponibilidad de variables fiscales incluidas en el Government Finance Statistics (GFS) del FMI. Este publica tres series suficientemente largas como para estimar: Gasto en Seguridad Social (SS),¹⁷ Gasto en Educación (ED) y Superficie Irrigada (IRR). La ecuación de base es la siguiente:

$$[17] \quad \ln \theta = -1.74 + 0.75 \ln Y + 0.0107 \text{ GOB} - 0.015 \text{ OPEN} + 0.022 \text{ CAPLP} \\ \quad \quad \quad -0.58 \quad 2.22 \quad \quad \quad 0.74 \quad \quad \quad -6.02 \quad \quad \quad 2.00$$

$$R^2_{\text{ajust.}} = 0.85 \quad DW = 1.69 \quad \text{Rho} = 0.68(5.31) \quad \text{Período: 1961-1992}$$

La variable de gasto agregado del gobierno aparece con signo positivo, como se vio anteriormente, pero no significativa. En consecuencia, tomaremos esta estimación sin GOB como punto de referencia dado que, como las variables del GFS cubren un período menor que éste, en lo que sigue tendremos problemas de grados de libertad. El resultado de las estimaciones con las variables del GFS se presenta en la Tabla 3.

TABLA 3
EFECTOS DEL GASTO DE GOBIERNO SOBRE EL TCR EN CHILE, 1973-1991

Variable	3.1		3.2		3.3		3.4		3.5		3.6		3.7		3.8		3.9		3.10		3.11	
	Parámetro	Hest	Parámetro	Hest	Parámetro	Hest	Parámetro	Hest	Parámetro	Hest	Parámetro	Hest	Parámetro	Hest	Parámetro	Hest	Parámetro	Hest	Parámetro	Hest	Parámetro	Hest
Ingreso Relativo	0.031	1.21	0.005	0.2	0.03	2.1	0.025	0.82	0.039	1.48	0.037	1.56	0.017	0.13	0.038	2.11	0.041	1.31	0.012	0.38	0.043	1.91
Apertura	-0.018	-4.04	-0.01	-1.8	-0.02	-10.5	-0.021	-6.26	-0.018	-5.03	-0.035	-3.43	-0.036	-0.72	-0.025	-2.76	-0.02	-5.88	-0.023	-6.83	-0.021	-7.19
Términos de intercambio	0.024	0.97	0.05	1.55	0.09	5.62	0.08	2.77	0.06	2.27	0.07	3.32	0.16	1.35	0.061	3.65	-0.083	3.27	0.1	4.21	0.08	4.17
Flujos de Capital de Largo Plazo	0.017	1.36	0.015	1.57	0.016	3.15	0.009	1.01	0.004	0.35	0.022	2.03	0.024	0.45	0.016	1.99	0.012	1.21	0.02	2.1	0.01	1.5
Consumo del Gobierno (%PGB)	0.003	0.2			0.002	0.16	-0.015	-0.66	-0.006	-0.28	-0.03	-1	-0.04	-0.27	-0.01	-0.5	0.002	0.11	-0.019	-0.85	0.003	0.02
Gastos en:																						
Seguridad Social (% de G)			-0.002	-0.22													0.009	1.76	0.005	1.91	0.005	1.61
Seguridad Social (% de G) (-1)																	-0.007	-1.25				
Seguridad Social (% de G) (-2)																			-0.007	-2.16		
Seguridad Social (% de G) (-3)																					-0.005	-1.89
Educación (% de G)			0.028	1.5							-0.036	-1.4	-0.039	-0.35	-0.007	-0.34						
Educación (% de G) (-1)											0.005	0.6										
Educación (% de G) (-2)													0.026	0.93								
Educación (% de G) (-4)															-0.012	-2						
Irriagación (% tierra agrícola)			0.28	0.75	1.36	2.85	1.31	1.38	1.3	2.07												
Irriagación (% tierra agrícola) (-1)					-1.98	-3.33																
Irriagación (% tierra agrícola) (-2)							-0.53	-0.94														
Irriagación (% tierra agrícola) (-3)									-0.27	-1.46												
R ² ajustado	0.89		0.88		0.99		0.97		0.98		0.98		0.82		0.99		0.98		0.99		0.98	
DW	1.64		1.63		3.16		1.7		1.8		1.3		1.94						1.15			1
Rho	0.57	2.98	0.62	3.36	-0.71	-3.77	-0.41	-1.71	-0.3	1.17	-0.94	-10.9			-1.04		-0.72	-3.98	-0.91	-8.16		

*No significativo, pero hay evidencia de colinealidad.

Efecto contemporáneo de:	3.1	3.2	3.3	3.4	3.5	3.6	3.7	3.8	3.9	3.10	3.11
Seguridad Social	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.01	0.01	0.01
Educación	0.00	0.03	0.00	0.00	0.00	0.00	-0.04	-0.04	-0.01	0.00	0.00
Irriagación	0.00	0.28	1.36	1.31	1.30	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00

En general se encontró un alto grado de autocorrelación en las estimaciones. La forma de tratar dicho problema ha sido utilizando AR1 con variables instrumentales. Los signos de todas las variables excluyendo las fiscales son los esperados. El gasto agregado del gobierno, sin incluir la inversión pública, aparece no significativo en todas las regresiones. Lo interesante es lo que ocurre con las variables fiscales específicas. La ecuación 3.2 excluye GOB e incorpora SS, ED e IRR. El poder explicativo de la ecuación cae pero puede verse que ED aparece como significativo al 10%. En las ecuaciones 3.3 hasta 3.5 se combina GOB con valores actuales y rezagados de IRR. Esta última variable aparece significativa y con signo positivo cuando es incluida contemporáneamente. Los rezagos de IRR son también significativos pero con el signo opuesto. Esto quiere decir que una reducción en IRR deprecia en el corto plazo pero aprecia en el largo. Un resultado similar aparece en las ecuaciones 3.9 a 3.11 donde se ven los efectos de SS. Por último, en las ecuaciones 3.6 a 3.8 el mismo ejercicio se efectúa pero con ED. El efecto contemporáneo es el contrario que el de IRR y SS: una reducción de ED aparece como induciendo una apreciación en el corto plazo, mientras que su efecto en el largo plazo es no significativo para rezagos próximos. Se hizo una excepción y se utilizó un cuarto rezago de ED y apareció significativo y además con el mismo signo que en el efecto contemporáneo. Estimaciones preliminares no presentadas en este artículo para el caso de Taiwán muestran que los efectos de algunas categorías de educación sobre el TCR pueden aparecer con rezagos mucho mayores que 4. Desgraciadamente la muestra de que se dispone para Chile no permite ir más allá.

Las conclusiones que uno puede sacar de este ejercicio son forzosamente limitadas. La muestra de que se dispone es tan pequeña que algún sesgo puede existir debido a esto. Se ha tratado de todas maneras de minimizar dicho sesgo incluyendo la mayor cantidad de variables posibles, lo que ha significado imponer restricciones a los parámetros del ingreso (coeficiente igual al extranjero pero con distinto signo) e incluyendo en las estimaciones GOB y SS, ED o IRR.

Un elemento que parece interesante de resaltar es que aparentemente los efectos del gasto público son diferentes dependiendo del plazo de análisis y del componente específico. El ideal sería poder descomponer el gasto suficientemente, no sólo para decir qué signo tiene cada derivada parcial, sino también para tener una idea del efecto potencial, *relativo* a otros gastos, que tendría un corte o

un aumento de un tipo específico de gasto. En parte debido a las restricciones que impone la muestra en el caso chileno, en la sección siguiente se analiza el caso de Taiwán donde el ejercicio que acaba de sugerirse puede ser hecho.

3.2.3 El caso de Taiwán¹⁸

En el caso de Taiwán se encontró que las variables son no estacionarias en niveles pero estacionarias en primeras diferencias. Además si se corre la regresión [16] en niveles, sus residuos son también estacionarios, lo que quiere decir que las variables están cointegradas. Los tests ADF aparecen en la Tabla siguiente.

Taiwan Variable dependiente:	Nivel		Nivel		1ª diferencia		1ª diferencia	
	s/trend	p-Value	trend	p-Value	s/trend	p-Value	trend	p-Value
log del TCR	-0,95	0,94	-2,50	0,33	-6,85	0,00	-7,11	0,00
Variables explicativas:								
Ingreso relativo	4,81	**	0,76	0,99	-3,78	0,03	-5,98	0,00
Consumo G (%PGB)	-9,32	0,00	-13,51	0,00	-20,45	0,00	-19,47	0,00
Apertura (%PGB)	-0,89	0,95	-0,67	0,97	-5,41	0,00	-5,47	0,00
Términos de Intercambio	-2,82	0,20	-2,83	0,20	-8,35	0,00	-8,23	0,00
ADF Residuos	-4,93	0,00	-4,81	0,00				

La ecuación de largo plazo en el caso de Taiwán es la siguiente:

$$[18] \ln PRNT = 4.04 + 0.014 * YRUS - 0.028 * GOB + 0.001 * OPEN + 0.005 * TT$$

12.73 7.69 -1.82 0.40 0.55

R² ajust. 92.2, DW= 0.93, Dickey-Fuller (residuos, sin tendencia) = -4.93, Dickey-Fuller (residuos, tendencia) = -4.81 período=1960-1990

Si se incluye la inversión pública, el resultado es:

$$[19] \ln PRNT = 4.17 + 0.014 * YRUS - 0.037 * CGOB - 0.001 * OPEN + 0.007 * TT + 0.056 * IGOB$$

15.5 8.38 2.86 -0.75 0.91 3.42

R² ajust. 94.5, DW= 1.29, AIC = -3.03, SC = -5.59,¹⁹ período=1960-1990

La inversión pública aparece como muy significativa y con el signo que se esperaría. En la Tabla 4 investigamos la estructura de rezagos de IGOB en el caso de Taiwán.

TABLA 4
EFECTOS DE LA INVERSIÓN PÚBLICA SOBRE EL TCR EN TAIWAN:
CORTO VERSUS LARGO PLAZO, 1952-1990

	4.1		4.2*		4.3		4.4		4.5	
	Parámetro	t-test	Parámetro	t-test	Parámetro	t-test	Parámetro	t-test	Parámetro	t-test
C	4.17	15.4	4.33	14.52	4.24	16.76	4.26	16.88	4.13	29.89
YRUS	0.014	8.38	0.018	6.48	0.019	7.11	0.019	7.29	0.019	8.16
OPEN	-0.0008	-0.75	-0.0016	-1.11	-0.0005	-0.44	-0.0009	-0.91		
TT	0.007	0.91	0.003	0.26	-0.0006	-0.07	0.002	0.24		
CGOB	-0.038	-2.86	-0.044	-3.11	-0.037	-3.03	-0.038	-3.16	-0.032	-4.47
IGOB	0.056	3.42	0.025	2.52	0.053	2.53	0.041	2.51	0.029	2.28
IGOB (-1)			0.019	2.21	-0.024	-0.95				
IGOB (-2)			0.013	1.72						
IGOB (-3)			0.006	0.99						
IGOB (-4)			0.00005	0.008						
IGOB (-5)			-0.0063	-1.04						
IGOB (-6)			-0.012	-1.89						
IGOB (-7)			-0.019	-2.45						
IGOB (-8)					-0.043	-2.39	-0.045	-2.48	-0.048	-2.82
IGOB Largo plazo			0.02575		-0.014		-0.004		-0.019	
R ² ajust.	0.945		0.94		0.951		0.951		0.952	
AIC	-3.03		-2.94		-3.13		-3.16		-3.23	
SC	-5.59		-5.45		-5.59		-5.67		-5.84	
DW	1.29		1.31		1.51		1.46		1.45	
Período	60-90		60-90		60-90		60-90		60-90	
ADF (residuos)	-3.65	0.04	-3.67	0.04	-4.12	0.01	-4.01	0.01	-3.99	0.02

* Estimado usando un polinomio de Almon de segundo orden.

La ecuación 4.1 es la misma que la presentada anteriormente, sólo que se incluye un test ADF para ver si la hipótesis de cointegración es todavía válida. Puede verse que esto no puede rechazarse al 95%. La ecuación 4.2 es la 4.1 pero con un polinomio de Almon para la inversión pública. En el período contemporáneo el signo del impacto de la inversión pública sobre el TCR de equilibrio es positivo, lo que sugiere que un aumento de la inversión pública induce una apreciación real. Si se toman en consideración los rezagos, este resultado también se aplica para los efectos de períodos más lejanos. Las ecuaciones 4.3 y 4.4 muestran los resultados una vez que se han eliminado todos los rezagos no significativos. Ellas sólo difieren en que el primer rezago había sido significativo justo hasta la estimación de 4.3. Un resultado que aparece de manera consistente en la Tabla 4 es la poca significancia de la

OPEN y TT. La ecuación 4.5 los excluye y los resultados mejoran significativamente. Como se ve a continuación, esto cambia si se desagrega el consumo público.

De la Tabla 4 se pueden ya extraer ciertas conclusiones. Primero, la constante es alta y muy significativa. Una interpretación posible es que esto puede deberse a la baja volatilidad que han presentado las variables en el período muestral. Segundo, YRUS es consistentemente el determinante individual más importante del TCR de equilibrio en Taiwán. Tercero, ni OPEN ni TT son estadísticamente significativas como variables explicativas del TCR. Cuarto, un mayor GOB aparece induciendo una depreciación real. Quinto, la inversión pública conlleva dos efectos contradictorios sobre el TCR. Uno, que ocurre en el período en que la inversión se lleva a cabo, implica una *apreciación* real. El segundo, que ocurre varios períodos después (en la Tabla se muestra que el 8o. rezago es el más significativo), induce una *depreciación real*.

Examen de los efectos de los diferentes componentes del gasto público

En esta parte descomponemos el gasto público según el uso. La descomposición disponible incluía Administración General y Defensa Nacional (DEF), Obligaciones (básicamente pago de intereses, incluida en DEF), Educación, Ciencia y Cultura (ED), Desarrollo económico (DEV) y Seguridad Social (SS). Todas las variables están expresadas en términos del PIB. La metodología seguida es la siguiente. Para cada tipo de gasto se estimó un polinomio de Almon con un rezago máximo de 8 períodos y los rezagos no significativos fueron excluidos. Como la lista de estimaciones es tan larga, sólo tiene sentido mostrar la mejor estimación obtenida:

[20]

$$\ln \theta = 3.62 + 0.018 \text{ YRUS} + 0.0017 \text{ OPEN} + 0.016 \text{ TT} \\
\begin{array}{ccccccc}
20.8 & 3.67 & & 2.5 & & & 3.24 \\
+ 0.069 \text{ ED}(-2) & + 0.041 \text{ ED}(-3) & + 0.007 \text{ DEV} & + 0.017 \text{ DEV}(-1) & - 0.022 \text{ DEF} & & \\
2.18 & 1.45 & 1.44 & 3.01 & -2.25 & & \\
- 0.089 \text{ SS} & - 0.067 \text{ SS}(-1) & - 0.044 \text{ SS}(-2) & - 0.021 \text{ SS}(-3) & + 0.001 \text{ SS}(-4) & + 0.023 \text{ SS}(-5) & \\
-5.48 & -4.99 & -3.71 & -1.72 & 1.89 & 1.32 &
\end{array}$$

R ² ajust.	0.974	SC	-5.99
AIC	-3.66	DW	1.99
		Período	1960-90

Una vez más resalta aquí la importancia de YRUS y la constante como variables determinantes del TCR. Los valores de los parámetros son bastante estables. Tanto TT y OPEN que no aparecen como significativas en 4.5 aquí sí lo son. A la luz de [20], el signo negativo que se obtuvo para CGOB en [18] podemos atribuirlo a administración, defensa (que puede tener un componente importante de transables), obligaciones y las transferencias de la seguridad social. El efecto de esta última variable es interesante ya que su permanencia en el tiempo es significativa.

Notemos que con signo positivo y significativo encontramos la inversión pública y desarrollo económico que, dentro de la clasificación presentada, son los que a priori pueden tener mayor impacto productivo.

Conclusiones

La diferencia entre gasto público productivo y no productivo parece ser una distinción interesante y valiosa que complementa la clasificación tradicional de los bienes según si son transables o no transables. De un punto de vista teórico, una contracción del gasto público en bienes *no transables*, que de acuerdo a los modelos tradicionales debiera depreciar el TCR, puede resultar en una apreciación real si los bienes son además productivos. Adicionalmente, y quizá más importante aún, si dicho gasto es productivo, entonces la contracción fiscal es *recesiva* de forma inambigua. Por el contrario, si el gasto que se pretende cortar es *no productivo*, entonces la contracción fiscal es *expansionista*.

Si se hace un panel para estudiar los efectos del gasto público sobre el TCR, entonces puede apreciarse que, aun cuando se trate de consumo, su efecto no es homogéneo. Ecuaciones regionales muestran claramente que hay diferencias: en Europa, una contracción del gasto conlleva una depreciación real mientras que en Asia a una apreciación real. En América su efecto es no significativo.

En el caso de Chile, a falta de una descomposición rigurosa del gasto público, se ha testeado el efecto de tres variables disponibles en el GFS. La econometría que se ha podido hacer no permite sacar conclusiones claras. De todas maneras, puede apreciarse que el signo y la significancia con la cual dichas variables afectan el TCR es distinto entre sí y diferente del efecto del consumo público agregado.

Un estudio más serio se ha hecho para el caso de Taiwán. Aquí

se ve: (1) que la inversión pública y sus rezagos son importantes determinantes del TCR de equilibrio y, (2) la descomposición del consumo público ha permitido distinguir qué partidas del gasto público ejercen qué efecto sobre el TCR de equilibrio.

En el caso de Chile, urge desarrollar una descomposición larga, consistente y con significado económico del gasto público. A la luz de este artículo, una base de datos de este tipo ayudaría a refinar el uso del gasto fiscal como instrumento de política económica.

NOTAS

- 1 Ver Amsden (1989), Bradford (1990), Rodrik (1994a, 1994b) y Mesquita (1995), entre otros.
- 2 Ver Dornbusch (1976), Caves y Jones (1981) y Ossa (1989) y las referencias que allí aparecen.
- 3 Por *complementariedad* entendemos simplemente que algunos gastos públicos en bienes y servicios pueden ser utilizados como *insumos* por el sector privado. Por ejemplo, gastos dedicados a aumentar el número de ingenieros *pueden* ser más complementarios que los dedicados a aumentar el número de filósofos. Lo mismo puede decirse de los gastos en puertos *vis-à-vis* salas de concierto. Obviamente, estas afirmaciones no toman en cuenta para nada las implicaciones sobre *bienestar* que la provisión relativa de dichos bienes puede causar.
- 4 En realidad infraestructura también es aumentador de trabajo. Como en lo que sigue suponemos funciones de tipo Cobb-Douglas, esto no jugará ningún rol.
- 5 Algunos de los modelos relacionados con el que se plantea aquí son Brock (1988) y Baxter (1992), pero donde no se usa el concepto de gasto público productivo; Rogoff (1992), donde no hay crecimiento; Wyplosz (1992), donde se explora el efecto de la demanda externa; De Gregorio y Wolff (1994), donde se analiza el impacto de los términos de intercambio.
- 6 Larraín (1996) considera un modelo similar, pero donde se hace la diferencia entre los efectos del stock y los del flujo.
- 7 Suponemos que el precio doméstico del bien transable está determinado por la ley de un solo precio y normalizamos los precios externos a 1.
- 8 Rogoff (1992) muestra que el TCR sigue un camino aleatorio, pero su resultado se debe básicamente a que el stock de capital está fijo. Si hay crecimiento, aunque sea en la transición entre estados estacionarios, entonces aparece una tendencia alrededor de la cual el TCR se mueve. Hay que notar que dicho crecimiento debe medirse en términos *relativos* al crecimiento del resto del mundo. Wyplosz (1992) muestra los efectos sobre el TCR de la demanda exterior.
- 9 Nótese también que si supusiéramos tasas exógenas de crecimiento de la productividad y si, en particular, la del sector transable fuese mayor que la de la del no transable obtendríamos el resultado de Balassa (1964) y Samuelson (1984). Ver por una explicación alternativa al mismo fenómeno Bhagwati (1984).
- 10 La prueba formal se encuentra en Larraín (1995) y el autor puede enviarla a los interesados. En todo caso, bajo anticipaciones perfectas, Uzawa (1965), entre otros, ha demostrado en modelos más generales la existencia y unicidad del equilibrio. Si las anticipaciones son formadas de manera menos exigente, no es evidente encontrar ni la existencia ni la unicidad.
- 11 $\gamma^* < \beta\mu$ es un valor de referencia tal que si $\gamma_k > \gamma^*$ entonces el efecto de la caída en la demanda por el bien no transable supera el efecto de la caída en la oferta y el ajuste de corto plazo en el mercado no transable requiere una depreciación real. Si $\gamma_k < \gamma^*$ entonces ocurre lo contrario y en el corto

plazo se apreciará una apreciación real. γ^* se obtiene de hacer $[d\theta/dt]/d\theta_t > 0$ en [13].

- ¹² Los datos que se usaron provienen básicamente de la PennWorld Table (PWT) mark 5.6a.
- ¹³ América: Argentina, Bolivia, Brasil, Canadá, Chile, Colombia, Costa Rica, Ecuador, México, Paraguay, Panamá, Perú, Uruguay, Venezuela. Europa: Austria, Bélgica, Dinamarca, Francia, Alemania, Grecia, Irlanda, Italia, Luxemburgo, Países Bajos, Portugal, España, Suecia, Suiza, Reino Unido. Asia: Taiwán, Indonesia, India, Japón, Corea, Malasia, Singapur, Tailandia.
- ¹⁴ Se han hecho estimaciones con GMM y los resultados fueron básicamente los mismos.
- ¹⁵ El parámetro que se obtiene en el caso de Chile es alto en comparación con otros estudios. Veremos más adelante estimaciones que corrigen esto.
- ¹⁶ En este estudio se analizan únicamente los efectos del gasto público. En Larraín y Winograd (1996) se examinan los impactos de la privatización sobre el TCR y crecimiento en el caso chileno.
- ¹⁷ Esto es una transferencia cuyo impacto sobre el TCR depende del uso de los recursos que hagan quienes los reciben. Así, las estimaciones que se harán con esta variable son más una estimación de este último efecto más que sobre el gasto público en sí.
- ¹⁸ La información utilizada en este caso proviene de *Taiwan Statistical Data Book*.
- ¹⁹ AIC= Akaike Information criteria, SC= Schwartz criteria. En la ecuación sin IPUB, sus valores fueron AIC= -2.59 y SC= -5.2.

REFERENCIAS

- AMSDEN. A. (1989), *Asia's Next Giant*, Oxford University Press.
- ARRAU, P., QUIROZ, J. y CHUMACERO, R. (1992), "Ahorro Fiscal y Tipo de Cambio Real", *Cuadernos de Economía*.
- ARROW, K. (1951), "Alternative Proof of the Substitution Theorem for Leontief Models in the General Case", en T.C. Koopmans ed. *Activity Analysis of Production and Allocation*, John Wiley.
- ARROW, K. y KURZ, M. (1963), *Public Investment, The Rate of Return and Fiscal Policy*, The Johns Hopkins Press.
- BHAGWATI, J. (1984), "Why are Services Cheaper in Poorer Countries", *Economic Journal*, 94, junio, pp. 279-286.
- BALASSA, B. (1964), "The Purchasing Parity Doctrine: A Reappraisal", *Journal of Political Economy*, vol. 72, pp. 584-96.
- BARRO, R. (1990), "Government Spending in a Simple Model of Endogenous Growth", *Journal of Political Economy*, 98, 5.

- BAXTER, M. (1992), "Fiscal Policy, Specialization and Trade in the Two-Sector Model: The Return of Ricardo?", *Journal of Political Economy*, vol 100, No 4.
- BLANCHARD, O. y FISCHER, S. (1990), *Lectures in Macroeconomics*, The MITT Press.
- BRADFORD, C. (1990), "Policy Interventions and Markets: Development Strategy Typologies and Policy Options", en G. Gereffi y D. Wyman (eds.), *Paths of Industrialization in Latin America and East Asia*.
- BROCK, P. (1988), "Investment, the Current Account and the relative Price of Non Traded Goods in a Small Open Economy", *Journal of International Economics*, 14, pp. 235-253.
- CAVES, R. y JONES, R. (1981), *World Trade and Payments*, Little and Brown, 3a. edición.
- DE GREGORIO, J. y WOLF, H. (1994), "Terms of Trade, Productivity and the Real Exchange Rate", NBER 4807.
- DE GREGORIO, J., GIOVANNINI, A. y WOLF, H. (1994), "International Evidence on Tradable and Nontradables Inflation", *European Economic Review*, 38, pp. 1225-1244.
- DOLLAR, D. y WOLFF, E. (1994) *Competitiveness, Convergence and International Specialization*, The MIT Press.
- DORNBUSCH, R. (1974), "Real and Monetary Aspects of the Effects of Exchange Rate Regimes", en R. Aliber (ed.) *National Monetary Policies and the International Financial System*.
- EASTERLY, W. y REBELO, S. (1993), "Fiscal Policy and Economic Growth", *Journal of Monetary Economics*, 32.
- EDWARDS, S. (1989), *Real Exchange Rates, Devaluation and Adjustment*, The MIT Press.
- FRENKEL, J. y RAZIN, A. (1987), *Fiscal Policies and the World Economy. An Intertemporal Approach*, The MIT Press.
- KRUGMAN, P. (1994), "Competitiveness: a Dangerous Obsession", *Foreign Affairs*, marzo-abril.
- KRUGMAN, P. (1995), "A Country is not a Company", *Harvard Business Review*, enero-febrero, pp. 40-51.
- LARRAIN, G. (1995), "Real Exchange Rate and Capital Accumulation Effects of Fiscal Policy", mimeo, OECD Development Centre, Paris.
- LARRAIN, G. (1996), "Public Investment and the Real Exchange Rate", mimeo, DELTA, Paris.

- LARRAIN, G. y WINOGRAD, C. (1996), "Les Conséquences Fiscales et Macro-Economiques des Privatisations Massives en Argentine et au Chili", *Revue Economique* (número especial sobre Privatizaciones), por aparecer.
- MESQUITA, M (1995), *Market Failures, Coordination Problems and State Intervention: The cases of Brazil and South Korea*.
- MURPHY, R. (1989), "Stock Prices, Real Exchange Rates and Optimal Capital Accumulation", *IMF Staff Papers*, vol. 36, No. 1.
- OSSA, F. (1989), *Economía Monetaria Internacional*, Ediciones Universidad Católica.
- REPETTO, A. (1993), "Determinantes de Largo Plazo del Tipo de Cambio Real: Una aplicación al caso chileno", *Colección Estudios CIEPLAN*.
- RODRIK, D. (1994), "King Kong meets Godzilla: The World Bank and the East Asian Miracle", en A. Fishlow et al. *Miracle or Design: Lessons from the East Asian Experience*, Overseas Development Council.
- RODRIK, D. (1994), "Getting Interventions Right: How South Korea and Taiwan Grew Rich", *NBER 4964*.
- ROGOFF, K. (1992), "Traded Goods Consumption Smoothing and the Random Walk Behaviour of the Real Exchange Rate", *NBER 4119*.
- SAMUELSON, P. (1964). "Theoretical Notes on Trade Problems", *Review of Economics and Statistics*, 46, mayo, pp. 145-54.
- UZAWA, H. (1965), "On a Two-Sector Model of Economic Growth II", *Review of Economics Studies*, No. 2, pp. 105-118.
- WILLIAMSON, J. (1994), *Estimating Equilibrium Exchange Rates*, Institute for International Economics, Washington D.C.
- WYPLOSZ, CH. (1993), "On the Real Exchange Rate effects of the German Unification", *Weltwirtschaftliches Archiv*, Band 129.

BANDAS CAMBIARIAS: EXPERIENCIA CHILENA, 1990-1994

Igal Magendzo W.*
Patricio Rojas R.*
Rodrigo Vergara M.**

I. INTRODUCCION

Desde el trabajo pionero de Krugman (1991) el tema sobre zonas objetivo para el tipo de cambio ha adquirido una creciente importancia en la literatura económica.¹ Afortunadamente la experiencia con zonas objetivo es muy anterior al surgimiento de esta literatura teórica, por lo que las implicancias de los modelos que han ido apareciendo se pueden verificar rápidamente con los datos disponibles.

Las implicancias más importantes del modelo básico de Krugman son que: (i) la distribución de probabilidades del tipo de cambio al interior de la banda tiene forma de U, es decir, se concentra mayoritariamente en los límites de ésta, y (ii) existe una correlación negativa entre el nivel del tipo de cambio al interior de la

* Banco Central de Chile.

** Centro de Estudios Públicos.

Se agradecen los valiosos comentarios de Juan Andrés Fontaine y de los asistentes al Segundo Seminario Anual de Macroeconomía.

Las opiniones expresadas en este artículo son propias de los autores y no necesariamente representan las de las instituciones donde trabajan.

banda de flotación y el diferencial de tasas de interés, es decir, mientras más alto el tipo de cambio menor el diferencial de tasas de interés. La misma literatura ha ido dando explicaciones alternativas del por qué en ciertas situaciones estas implicancias no se dan empíricamente. Entre las más utilizadas están las intervenciones al interior de la banda de los bancos centrales con el objetivo de lograr un tipo de cambio determinado (muy probablemente cercano a la paridad central) y las expectativas de realineamiento de la banda, es decir, la posibilidad de que los límites de la banda no sean creídos en un momento determinado del tiempo. Esto último puede deberse a que cambios en las condiciones de la economía se traducen en que los fundamentos del tipo de cambio se alejan de los límites de la banda de flotación.

En Chile las bandas de flotación para el tipo de cambio fueron introducidas luego de la crisis de comienzos de los 80. Y aunque ha ido cambiando a lo largo del tiempo en cuanto a su ancho, a las monedas a la que está ligada y otras, el concepto básico de una paridad central que se ajusta por el diferencial de inflaciones y bandas dentro de las cuales fluctúa el tipo de cambio, se ha mantenido desde entonces.

El propósito de este trabajo es verificar empíricamente las conclusiones de los modelos de bandas cambiarias para el caso chileno y proporcionar explicaciones en caso de que dichas conclusiones no se den. El período analizado es 1990-1994 y la información utilizada es semanal. Dado que para el caso chileno no se cumplen ambos postulados del modelo básico, la parte final del trabajo se centra en buscar explicaciones al por qué de este fenómeno.

El artículo se organiza de la siguiente forma. En la sección que sigue se hace una breve descripción de la experiencia cambiaria chilena entre 1990 y 1994, con algunas extensiones de lo que ha ocurrido en 1995. En la sección III se describe y analiza el modelo teórico básico de zonas objetivo y sus extensiones con las implicancias que ellas conllevan. En la sección IV se estudia la evidencia empírica para el caso chileno. En particular, se analiza cómo puede ayudar a explicar lo que se ha observado en esta materia la existencia de intervenciones intramarginales o el hecho de que en ciertos períodos los agentes han asignado una mayor probabilidad a que la banda sea modificada, es decir, a que haya un realineamiento.

II. LA EXPERIENCIA CHILENA

Luego de la crisis de 1982-83 Chile adopta una política cambiaria basada en una paridad central con una banda de flotación. La paridad central se reajusta diariamente con la inflación doméstica menos la inflación internacional, con la idea de mantener un tipo de cambio real estable. En la actualidad dicha paridad central está ligada a una canasta de monedas compuesta del dólar norteamericano (45%), el marco alemán (30%) y el yen (25%), basada en la composición del comercio exterior chileno. La banda, por su parte, se ha ido ampliando gradualmente en el tiempo hasta llegar a su nivel actual de $\pm 10\%$.²

Una vez iniciada la crisis era evidente que había que generar recursos externos para hacer frente a la escasez de divisas que se vivía en ese momento. La única forma disponible, fuera de renegociar la deuda externa, lo que obviamente se hizo, era generar una fuerte devaluación de la moneda. El temor era que esta devaluación produjera una aceleración de la inflación que hiciera peligrar muchos de los avances que se habían logrado en esta materia a partir de 1974. Sin embargo, en virtud de la fuerte recesión que había afectado la economía chilena en los años previos, la presión sobre el precio de los no transables era hacia una disminución, lo que contrarrestó las presiones al alza de las fuertes devaluaciones que tuvieron lugar en esos años. Asimismo, junto con las devaluaciones se implementa una política de significativo ajuste del gasto público, de modo de ayudar a darle aún más espacio a la devaluación sin que se generaran presiones inflacionarias. Es así como entre junio de 1982 y 1989 la moneda doméstica se devaluó en términos reales en más de 100% (ver gráfico 1), sin que se produjeran problemas mayores en materia inflacionaria. En efecto, con algunos altibajos la inflación se mantuvo en torno a 20%.

El objetivo prioritario en esta época, sin embargo, fue el de hacer frente a la restricción externa, por lo que la inflación pasó a ser tema secundario. Es cierto que el ajuste del gasto fue tal que no hubo un rebrote inflacionario mayor producto de las devaluaciones. Pero también es cierto que cada vez que, por consideraciones externas, se evaluó que era recomendable una devaluación, los posibles efectos inflacionarios siempre fueron considerados como un mal que había que aceptar. Así, en la disyuntiva entre devaluación e inflación, siempre la balanza se inclinó por la devaluación. La razón es que prácticamente no había otra alternativa en un contex-

to de escasez de divisas. No obstante, cabe destacar que, a diferencia de otros países de América Latina, la austeridad de la política fiscal también contribuyó a dar el espacio necesario a la devaluación y evitar que se produjera una explosión inflacionaria.³

La banda de flotación se amplió en sucesivas ocasiones durante este período. Empezó en $\pm 0.5\%$ en 1984, en lo que era visto simplemente como un margen razonable entre los precios de compra y venta. Luego, en junio de 1985 se amplió a $\pm 2\%$, en enero de 1988 a $\pm 3\%$ y en junio de 1989 a $\pm 5\%$. Es interesante mencionar que justamente entre esta última fecha y el primer trimestre de 1990 el tipo de cambio se mantuvo pegado al límite superior de la banda de flotación. La razón fue que los cambios políticos que se avecinaban hicieron temer a mucha gente por un cambio en la política económica, lo que los llevó a demandar divisas para cubrirse de cualquier eventualidad. A partir del segundo trimestre de 1990, cuando los temores se habían disipado y cuando adicionalmente el país reingresaba a los mercados voluntarios de capital, los que además se veían atraídos por una política monetaria restrictiva que hizo subir en forma muy significativa las tasas domésticas de interés, las presiones cambiaron de signo, es decir, la moneda se empezó a revaluar. Tal es así que desde entonces el tipo de cambio ha estado la mayor parte del tiempo cerca del límite inferior de la banda de flotación.

El Período 1990-1995

A partir de 1990 Chile vuelve a los mercados de capitales voluntarios, lo que alivia sustancialmente la restricción externa predominante hasta ese momento. Más aún, Chile, al igual que muchos otros países de América Latina, se transforma en una plaza atractiva para algunos inversionistas extranjeros, por lo que de un período de escasez de divisas se pasa a un período de gran abundancia de éstas. Lo anterior se veía reforzado por el hecho de que las devaluaciones anteriores habían producido un significativo crecimiento del sector transable de la economía, lo que implicaba que la cuenta corriente mostraba una notoria mejoría.

Por otro lado, a fines de 1989 el Banco Central pasa a ser independiente del gobierno con el explícito objetivo de estabilidad de precios, además del normal funcionamiento de los pagos internos y externos. Los instrumentos que la ley le entrega para hacer frente a estos objetivos son las políticas monetaria y cambiaria.

En este nuevo contexto el objetivo antiinflacionario pasa gradualmente a ser el objetivo líder de la política macroeconómica. El recientemente autónomo Banco Central pone gran parte de su esfuerzo en esta materia, a la vez que la nueva realidad de abundantes flujos de capital y mejores condiciones externas se traduce en que el objetivo de un tipo de cambio real "alto", seguido hasta ese entonces, pierda fuerza en favor de un objetivo de tipo de cambio real que pasa a denominarse de "equilibrio de mediano y largo plazo".⁴ Es así como a mediados de 1990 se empiezan a producir presiones hacia la apreciación de la moneda, las que con ciertos altibajos se han mantenido hasta la fecha. Entre 1990 y el primer semestre de 1995 el tipo de cambio real se ha apreciado en torno a 20%, llegando a un nivel inferior al que tenía en 1986, aunque muy superior al de comienzos de la década de los 80 (gráfico 1).

Tal como se aprecia en el gráfico 2, en primer lugar el tipo de cambio se desplazó en pocos meses desde el techo al piso de la banda. Luego de un año y medio en que estuvo en la parte baja de la banda y en la cual el Banco Central adquirió gran cantidad de reservas internacionales,⁵ se produce una revaluación de la paridad central de 5%, a la vez que la banda se amplía de $\pm 5\%$ a $\pm 10\%$. Esto produce una nueva disminución del tipo de cambio, el que, luego de mantenerse estable por un tiempo, se empezó a acercar

GRAFICO 1
TIPO DE CAMBIO REAL EFECTIVO
(promedios anuales en pesos de junio de 1995)



nuevamente al piso de la banda de flotación. Durante la primera mitad de 1994 el tipo de cambio de mercado se mantuvo entre 2% y 3% por sobre el piso de la banda, para llegar a niveles de menos de 1% a partir de septiembre del mismo año. En ese momento se produjo una fuerte especulación en contra de dicho piso, que culminó con una revaluación adicional de la paridad central de la banda de cerca de 10% en noviembre.

A principios de 1995, el tipo de cambio sube por sobre la paridad central por primera vez en cinco años producto del alza del tipo de cambio de mercado como reacción a la crisis mexicana, y por la caída de la paridad central debido a la devaluación del dólar en los mercados internacionales.⁶ Sin embargo, a partir de mayo nuevamente se posiciona en la parte inferior de la banda de flotación y gradualmente se acerca al piso de la misma.

Durante este período, la presión a la baja del tipo de cambio ha sido resistida mediante el uso de diversas medidas.⁷ Entre éstas destacan la masiva compra de moneda extranjera por parte del Banco Central, que ha significado un aumento de sus reservas internacionales de más de US\$ 10.000 millones, con una contrapartida en emisión de deuda interna para contrarrestar el efecto monetario de dicha compra y con los costos cuasifiscales que ello conlleva. Otra medida ha sido la implementación de restricciones al in-

GRAFICO 2
BANDA DE FLOTACION DEL TIPO DE CAMBIO
(enero 1989 - septiembre 1995)



greso de capitales, mediante la imposición de encajes no remunerados que aumentan el costo de endeudarse en el exterior. Aunque esta medida ha sido firmemente defendida por el Banco Central e incluso alabada por organismos internacionales y recomendada en otros países, hay autores que han planteado dudas sobre su eficacia.⁸ Por otro lado, se han ido flexibilizando gradualmente las restricciones existentes para la salida de divisas, aunque aún quedan algunas por el lado de las inversiones y colocaciones en el exterior de los bancos.⁹

Debe también destacarse que la inflación cae durante este período tanto por la aplicación de una política monetaria tendiente a lograr el equilibrio macroeconómico interno, como por la disminución del tipo de cambio real. Así, se consolida una inflación de un dígito. Debe destacarse también que, a diferencia de la segunda mitad de los 80, en este período el mercado interno ha estado en una situación de virtual pleno empleo, por lo que la presión principal sobre los precios ya no viene del tipo de cambio sino más bien de los salarios.

III. MARCO TEORICO DE ESQUEMAS DE BANDAS CAMBIARIAS

Dadas las limitaciones de los regímenes más extremos de tipo de cambio (fijo y completamente flexible), la literatura teórica y empírica ha puesto un renovado interés sobre tipos de cambio "administrados" basados en la evolución de sus determinantes fundamentales. La propuesta de zonas objetivo para el tipo de cambio representa un esfuerzo en este sentido y constituye un marco teórico de gran utilidad para el análisis empírico de las fluctuaciones del tipo de cambio dentro de bandas de fluctuación anunciadas.

Modelo Básico

El trabajo de Krugman (1991) constituye el modelo teórico estándar de zonas objetivo y ha sido el punto de partida para la mayoría de las investigaciones posteriores en esta materia. En general, Krugman demostró que la mera existencia de límites a la fluctuación del tipo de cambio, los cuales la autoridad se compromete a defender vía intervenciones en el mercado cambiario, conlleva a importantes efectos en la dinámica del tipo de cambio.

El modelo de Krugman parte del supuesto de que el tipo de cambio, como cualquier otro precio, depende de ciertas variables fundamentales contemporáneas, así como de la expectativa de los valores futuros. A modo de simplificación, se asume que el tipo de cambio depende linealmente de un agregado "fundamental", el cual incorpora los distintos determinantes fundamentales del tipo de cambio (básicamente monetarios en la modelación de Krugman) y de la variación esperada del tipo de cambio:

$$(1) \quad s_t = f_t + \alpha \frac{E_t(ds_t)}{dt}$$

donde s es el logaritmo del tipo de cambio, f representa a la "variable fundamental" y $E_t(ds_t)/dt$ es la tasa instantánea de la expectativa de depreciación del tipo de cambio. Para un nivel dado del determinante fundamental, la expectativa de un tipo de cambio mayor en el futuro implica un tipo de cambio mayor en el presente.

Para los fines del análisis, Krugman supone un modelo meramente monetario. Bajo este esquema, la "variable fundamental" consiste de dos componentes: la velocidad de circulación (v), el cual es exógeno al Banco Central y es un movimiento browniano,¹⁰ y la oferta de dinero (m), la cual es controlada por el Banco Central y sufre cambios a través de las intervenciones de esta institución. Así, la ecuación (1) se puede reescribir como:

$$(2) \quad s_t = m_t + v_t + \alpha \frac{E_t(ds_t)}{dt}$$

El Banco Central, a través del control de la oferta monetaria, puede controlar el "agregado fundamental". En efecto, mediante una expansión monetaria puede provocar un incremento en el nivel del tipo de cambio, mientras que a través de una contracción puede provocar que el tipo de cambio caiga. Bajo la existencia de un esquema de bandas para el tipo de cambio, la autoridad monetaria interviene, expandiendo o contrayendo la oferta de dinero, de tal manera de mantener el tipo de cambio nominal dentro de un rango previamente anunciado. Por cierto esto no depende de si la meta intermedia de política monetaria del Banco Central es algún agregado monetario o si es la tasa de interés.

El modelo propuesto por Krugman cuenta además con dos premisas fundamentales. La primera de ellas es que el esquema de bandas para el tipo de cambio cuenta con *credibilidad perfecta*. Esto significa que los agentes del mercado creen que tanto el límite superior como el inferior para la fluctuación del tipo de cambio nominal van a permanecer fijos para siempre y que el tipo de cambio se va a mantener por siempre dentro de estos límites. La segunda premisa es que *no existen intervenciones intramarginales*. Bajo estos supuestos, el Banco Central mantiene constante la oferta de dinero mientras el tipo de cambio se encuentra dentro de la banda anunciada e interviene sólo cuando este precio alcanza uno de los límites de la banda. Cuando el tipo de cambio alcanza el techo de la banda, la autoridad monetaria reduce la oferta de dinero de modo de impedir que la moneda se siga debilitando. Por el contrario, cuando el tipo de cambio alcanza el piso de la banda, el Banco Central toma una actitud expansiva para evitar así que el tipo de cambio siga cayendo.

Para comprender mejor la dinámica del tipo de cambio, bajo régimen de banda, conviene que nos preguntemos qué sucede cuando *el tipo de cambio fluctúa libremente*. En este régimen, $s_t = m_t + v_t$, ya que las expectativas de devaluación son siempre cero porque v_t sigue una trayectoria aleatoria sin dirección.

En este caso particular de libre flotación, no importa cuál sea el nivel del tipo de cambio, el Banco Central no interviene en el mercado. Así, siendo la oferta de dinero constante, los cambios en el agregado fundamental dependen sólo de la velocidad de circulación, por lo que presenta también un movimiento browniano sin tendencia. De modo equivalente, el tipo de cambio depende linealmente del agregado fundamental y de las expectativas futuras de cambios en el tipo de cambio. Si el tipo de cambio es un movimiento browniano sin tendencia, entonces las expectativas futuras de cambios en la paridad cambiaria son nulas, y el tipo de cambio dependería sólo del agregado fundamental de modo lineal. Debido a que el agregado fundamental es un movimiento browniano sin tendencia, esto es consistente con que el tipo de cambio sea un movimiento de este mismo tipo. Por lo tanto, para el caso de libre fluctuación del tipo de cambio se puede anotar que:

$$(3) \quad s_t^{TCL} = m + v_t$$

En este caso el comportamiento del tipo de cambio se puede representar en un plano $(m+v, s)$ como una recta con pendiente igual a 1. (Ver gráfico 3, recta TCL)

Por otra parte, bajo un esquema de bandas cambiarias con *credibilidad perfecta y expectativas racionales*, las expectativas de devaluación no serán cero como resultado de la anticipación de intervenciones del Banco Central a efectos de mantener el tipo de cambio bajo la cotización "techo" y sobre la cotización "piso".¹¹

Supongamos por un momento que el tipo de cambio es alto, es decir, que se acerca al techo de la banda. En este caso, la probabilidad de que el tipo de cambio alcance la parte superior de la banda se incrementa y, por lo tanto, se incrementa la probabilidad de una contracción monetaria para evitar que el tipo de cambio supere dicho límite. Si suponemos expectativas racionales por parte de los agentes del mercado, se espera una revaluación futura, la cual es transformada en una revaluación inmediata y, por tanto, en un tipo de cambio más bajo. En este caso el tipo de cambio es menor que lo explicado sólo por las variables fundamentales, ya que están siendo tomadas en cuenta las expectativas de revaluación. Por otra parte, en el caso en que el tipo de cambio se acerca al límite inferior de la banda, se tienden a generar expectativas de devaluación, las cuales se incorporan en el tipo de cambio actual. En otras palabras, para iguales niveles del agregado fundamental, el tipo de cambio para un esquema de bandas cambiarias es menor que para el de libre fluctuación cuando la paridad se acerca al techo de la banda, mientras es mayor cuando se acerca al límite inferior de la banda de fluctuación. Estos resultados corresponden a lo que en la literatura se ha llamado el efecto *honeymoon*. En términos gráficos significaría que la función del tipo de cambio describe una forma de S respecto al agregado fundamental.

El efecto *honeymoon* nos conduce a que, bajo credibilidad perfecta de la banda cambiaria, ésta tiene un efecto estabilizador intrínseco sobre el tipo de cambio. Aun en ausencia de una intervención efectiva del Banco Central, la sola probabilidad de que esta ocurra lleva a estabilizar el tipo de cambio. En otras palabras, las expectativas de movimientos en el tipo de cambio, que se generan por el acercamiento de éste a los límites de la banda, inciden sobre el tipo de cambio haciéndolo acercarse más lentamente hacia estos límites.

Además de este resultado, se observa también lo que se ha denominado el efecto de *smooth pasting*. Esto significa que el tipo

de cambio se va aplanando en la medida que se acerca a los límites de la banda de fluctuación, hasta alcanzar una pendiente cero respecto a las variables fundamentales en los límites de la zona. Es decir, que al alcanzar los límites de la banda el tipo de cambio se hace insensible a las variables fundamentales.

Para comprender el fenómeno del *smooth pasting*, supongamos que el tipo de cambio alcanza el límite inferior de la banda (el análisis para el límite superior es simétrico). En este punto, el componente fundamental puede permanecer constante o incrementarse, pero nunca seguir cayendo (el Banco Central contrarresta toda posibilidad de que siga cayendo a través de incrementos en la oferta de dinero para mantener el tipo de cambio dentro de la banda). De aquí que la única posibilidad para el tipo de cambio futuro, es que sea más alto que el actual. Si así fuera realmente, se produciría un arbitraje seguro sobre el tipo de cambio, ya que se puede mover sólo en un sentido. Por la existencia de este arbitraje seguro, el tipo de cambio debe ser continuo y no puede "saltar" de regreso dentro de la banda. Por lo tanto, si el componente fundamental puede devolverse, o "saltar", dentro de los límites de la zona, pero el tipo de cambio no lo hace, significa que el tipo de cambio debe ser insensible al componente fundamental en los límites de la zona objetivo.

Para formalizar lo anterior, consideremos la solución al tipo de cambio como función del agregado fundamental:

$$(4) \quad s_t = g(f_t)$$

Para obtener una expresión de la devaluación esperada, se aplica el diferencial de Ito:

$$(5) \quad ds_t = g'(f_t)df_t + \frac{1}{2}g''(f_t)(df_t)^2$$

mediante esta expresión podemos calcular las expectativas de devaluación, tomando en cuenta que $f = m + v$, y que v sigue un movimiento browniano sin tendencia. Así:

$$(6) \quad \frac{E_t(ds_t)}{dt} = \frac{1}{2}g''(f_t)\sigma^2$$

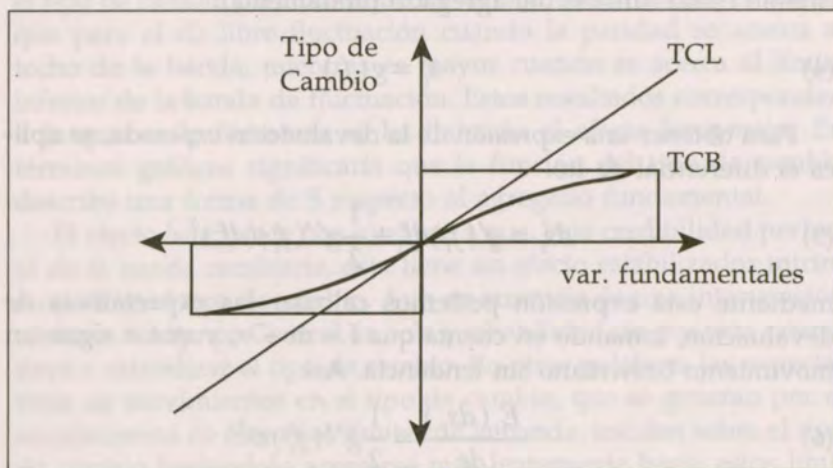
luego, sustituyendo el resultado en (1) se tiene que:

$$(7) \quad s_t = g(f_t) = f_t + \frac{1}{2}\sigma^2\alpha g''(f_t)$$

obteniéndose una ecuación diferencial de segundo orden no homogénea de coeficientes constantes. Supongamos que se ha alcanzado el piso de la banda y que la derivada $g'(f_t)$ es distinta de cero. Esto implicaría que si nos moviéramos infinitesimalmente a la izquierda, el tipo de cambio estaría disminuyendo, lo cual se contradice con la premisa de credibilidad perfecta. Así, se desprende que la única posibilidad es que una vez alcanzado el extremo de la banda, la función que explica el comportamiento del tipo de cambio debe cumplir $g'(f_t) = 0$, lo que implica que el tipo de cambio se vuelve insensible a sus fundamentos.

Al juntar los efectos de *honeymoon* y *smooth pasting*, obtenemos la expresión gráfica del tipo de cambio respecto al agregado fundamental bajo un esquema de banda cambiaria. Según se aprecia en el gráfico 3, la existencia de una zona objetivo (curva TCB) conlleva a que en la mitad superior de la banda el tipo de cambio tienda a ser inferior que bajo un régimen de libre fluctuación (recta TCL), mientras en la parte inferior de la banda éste es superior al de libre flotación.

GRAFICO 3
TIPO DE CAMBIO LIBRE Y CON BANDA DE FLUCTUACION



Implicancias del Modelo Básico

El modelo de Krugman, basado en credibilidad perfecta e intervenciones sólo cuando el tipo de cambio llega a los límites de la banda, implica que en un esquema de bandas cambiarias se tendrá lo siguiente:

(i) El tipo de cambio es más estable que bajo el régimen de flotación gracias al efecto de la existencia no nula de expectativas de devaluación (efecto *honeymoon*).¹²

(ii) El tipo de cambio pasa la mayor parte del tiempo cerca de los límites de la banda. En otras palabras, la distribución del tipo de cambio dentro de la banda debe tener forma de U. Esta característica se puede explicar fácilmente por la forma de S que tiene la función de tipo de cambio, ya que la condición de que el tipo de cambio se mueve lentamente en los extremos de la banda –dado que resulta relativamente insensible a cambios en el agregado fundamental– implica que el tipo de cambio deberá permanecer más tiempo donde se mueve más lentamente.

(iii) El diferencial de tasas de interés interna y externa registra reversión hacia la media, es decir, está negativamente correlacionado con el tipo de cambio. En efecto, cuando el tipo de cambio se encuentra sobre la paridad central, las expectativas de devaluación y el diferencial de tasas de interés es negativo; a mayor distancia de la paridad central, más negativo el diferencial.

(iv) Flexibilidad, en relación al tipo de cambio fijo, de la política monetaria para afectar la demanda agregada en tanto el tipo de cambio se desenvuelva al interior de la banda.

(v) Mayor volatilidad de las tasas de interés debido a los cambios de las expectativas de devaluación (en relación al tipo de cambio fijo).

Empíricamente, las implicancias (ii) y (iii) son las que usualmente se han testado para verificar el modelo de Krugman. Es así, por ejemplo, como Helpman y Leiderman (1991) testearon este modelo para Israel, y Leiderman (1994) lo extendió para Chile y México, mientras Brun (1994) lo realizó para la experiencia uruguaya. En todos estos casos, las implicancias del modelo básico de Krugman fueron rechazadas consistentemente. Esta evidencia ha obligado a desarrollar extensiones al modelo, sobre la base, principalmente, de la remoción de los supuestos de perfecta credibilidad e intervenciones marginales.

Extensiones al Modelo Básico de Bandas Cambiarias

El supuesto de credibilidad perfecta puede ser reemplazado por uno de imperfecta credibilidad en la forma de riesgos de realineamiento de la banda. Bertola y Caballero (1992) modelan para tal efecto una estructura de probabilidades para la defensa de la banda actual y el realineamiento de la misma. La tasa de devaluación esperada equivale, en tal caso, a la tasa de devaluación esperada dentro de la banda más la tasa esperada de cambio de la paridad central, lo cual no es sino la tasa esperada de realineamiento de la banda. Bajo esta especificación, existen dos fundamentales del tipo de cambio: la variable f y la tasa esperada de realineamiento de la banda (la cual podría depender de otras variables como por ejemplo el nivel de reservas internacionales). De esta forma, la dinámica del tipo de cambio resultante puede ser muy diferente que la del modelo básico, dependiendo fuertemente de la probabilidad de realineamiento.

Así, si los agentes le asignan un alto valor a esta probabilidad, el comportamiento del tipo de cambio cuando se acerca a los límites de la banda será totalmente diferente que en el modelo original: la condición de tangencia del tipo de cambio en función de los fundamentales frente a los límites (efecto *smooth pasting*) será reemplazada por una aproximación con alta pendiente porque se esperará una realineación de la banda en vez de la defensa de ella. Como resultado, altas probabilidades de realineamiento implicarían una función del tipo de cambio en forma de S invertida, un tipo de cambio aún más volátil que bajo flotación y una relación positiva entre el tipo de cambio y el diferencial de tasas de interés. Es decir, a mayor tipo de cambio, mayor expectativa de realineamiento de la banda, mayor devaluación esperada y, por tanto, mayor diferencial de tasas de interés.

La modelización de expectativas de realineamiento, además de resultar en implicaciones distintas sobre el comportamiento del tipo de cambio y del diferencial de tasas de interés, enfatiza la importancia de la credibilidad en el sostenimiento de las bandas. Un elemento que ha sido considerado clave para la credibilidad es el monto de reservas internacionales que la autoridad monetaria dispone para la defensa de la banda. En particular, Rotemberg y Krugman (1992) elaboran un modelo para determinar el nivel mínimo de reservas necesario para hacer frente a un ataque especulativo que provoque el colapso del sistema de bandas cambiarias,

concluyendo que a mayor proporción de reservas internacionales respecto a la base monetaria, mayor probabilidad de sostener el esquema de bandas cambiarias. Este punto puede ser fundamental para el caso chileno, donde las reservas internacionales durante el período 1990-94 se elevaron de niveles en torno a US\$ 5.300 millones a US\$ 13.500 millones.

Una modificación adicional que se ha introducido al modelo básico, es permitir que la variable estocástica en la ecuación (2) tenga dirección. Esto permite aproximar la existencia de bandas móviles, donde la banda tiene un camino ascendente debido a un ajuste predeterminado y continuo. Ejemplo de esto último lo constituye la experiencia chilena hasta junio de 1992, donde la banda se ha reajustado de acuerdo al diferencial de inflación interna e internacional. La introducción de este supuesto provoca cambios importantes en las implicancias del modelo básico de Krugman. Si bien se mantiene la relación determinística en forma de S entre el tipo de cambio y sus fundamentales "corregidos", esto es, normalizados respecto del piso de la banda, la relación entre el tipo de cambio y los fundamentales propiamente dichos pasa a estar condicionada a los extremos fijados para la banda de flotación, perdiéndose también en buena forma el efecto *honeymoon* señalado por Krugman. En otras palabras, cuando el tipo de cambio se acerca al techo de la banda, la probabilidad que el tipo de cambio nominal disminuya es menor, ya que como la banda es creciente el tipo de cambio no tiene necesariamente que caer para alejarse del techo de ésta. Por el contrario, en el piso la probabilidad de alza es mayor, ya que la banda de por sí es creciente, lo que garantiza una devaluación nominal mínima.

Sin embargo, esta modificación no es suficiente para explicar, dentro del modelo, situaciones como una prolongada permanencia del tipo de cambio en el extremo inferior de la banda de flotación. En efecto, en un camino aleatorio se esperarían puntos en todas las partes de la distribución y no sólo en la parte inferior, como ha sido el caso chileno en los 90 (gráfico 2).

Al respecto, conviene recordar que el modelo de Krugman supone que los fundamentos del tipo de cambio siguen un proceso estocástico acorde con el de un movimiento browniano, del cual resultan las distribuciones de probabilidad teóricas para el tipo de cambio dentro de la banda obtenidas por Svensson (1992). Para obtener un resultado como el verificado en el caso chileno, es necesario que el proceso estocástico de los fundamentos admita la

reversión de su media. Para tal modificación, la literatura ha planteado dos explicaciones posibles. La primera es la existencia de intervenciones intramarginales, o sea, dentro de la banda de fluctuación; y la segunda es la existencia de rigideces en la formación de precios.¹³ Cualquiera sea la causa de ese comportamiento estocástico alternativo, la distribución del tipo de cambio dentro de la banda de flotación puede tender a concentrarse sobre uno de sus extremos.

Como se mencionó, una forma sencilla de modelar tales intervenciones es a través de una reversión de los fundamentos hacia su media, para lo cual se añade una dirección de los fundamentos hacia la paridad central (como en el caso israelí) u otro valor al interior de la banda (como el piso en el caso chileno).¹⁴ El resultado de esta especificación es un comportamiento estabilizador, similar al de un tipo de cambio "administrado" más el impacto del efecto *smooth pasting* en los límites de la banda. El tipo de cambio es entonces menos volátil que bajo flotación. Sin embargo, la forma de S es menos pronunciada que en el modelo original de Krugman, ya que el efecto estabilizador de las expectativas sobre intervenciones marginales para evitar que el tipo de cambio se salga de la banda, es menor en este caso.

En relación a las desviaciones detectadas empíricamente del supuesto de paridad de tasa de interés no cubierta, éstas pueden ser explicadas por la movilidad imperfecta de capitales. Este fenómeno puede romper temporalmente el vínculo entre tasas de interés y tipo de cambio, a la vez que aumenta la eficacia en el corto plazo de las políticas monetaria y cambiaria.

Por cierto, una explicación alternativa para ambos fenómenos tiene que ver con la credibilidad de la banda de flotación. Así, si los determinantes fundamentales del tipo de cambio indican una paridad alejada de los límites de la banda, la banda puede hacerse no creíble y el tipo de cambio acercarse permanentemente al límite de la banda más acorde con los determinantes fundamentales. En esta situación también se rompería la relación esperada entre el diferencial de tasas de interés y el nivel del tipo de cambio. El tema de la credibilidad de la banda se profundiza en la sección que sigue.

IV. EVIDENCIA EMPIRICA DEL CASO CHILENO: 1990-1994

Modelo Básico

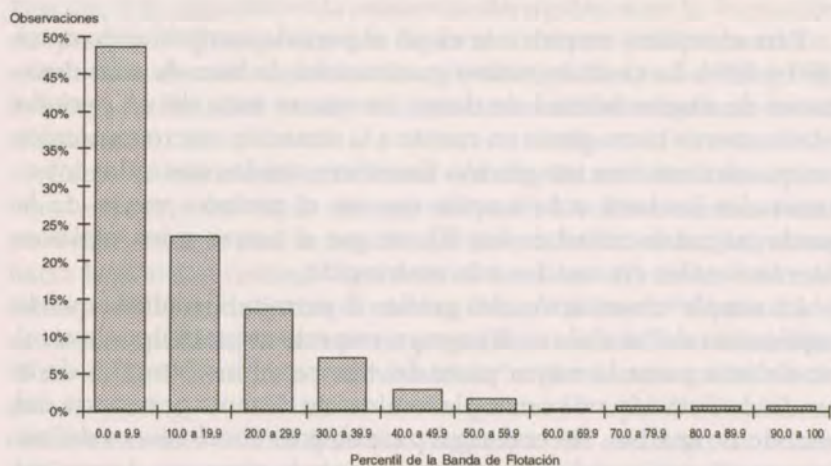
Para el análisis empírico se eligió el período comprendido entre 1990 y 1994. La elección estuvo guiada sobre la base de consideraciones de disponibilidad de datos, de que se trata de un período relativamente homogéneo en cuanto a la situación macroeconómica y a que se tiene una integración financiera con los mercados internacionales bastante más amplia que en el período previo de la banda (segunda mitad de los 80) en que el acceso a los capitales internacionales era mucho más restringido.

La simple observación del gráfico 2 permite visualizar que la implicancia del modelo de Krugman respecto a que el tipo de cambio debería pasar la mayor parte del tiempo en los extremos de la banda de flotación no se cumple totalmente durante gran parte del período de análisis. Sin embargo, para obtener conclusiones definitivas es necesario realizar tests empíricos más rigurosos. Luego, en esta sección, se parte verificando si se cumplen empíricamente para el caso chileno entre 1990 y 1994 las implicancias (ii) y (iii) que se derivan del modelo básico de Krugman. Más adelante se buscan explicaciones al rechazo de ambas implicancias.

Así, se hace necesario analizar, por un lado, si efectivamente el tipo de cambio pasa la mayor parte del tiempo en los extremos de la banda de flotación y, por otro lado, si se observa una relación negativa entre la posición del tipo de cambio dentro de la banda y el diferencial de tasas de interés.

En cuanto a la distribución del tipo de cambio dentro de la banda cambiaria, hemos graficado rangos para los datos diarios del tipo de cambio para los años 1990 a 1994. En el gráfico 4 se observa que alrededor de un 50% de las observaciones se concentran dentro del primer decil de la banda, porcentaje que va cayendo para los deciles siguientes. Se observa además que sólo alrededor de un 5% de las observaciones se ubica en el centro de la banda, mientras en el extremo superior de la banda el porcentaje de observaciones fue mínimo. En definitiva, si bien el tipo de cambio efectivamente pasa poco tiempo en el centro de la banda de flotación, como predice el modelo de Krugman, el tipo de cambio pasa la mayor parte del tiempo en la parte inferior de la banda, y no se distribuye igualmente entre ambos extremos. De ahí que la implicancia (ii) no se tienda a cumplir para la experiencia chilena de los últimos cinco años.

GRAFICO 4
DISTRIBUCION DEL TIPO DE CAMBIO EN LA BANDA CAMBIARIA



Como se mencionó anteriormente, una posible explicación de este fenómeno es que no se cumple la premisa de no intervención dentro de los márgenes de la banda de flotación para el tipo de cambio, de la cual parte el modelo básico. Así, tendremos que una modelación más realista del caso chileno debiera considerar, además de las intervenciones en los márgenes de la banda, la posibilidad de intervenciones intramarginales, es decir, intervenciones que buscan devolver el tipo de cambio hacia un nivel deseado dentro de la banda. Otra explicación, que se aborda más adelante, tiene que ver con la credibilidad de la banda.

Si bien en Chile la posibilidad de intervenciones intramarginales en el esquema de bandas cambiarias se formalizó en marzo de 1992, es difícil hablar de que ha existido de facto una política de intervención intramarginal activa. De hecho, existen situaciones en que la autoridad monetaria ha sido muy activa para defender un cierto margen sobre el piso de la banda, mientras en otras ha dejado al tipo de cambio acercarse al piso o le ha permitido subir más allá de lo que el mercado estimaba razonable. En este sentido, la larga permanencia del tipo de cambio en la cercanía del límite inferior de la banda pareciera indicar que en Chile el desplazamiento de la paridad central, y por ende de la banda, no se ha dado a un nivel similar que el seguido por los fundamentales más las expectativas de devaluación. De esta forma, la posibilidad de

que el proceso estocástico de los fundamentales admita la reversión de su media no se ha dirigido hacia la paridad central de la banda, sino que pareciera que se ha dirigido, más bien, hacia un nivel más cercano al piso de la banda.

Respecto a la relación entre el diferencial de tasas y la posición del tipo de cambio dentro de la banda de flotación, el modelo de Krugman predecía una relación inversa entre estas variables. Para analizar el caso chileno se ha tomado el diferencial entre la tasa de interés interna y la tasa de interés externa, tomando en cuenta el encaje a los depósitos y obligaciones en moneda extranjera.

Conviene destacar que la relación inversa entre estas dos variables depende en gran medida de que exista paridad no cubierta de tasas de interés, así como de una prima por riesgo invariante sobre el tipo de cambio. Estos supuestos resultan bastante razonables para el caso chileno en la década de los 90. Sin embargo, existen episodios que pudieran ser interpretados como una desviación de la relación no cubierta de paridades de tasas de interés. La razón para esto es que el movimiento de capitales ha sido menos que perfecto.

Luego, además de incorporar una prima por riesgo país en la paridad no cubierta de tasas de interés, es también necesario considerar las restricciones a los movimientos de capitales que afectan dicha relación. En particular, y como se mencionó en la sección II, las autoridades monetarias chilenas han introducido un encaje a la entrada de capitales externos. A partir de junio de 1991 se impuso en Chile un encaje obligatorio por un año del 20% a los créditos en moneda extranjera provenientes del exterior. Esta medida fue posteriormente ampliada para los depósitos en moneda extranjera a la vista y a plazo, y en mayo de 1992 se incrementó la tasa de encaje a un 30%. Esto provoca que el endeudamiento en el extranjero se haga más caro, lo cual equivale a una tasa de interés externa mayor. De este modo el diferencial de tasas queda expresado del siguiente modo:

$$(8) \quad i_t - (i_t^* + \varepsilon_t + \theta_t) = \frac{E_t(ds_t)}{dt}$$

donde i es la tasa de interés interna, i^* es la tasa de interés externa, ε es la tasa de encaje a los créditos y depósitos en moneda extranjera y θ es un castigo por riesgo país.

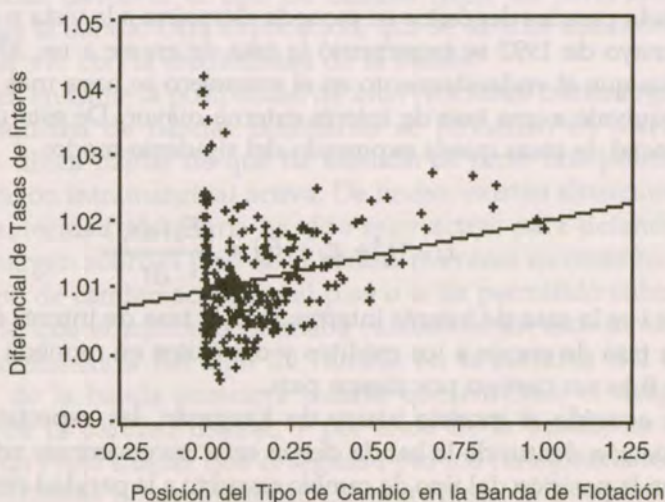
De acuerdo al modelo básico de Krugman, las expectativas de devaluación dentro de la banda deben estar inversamente relacionadas con la posición del tipo de cambio respecto a la paridad central. Es

decir, cuando el tipo de cambio es bajo, y se encuentra cerca del límite inferior de la banda, no debiera seguir cayendo, sino más bien debiera permanecer constante o subir hacia la paridad central. Por lo tanto, cuando el tipo de cambio está bajo la paridad central existen expectativas de devaluación. Simétricamente, cuando el tipo de cambio está por sobre la paridad central, se observan expectativas de revaluación. De acuerdo a la ecuación (8) estas expectativas debieran ser iguales al diferencial ajustado de tasas de interés.

Para verificar esta implicancia del modelo básico, el gráfico 5, mediante observaciones diarias entre 1990 y 1994, presenta la relación existente entre el diferencial de tasas de interés definido por la ecuación (8) y la posición relativa del tipo de cambio dentro de la banda cambiaria.

Del gráfico podemos apreciar que si existe alguna relación entre las dos variables en estudio, esta relación es positiva, y no negativa como predice el modelo de Krugman. Este resultado cuestiona seriamente el supuesto de credibilidad perfecta que supone el modelo básico. Como se mencionó anteriormente, esta relación positiva es posible de obtener a través de modificar el modelo básico incorporando credibilidad imperfecta mediante la existencia de expectativas de realineamiento.

GRAFICO 5
DIFERENCIAL DE TASAS Y POSICIÓN DEL TIPO DE CAMBIO
EN LA BANDA DE FLOTACION



En conclusión, la evidencia empírica durante el período de análisis para la economía chilena no permite sustentar las implicancias del modelo básico de Krugman de bandas cambiarias. En particular, la existencia de intervenciones intramarginales, así como la posibilidad de existencia de expectativas de realineamiento de la banda, permitirían explicar, por una parte, la prolongada mantención del tipo de cambio en la cercanía del límite inferior de la banda y, por otra parte, la relación positiva entre el diferencial de tasas de interés interna y externa y la posición del tipo de cambio dentro de la banda.

Dada la importancia que tiene la existencia de expectativas de realineamiento en un esquema de bandas cambiarias, por cuanto su presencia y magnitud revelan en gran medida el grado de credibilidad que poseen los límites de dicha banda, en lo que sigue se expandirá el análisis empírico a través de la incorporación explícita de expectativas de realineamiento en el esquema cambiario chileno.

Modelo con Expectativas de Realineamiento

Considerando que la amplitud de la banda de flotación del tipo de cambio en Chile ha sufrido cambios en los años analizados, así como también se han observado desplazamientos discretos en la paridad central, la existencia de expectativas de realineamientos no constituye un supuesto difícil de imponer en la economía chilena. En especial, si como vimos anteriormente, en el período de estudio ha predominado una relación positiva entre la posición del tipo de cambio y el diferencial de intereses. Sin embargo, es importante tener en mente que el suponer la existencia de expectativas de realineamiento no implica necesariamente que los límites no hallan sido creíbles durante el período de estudio. Es altamente probable que la credibilidad imperfecta se dé sólo en algunos períodos puntuales, como parece demostrarlo la evidencia chilena que se presenta en lo que sigue.

Es conocido que la sustentabilidad de la existencia de una banda cambiaria depende inversamente del tamaño y fuerza de las expectativas de realineación de la banda.¹⁵ Debido a que estas últimas son no observables, nosotros empleamos una proxy para estas expectativas. En principio, movimientos en el diferencial de tasas de interés contienen información acerca de las expectativas de devaluación. Sin embargo, para obtener un estimador para el

cambio esperado en la paridad central, es necesario sustraer las expectativas de depreciación dentro de la banda de este diferencial. Svensson propuso un procedimiento para este propósito, el cual fue extendido por Helpman, Leiderman y Bufman (1994) para un esquema de bandas con *crowling*.

Para efectos del análisis conviene expresar el logaritmo del nivel del tipo de cambio s_t en la suma de dos componentes: el logaritmo de la paridad central c_t y el logaritmo de la desviación del tipo de cambio respecto a la paridad central x_t , de modo que:

$$(9) \quad s_t = c_t + x_t$$

Considerando (9) en variaciones ($\Delta s_{t+1} = \Delta c_{t+1} + \Delta x_{t+1}$) y luego tomando expectativas a ambos lados de la ecuación condicionada a la información existente en t , se tiene una expresión para la tasa esperada de depreciación del tipo de cambio:

$$(10) \quad E_t \Delta s_{t+1} = E_t \Delta c_{t+1} + E_t \Delta x_{t+1}$$

Así, la expectativa de devaluación del tipo de cambio equivale a la expectativa de devaluación dentro de la banda $E_t \Delta x_{t+1}$, más la expectativa de realineamiento $E_t \Delta c_{t+1}$.

Bajo el supuesto de paridades no cubiertas de tasa de interés, el término de la izquierda en (10) puede ser medido por el diferencial de tasas. El primer término de la derecha de la ecuación (10) puede ser descompuesto, para el caso chileno, en tres partes:

$$(11) \quad E_t \Delta c_{t+1} = E_t \Delta c_{t+1}^{\text{inf}} + E_t \Delta c_{t+1}^{\text{par}} + E_t \Delta z_{t+1}$$

$\Delta c_{t+1}^{\text{inf}}$ corresponde a la parte conocida de la devaluación esperada de la paridad central. Esta parte conocida se calcula como el diferencial entre la tasa de inflación interna del mes anterior y un supuesto acerca de la tasa de inflación externa. El segundo término adquiere significancia sólo después de la introducción de la canasta de monedas en el cálculo de la paridad central, y corresponde a la devaluación esperada del dólar acuerdo como consecuencia de cambios esperados en las paridades yen-dólar y marco-dólar. Este término es no observable y puede ser considerado, para efectos de este ejercicio, en promedio igual a cero. Finalmente, el último término representa las expectativas de realineamiento no anunciado de la paridad central de la banda.¹⁶ Si la banda fuera perfectamente creíble, este término debiera ser

igual a cero. Para calcularlo, podemos reemplazar (11) en (10), y reordenar los términos de tal modo de obtener:

$$(12) \quad E_t(z_{t+1} - z_t) = (i_t - i_t^*) - E_t \Delta x_{t+1} - E_t \Delta c_{t+1}^{\text{inf}}$$

De la ecuación (12) se tiene que el primer término es directamente medible, si bien debemos aplicar los ajustes por el costo del encaje y el riesgo país. El último término también es conocido, según la evolución de la inflación pasada y la inflación externa relevante. Con esto nos resta el término central, la devaluación esperada del tipo de cambio respecto a la paridad central, el cual no es observable. De este modo, en orden de obtener una serie de tiempo de esta variable y de ahí de las expectativas de realineamiento, nosotros usamos los valores estimados de la siguiente proyección de la variable del lado izquierdo de la ecuación (12), sobre la base de la información que provee un cierto conjunto de variables económicas.

$$(13) \quad E_t(z_{t+1} - z_t) = \beta_0 + \beta_1 x_t + \beta_2 (z_t - z_{t-1}) + \beta_3 (z_{t-1} - z_{t-2})$$

El cuadro 1 presenta los resultados de la estimación mínima cuadrática de la ecuación (13). Esta fue estimada con observaciones semanales para el período comprendido entre la primera semana de 1990 y la última semana de 1994. La estimación indica que todos los coeficientes son significativos y con los signos esperados. A su vez, el grado de ajuste de la regresión es importante, alcanzando un coeficiente de R-cuadrado corregido de 0.84. Además, el test LM es significativo al 1% indicando que no existen problemas de autocorrelación. En particular, los resultados señalan que existe una relación positiva y significativa entre la posición del tipo de cambio observado respecto al dólar acuerdo y las expectativas de devaluación "no esperada" del dólar acuerdo. Es decir, que cuando el dólar observado se encuentra por debajo del dólar acuerdo, como ha sucedido frecuentemente en el período analizado, se generan expectativas de una revaluación del tipo de cambio acuerdo. Así, mientras más cerca se encuentre el tipo de cambio observado al piso de la banda de flotación, mayores serán las expectativas de una revaluación del tipo de cambio acuerdo.

Por otra parte, en el agregado, los valores pasados de las expectativas de devaluación tienen un efecto positivo y un significativo poder explicatorio sobre las expectativas presentes.¹⁷

En orden de investigar el rol que juegan otros indicadores macroeconómicos en la formación de las expectativas de realineamiento de la paridad central, nosotros expandimos la ecuación (13) incorporando las siguientes variables adicionales a la regresión: (i) el logaritmo del stock de las reservas internacionales netas (LRIN); (ii) el índice mensual de actividad económica (VARIMAME); y (iii) la variación semanal del precio del cobre (VAR2PCU). Así, la ecuación a estimar sería:

$$E_t(z_{t+1} - z_t) = \beta_0 + \beta_1 x_t + \beta_2 (z_t - z_{t-1}) + \beta_3 (z_{t-1} - z_{t-2}) + \beta_4 LRIN_t + \beta_5 VARIMAME + \beta_6 VAR2PCU$$

Los resultados de esta nueva ecuación son reportados en la segunda columna del cuadro 1. En general, se observa que todos los coeficientes son significativos y con los signos esperados, el grado de ajuste es importante y no exhibe problemas de autocorrelación al 5% de significancia. En particular, las expectativas de devaluación del tipo de cambio acuerdo continúan estando relacionadas positivamente con la posición relativa del tipo de cambio dentro de la banda. Además, se observa que mientras mayor es el stock de reservas internacionales netas (RIN) que acumula el Banco Central, mayor es la expectativa de una posible revaluación del tipo de cambio acuerdo. Esto indicaría la percepción de los agentes privados respecto al grado de dificultad que enfrentaría el Banco Central para continuar con una política de compras de reservas y su posterior esterilización. De igual forma, la variación del precio del cobre se relaciona negativamente con las expectativas de devaluación del dólar acuerdo, reflejando que precios altos del cobre se asocian con retornos de exportaciones importantes que presionan a la baja en el tipo de cambio observado, incrementando así la probabilidad de una revaluación del dólar acuerdo.

Finalmente, desde un punto de vista conceptual, variaciones en el nivel de actividad de la economía pueden tender a asociarse positivamente o negativamente con las expectativas de devaluación del tipo de cambio acuerdo. En efecto, una interpretación de esto, se encontraría en que mayores niveles de actividad se asocian con un nivel de importaciones más alto, lo cual, en el corto plazo, tiende a presionar hacia arriba al tipo de cambio observado. Además, en la medida que el incremento de las importaciones vaya más allá de las posibilidades de la economía, la probabilidad de una crisis de balanza de pagos aumenta, aumentando por tanto la probabilidad de una devaluación. Alternativamente, es posible es-

perar que situaciones de alta actividad económica vayan asociadas con niveles altos de gasto interno. En este caso, es posible que los agentes esperen que la autoridad, en su objetivo de mantener controlada la inflación, aplique una política monetaria restrictiva que lleve a subir sus tasas de interés. Luego, el diferencial de tasas internas y externas aumenta y con ello las ganancias en el arbitraje, produciendo así una entrada de capitales hacia la economía que debería llevar a deprimir el tipo de cambio, con lo que se producirían expectativas de revaluación.

Por lo anterior, es posible esperar una cierta ambigüedad en el efecto de esta variable sobre las expectativas de devaluación del dólar acuerdo. En el caso particular de nuestra regresión, la evidencia tiende a asociar mayores niveles de actividad con mayores expectativas de devaluación, apoyando de esta forma la tesis que utiliza las importaciones como canal de transmisión, al menos en el corto plazo.

En el gráfico 6 se presentan las expectativas de devaluación del dólar acuerdo correspondientes a los valores predichos por la regresión (2) del cuadro 1. En éste se observa que, entre octubre de 1990 –recuérdese que a partir de fines de septiembre de ese año, el tipo de cambio se pegó al piso de la banda– y febrero de 1991, las expectativas de devaluación cayeron sostenidamente hasta valores negativos que sólo fueron revertidas en marzo de 1991, momento en el cual el Banco Central anunció que no descontaría el descuento por inflación externa. Además, realizó dos revaluaciones compensatorias de 0,7 puntos porcentuales a comienzo y a fines de abril, con el objeto de mantener el valor real del tipo de cambio acuerdo. Si bien el objetivo inmediato perseguido por estas decisiones se consiguió, pues el mercado cambiario se fortaleció en esos meses y el tipo de cambio acuerdo mantuvo su nivel real, el carácter transitorio de estas medidas obligó a enfrentar el problema de manera distinta a mediados del año. Esto último se visualiza en el gráfico 6, en la drástica caída de las expectativas de devaluación de la paridad central a mediados de 1991, situación que se revirtió con la introducción del encaje de 20% a los créditos externos y con una nueva revaluación de 2% del dólar acuerdo.

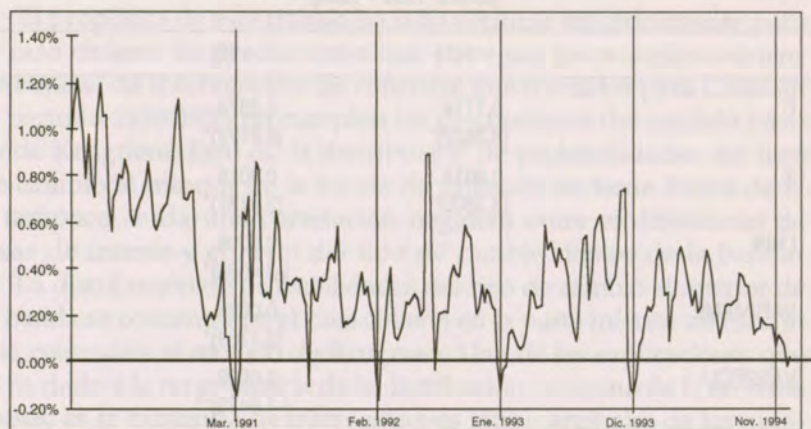
Luego de permanecer el tipo de cambio pegado o muy cerca del piso durante todo el segundo semestre de 1991, las expectativas de realineamiento nuevamente cayeron sostenidamente a principios de 1992, para revertirse sólo después que el Banco Central revaluara en 5% el tipo de cambio acuerdo y ampliara la banda de $\pm 5\%$ a

$\pm 10\%$ en enero de ese año. Posteriormente, en marzo de ese año, el Banco Central introdujo el mecanismo de flotación sucia, a modo de aumentar la incertidumbre dentro de la banda. A su vez, en mayo, aumentó el encaje a los créditos externos de 20% a 30%. Sin embargo, a pesar de estas medidas, y frente a una nueva disminución en las tasas de interés en los Estados Unidos, que llevó nuevamente al dólar a niveles cercanos al piso de la banda, el Banco Central debió nuevamente modificar la regla cambiaria. Esta vez, introdujo el mecanismo de ligar la cotización del peso chileno a una canasta de monedas. En general, estas medidas permitieron revertir en gran forma las expectativas de realineamiento hacia abajo que existían en ese momento; sin embargo, éstas, a partir de octubre de 1992, empezaron a aumentar nuevamente como consecuencia que el tipo de cambio se acercó al piso. Esto último, producto de la significativa apreciación que tuvo el dólar en los mercados internacionales desde fines de 1992 hasta enero de 1993, lo cual se tradujo en un incremento del valor del dólar acuerdo que no fue seguido totalmente por el tipo de cambio observado.

Posteriormente a esto, las expectativas de realineamiento se revertieron en respuesta tanto a cambios en el dólar acuerdo como en el dólar observado. En efecto, la depreciación del dólar frente a las principales monedas, ocurrida a partir de marzo de 1993, hizo disminuir el valor del dólar acuerdo, mientras que los déficit comerciales de Chile que se registraron en los primeros dos meses de 1993, influidos por la caída de los precios de importantes productos de exportación, llevaron a una expectativa de menor abundancia de divisas, lo que presionó al alza el valor del tipo de cambio observado.

Las expectativas de realineamiento hacia abajo volvieron a aumentar a fines de 1993, como consecuencia del acentuado aumento del dólar acuerdo motivado por la fuerte depreciación del yen y del marco respecto del dólar, que no fue seguida por el tipo de cambio observado. Sin embargo, esta situación internacional se revirtió, durante gran parte de 1994. En efecto, la sostenida apreciación del yen y del marco respecto del dólar, llevaron a que el tipo de cambio acuerdo cayera sostenidamente durante ese año, lo que en conjunto con el mejoramiento de los términos de intercambio, produjeron expectativas de revaluación. Esta situación llevó a que el tipo de cambio observado alcanzara el piso de la banda a partir del mes de septiembre. A pesar de la fuerte compra de divisas que realizó el Banco Central para defender la paridad durante esos meses, las expectativas de realineamiento hacia abajo tendie-

GRAFICO 6
EXPECTATIVAS DE REALINEAMIENTO



ron a aumentar a partir de septiembre. Estas se revirtieron sólo hacia fines de noviembre cuando el Banco Central determinó revaluar el centro de la banda en 9,66%. Las autoridades monetarias sostuvieron que la revaluación era un nuevo reconocimiento a la consolidación de diversos cambios estructurales en la economía chilena, los cuales implicaban que el tipo de cambio de equilibrio era inferior al piso de la banda. Entre los cambios estructurales que el Instituto Emisor mencionó como relevantes estaban el sostenido crecimiento de las exportaciones y el moderado nivel de ahorro externo que ha requerido la economía chilena (menos de 2% del PIB) en los años noventa.¹⁸

En definitiva, la evidencia pareciera apoyar la tesis que cada vez que el mercado ha incrementado sus expectativas de realineamiento, el Banco Central, por diferentes razones, ha debido modificar la regla cambiaria o revaluar el tipo de cambio acuerdo. Estos resultados tienden a apuntar a que el esquema de bandas cambiarias en Chile ha tendido a operar en ciertos momentos en un marco de credibilidad parcial respecto a la mantención de los límites anunciados por la autoridad. Tal como se mencionó anteriormente, esto no significa una nula credibilidad en la banda durante todo el período descrito, sino más bien que ha habido episodios puntuales y definidos en que los límites de la banda han contado con escasa credibilidad por parte de los agentes.

CUADRO 1
RESULTADOS DE LAS ECUACIONES DE EXPECTATIVAS DE REALINEAMIENTO
(CHILE 1990 - 1994)

	(1)	(2)
C	0.1774 (6.2822)*	0.2374 (6.8122)*
X	0.0017 (3.3803)*	0.0018 (3.5131)*
LRIN	-	-0.0008 (-3.4035)*
VARIMAME	-	0.0026 (2.1769)*
VAR2PCU	-	-0.0028 (-1.6473)**
Z(-1)	1.1195 (17.8437)*	1.0734 (19.4175)*
Z(-2)	-0.2965 (-5.3001)*	-0.3037 (-5.4133)*
R ² Corregido	0.8369	0.8484
Nº Obs.	259	259
LM (8 rezagos)	20.4534*	13.4543**

* Significativo al 1%.

** Significativo al 5%.

*** Significativo al 10%.

Variable dependiente:

ΔZ = Expectativas de realineamiento de la paridad central de la banda de flotación.

Variabes independientes:

X = Posición relativa del tipo de cambio observado dentro de la banda de flotación.

LRIN = Logaritmo del stock de Reservas Internacionales Netas.

VARIMAME = Variación mensual del Índice Mensual de Actividad Económica (IMACEC).

VAR2PCU = Variación en dos semanas del precio del cobre.

V. CONCLUSIONES

El propósito de este trabajo ha sido verificar empíricamente para el caso chileno las predicciones que entregan los modelos teóricos de bandas de intervención. Se concluye que los datos para Chile en el período 1990-1994 no cumplen las predicciones del modelo básico de Krugman. Esto es, la distribución de probabilidades del tipo de cambio al interior de la banda de flotación no tiene forma de U y tampoco se da una correlación negativa entre el diferencial de tasas de interés y el nivel del tipo de cambio dentro de la banda.

La distribución de probabilidades del tipo de cambio al interior de la banda se concentra en el caso chileno en la parte inferior de ésta, lo que contradice al modelo de Krugman. Una de las explicaciones que se ha dado a la no existencia de la distribución en forma de U en otros países, es la existencia de intervenciones intramarginales de las autoridades que buscan un nivel del tipo de cambio determinado. Por ejemplo, es sabido que en Israel las autoridades económicas intervienen activamente para mantener el tipo de cambio lo más cercano posible a la paridad central. Esta no parece ser una explicación razonable para el caso chileno, por cuanto llevaría a la implicancia bastante absurda que el Banco Central ha intervenido para mantener el tipo de cambio en la parte inferior de la banda. Otra explicación sería que el proceso estocástico de los determinantes fundamentales del tipo de cambio presenta reversión a la media y que dicha media ha estado en la parte inferior de la banda de flotación. Sin embargo, aún sin reversión a la media, si los determinantes fundamentales están por abajo de la paridad central, la distribución de probabilidades estará concentrada en la parte inferior de la banda de flotación. Es muy probable que en el caso chileno ésta haya sido la situación en gran parte del período, producto tanto del mejoramiento de las cuentas externas como del rápido crecimiento económico y de eficiencia que ha exhibido la economía chilena durante los noventa.

El tema de los determinantes fundamentales y su posición relativa en relación a la paridad central o a los límites de la banda, está muy relacionado con el grado de credibilidad de dicha banda. En la medida que los determinantes fundamentales estén muy alejados de los límites de la banda, ésta se hará rápidamente no creíble. Si este es el caso, el tipo de cambio se tenderá a pegar contra uno de estos límites y se producirá un ataque a la banda. En el caso particular del período analizado para Chile, se encontró evidencia de que en ciertos períodos las expectativas de revaluación en Chile

se acentuaron, lo que coincide generalmente con un mejoramiento de las cuentas externas, y en ciertos casos, como por ejemplo en los meses de octubre y noviembre de 1994, con un ataque especulativo y, finalmente, con la revaluación del dólar acuerdo.

La evidencia empírica para el caso chileno tampoco es consistente con la segunda implicancia del modelo de Krugman: el tipo de cambio al interior de la banda no sólo no muestra una correlación negativa con el diferencial de tasas de interés, sino que la correlación es positiva. La explicación de esto podría estar nuevamente por el lado de las expectativas de realineamiento. En efecto, si el tipo de cambio está en la parte inferior de la banda de flotación y si hay expectativas que dicha banda se modifique, entonces puede haber expectativas de revaluación. Es decir, nos alejamos del modelo de Krugman donde, como la banda es creíble, si el tipo de cambio se acerca al límite inferior de ésta, sólo puede subir.

Al realizar una estimación econométrica de las expectativas de realineamiento se concluyó que éstas dependen de la posición relativa del tipo de cambio al interior de la banda de flotación, del stock de reservas internacionales, de la variación de la actividad económica y de la variación en el precio del cobre. Concretamente se encontró que mientras más cercano el tipo de cambio al piso de la banda mayores las expectativas de revaluación, que un mayor stock de reservas internacionales así como un mayor precio del cobre también incrementaban las expectativas de apreciación. Por último, un mayor nivel de actividad pareciera incrementar las expectativas de devaluación al menos en el corto plazo, lo que se puede atribuir a que a mayor nivel de actividad mayor el nivel de importaciones.

Finalmente, la evolución de las expectativas de realineamiento, obtenidas a través del análisis econométrico, pareciera apoyar la tesis que cada vez que el mercado ha incrementado sus expectativas de revaluación, el Banco Central, por diferentes razones, ha debido modificar la regla cambiaria o revaluar el tipo de cambio acuerdo. Estos resultados tienden a apuntar a que el esquema de bandas cambiarias en Chile ha tendido a operar en ciertos momentos en un marco de credibilidad parcial respecto a la mantención de los límites anunciados por la autoridad. Sin embargo, la evidencia permite concluir que, en promedio, los casos de escasa credibilidad han sido puntuales y los menos durante el período de análisis, dándose en mayor medida un escenario en que el Banco Central ha contado con un grado de credibilidad relativamente importante en su política cambiaria.

APENDICE

DESCRIPCION DE LOS DATOS UTILIZADOS

El período de estudio considera información semanal entre los meses de enero de 1990 y diciembre de 1994. En particular, toda la información, exceptuando el indicador de actividad IMACEC, proviene de información diaria, de la cual se obtuvieron promedios semanales de modo de eliminar cierta volatilidad excesiva que presentaría la información diaria. Así, para el tipo de cambio, se utilizó la información diaria correspondiente al valor determinado en el mercado formal. Sobre la base de esta información y de la evolución del tipo de cambio acuerdo que determina el Banco Central, se obtuvo la posición relativa del tipo de cambio dentro de la banda de flotación (variable X en la regresión). Esta fue estandarizada de tal manera que considera tanto la distancia en que se encuentra el tipo de cambio respecto a la paridad central como también el ancho de la banda que existía en ese momento. De esta forma, ésta fluctúa en el rango entre -1 y 1. En particular, alcanza el valor de -1 al encontrarse en el piso de la banda, de 0 al encontrarse en el centro y de 1 al encontrarse en el techo.

En relación a las tasas de interés, se utilizó la tasa nominal diaria de captaciones para operaciones de 30 a 89 días, mientras que para la tasa de interés externa se consideró, hasta junio de 1992, la tasa LIBO diaria para operaciones en dólares a un mes. A partir de ese mes, con la introducción de la canasta de monedas, se utilizó como tasa externa una tasa de interés canasta. Esta se compone en un 50% de la mencionada tasa en dólares, de un 30% de la tasa LIBO para operaciones en marcos y de un 20% de la tasa LIBO para operaciones en yenes. A partir de noviembre de 1994 la ponderación de la tasa en dólares baja a 45%, mientras que la en yenes sube a 25%. Para los cálculos del diferencial de tasas de interés interna y externa, se consideró además la tasa de encaje obligatorio a los créditos en moneda extranjera y una medida de riesgo país. Este encaje debe constituirse por un año y corresponde al 20% de los créditos a partir de junio de 1991, y al 30% a partir de mayo de 1992, mientras que para el riesgo país se consideró un nivel desde un punto porcentual en enero de 1990 hasta caer a 0.25 puntos porcentuales en 1995.

Además, se consideraron las reservas internacionales netas diarias de los activos internacionales del Banco Central más el uso del crédito del Fondo Monetario Internacional, netas de créditos de corto plazo. El Índice Mensual de Actividad Económica (IMACEC)

se utilizó en sus variaciones mensuales, las cuales se mantuvieron fijas para el curso de cada mes. Finalmente, para el precio del cobre se utilizaron las cotizaciones diarias de la Bolsa de Metales de Londres para cobre grado A.

NOTAS

- ¹ Ver Svenson (1992), Bertola y Caballero (1992), Helpman *et al.* (1994), entre otros.
- ² Para un análisis y descripción detallada de la política cambiaria en Chile en la última década, ver Vergara (1994), Eyzaguirre y Rojas (1995).
- ³ Algunos autores han sostenido que otro de los elementos que ayudó a darle espacio al alza en el tipo de cambio real en esa época fue el ahorro interno que se incentivó a raíz de los programas de conversión de deuda externa. Según este argumento los recursos utilizados en esos programas fueron en su mayor parte de ahorro doméstico que no se reflejó adecuadamente en la cuenta corriente de la balanza de pagos. En términos más financieros, se sostiene que la demanda de divisas para comprar dichos documentos de deuda mantuvo el tipo de cambio en un nivel elevado. Ver Rosende (1990).
- ⁴ Equilibrio en un sentido que produce un déficit en cuenta corriente tal que no hace peligrar la solvencia externa de la economía en el mediano plazo (para una descripción de cómo se ha operacionalizado este objetivo ver Vergara (1994) y Eyzaguirre y Rojas (1995)).
- ⁵ Estas aumentaron de US\$ 3.000 millones en 1989 a US\$ 9.000 millones en 1992.
- ⁶ Recuérdense que a partir de mediados de 1992 la paridad central pasa de estar ligada únicamente al dólar a estar ligada a una canasta de monedas, lo que queda claramente reflejado en el gráfico 2 en que la paridad central (dólar acuerdo) peso/dólar empieza a reflejar la inestabilidad de los mercados cambiarios internacionales.
- ⁷ Ver Vergara (1994) para una descripción de estas medidas.
- ⁸ Ver Soto (1995) y Soto y Valdés (1995).
- ⁹ Las personas y empresas no tienen restricción legal o normativa alguna, a la vez que se han ampliado significativamente las posibilidades de inversión de los inversionistas institucionales (Compañías de Seguros y Fondos de Pensiones).
- ¹⁰ Esto equivale a una trayectoria aleatoria pero en tiempo continuo, es decir, con una distribución $N(0,dt)$.
- ¹¹ Este modelo rechaza la idea de que dentro de la banda el tipo de cambio se comporta de la misma manera que bajo flotación y que en los límites se comporta como tipo de cambio fijo.
- ¹² Nótese que la mayor estabilidad cambiaria no depende crucialmente del supuesto de credibilidad completa, pues simplemente la probabilidad positiva de que el Banco Central intervenga repercute en las expectativas de devaluación.
- ¹³ En de Brun (1993) se muestra que cuando los precios no son plenamente flexibles para ajustarse a un nuevo equilibrio, el comportamiento estocástico de los fundamentales del tipo de cambio se modifica de manera similar a la que resulta de introducir intervenciones intramarginales.
- ¹⁴ Se supone que la dirección de f cumple $E(f)/dt = -\beta f$, donde β es positivo y refleja la tasa de reversión hacia la media.

- ¹⁵ Ver Bertola y Caballero (1992) y Svensson (1992).
- ¹⁶ En particular, los dos últimos términos de la ecuación (11) podrían ser considerados como las expectativas de realineamiento de la paridad central. Sin embargo, el primero, exceptuando por la elección de las ponderaciones de la canasta, depende fundamentalmente de condiciones externas a la política cambiaria interna.
- ¹⁷ Adicionalmente, la ecuación considera dos variables dummies puntuales: una por el ingreso de la canasta de monedas al cálculo del dólar acuerdo y otra durante noviembre de 1993, momento en que el dólar acuerdo subió abruptamente llevado por la fuerte depreciación del yen y el marco respecto del dólar. Sin embargo, la exclusión de estas variables no cambia la significancia ni las magnitudes de los demás coeficientes en la regresión.
- ¹⁸ Indudablemente, estas razones en conjunto con el incremento de las reservas internacionales, juegan un importante papel en explicar las expectativas de realineamiento que se generaron durante esos meses de 1994.

REFERENCIAS

- ARELLANO, S. (1994), "Efecto del Gasto Fiscal Sobre el Tipo de Cambio Real: Un Modelo Para Chile". Seminario de Título, Instituto de Economía, Universidad Católica, julio.
- ARRAU, P., J. QUIROZ y R. CHUMACERO. (1992), "Ahorro Fiscal y Tipo de Cambio Real". *Cuadernos de Economía* N° 88, diciembre.
- BANCO CENTRAL DE CHILE. "Informe al Senado" (varios años).
- BERTOLA, G. y R. J. CABALLERO. (1992), "Target Zones and Realignments". *American Economic Review* 82, junio.
- DE BRUN, J. (1993), "Bandas Cambiarias con Realineamiento Continuo". *CERES*, documento de trabajo N° 11.
- DE BRUN, J. (1994), "Comportamiento del Tipo de Cambio en una Zona Objetivo con Realineamiento Continuo", mimeo, *CERES*.
- EYZAGUIRRE, N. y P. ROJAS. (1995), "Las Políticas Monetaria y Cambiaria en Chile: Condicionantes Históricas, Desarrollo y Desafíos Futuros", mimeo, *Banco Central de Chile*.
- HELPMAN, E., L. LEIDERMAN y G. BUFMAN. (1994), "A New Bread of Exchange Rate Bands: Chile, Israel and Mexico". *Economic Policy*, octubre.
- KRUGMAN, P. R. (1991), "Target Zones and Exchange Rate Dynamics". *Quarterly Journal of Economics* N° 106.

- LICANDRO, J. A. (1993), "Algunos Desarrollos Teóricos Recientes Sobre Zona Objetivo Para el Tipo de Cambio". Presentado a la XXX Reunión de Técnicos de Bancos Centrales del Continente Americano, noviembre.
- ROSENDE, F. (1990), "Análisis de la Situación Económica. El Ajuste: Orígenes, Políticas y Resultados". Documento de Trabajo N° 138, CEP, septiembre.
- SOTO, M. (1995), "Encaje a los Créditos Externos: La Evidencia Empírica". Tesis de Magister, Universidad Católica.
- SVENSON, L. E. O. (1992), "An Interpretation of Recent Research on Exchange Rate Zones". *Journal of Economic Perspectives*.
- VALDÉS, S. y M. SOTO. (1995), "Apertura Financiera: ¿Postergación Indefinida?". *Estudios Públicos* N° 59.
- VERGARA, R. (1994), "Política Cambiaria en Chile: La Experiencia de Una Década (1984- 1994)". *Estudios Públicos* N° 56, CEP.

I. INTRODUCCION

El Banco Central de Chile ha aplicado una política de banda cambiaria desde inicios de 1986. El diseño de dicha banda, que se mantiene en lo esencial hasta hoy, es bastante peculiar respecto de la experiencia de bandas cambiarias en el mundo.¹ En primer lugar, su ancho es conocido públicamente aunque se ha ido incrementando a través del tiempo. En efecto, de un ancho de $\pm 2\%$ en sus inicios, pasó a $\pm 3\%$ en enero de 1988, a $\pm 5\%$ en junio de 1990 y finalmente a $\pm 10\%$ en mayo de 1992. En segundo término, el centro de la banda (el tipo de cambio "ajustado") sigue una regla tipo FOM, la que también ha sufrido algunas modificaciones (la principal en enero de 1992, cuando se incorporó una componente mensual para su determinación). Y en tercer lugar, la banda ha sufrido modificaciones desde entonces en relación con que el Banco Central no ha querido asumir el costo de mantener por mucho tiempo ataques a favor del peso.

¹ El CEPAL, Departamento de Estadística, ha aplicado la metodología utilizada por el Banco Central de Chile y los Comités de Política Monetaria y de los Asesoros al Programa Económico Anual de Chile.

LA BANDA CAMBIARIA EN CHILE. RESULTADOS DE ESTIMACIONES SEMI-NO-PARAMETRICAS

Robert Hussey*
Felipe Morandé*

I. INTRODUCCION

El Banco Central de Chile ha aplicado una política de banda cambiaria desde inicios de 1986. El diseño de dicha banda, que se mantiene en lo esencial hasta hoy, es bastante peculiar respecto de la experiencia de bandas cambiarias en el mundo.¹ En primer lugar, su ancho es conocido públicamente aunque se ha ido incrementando a través del tiempo. En efecto, de un ancho de $\pm 2\%$ en sus inicios, pasó a $\pm 3\%$ en enero de 1988, a $\pm 5\%$ en junio de 1989 y finalmente a $\pm 10\%$ en enero de 1992. En segundo término, el centro de la banda (el tipo de cambio "acuerdo") sigue una regla tipo PPP, la que también ha sufrido algunas modificaciones (la principal, en enero de 1992, cuando se incorporó una canasta de monedas para su determinación). Y en tercer lugar, la banda ha sufrido realineaciones discretas en ocasiones en que el Banco Central no ha querido asumir el costo de sustentar por mucho tiempo ataques a favor del peso.

* ILADES/Georgetown University. Se agradece la eficiente ayuda de Edmundo Beteta y los comentarios de Ricardo Martner y de los asistentes al Segundo Seminario Anual de Macroeconomía.

A diferencia del esquema de "target zones" prevaleciente en Europa, donde la implementación de bandas cambiarias de límites no públicos se hizo con la intención de frenar la alta volatilidad exhibida previamente por los tipos de cambio en libre flotación, la banda cambiaria en Chile ha marcado una transición inversa, desde un esquema de fijación cambiaria (aunque del tipo reptante) a mayores formas de flotación. De hecho, con la actual banda de $\pm 10\%$ se está muy cerca de una flotación lisa y llana. En cuanto a que el punto de partida es una variedad de tipo de cambio fijado por la autoridad (o, lo que es lo mismo, una banda de ancho cero), la experiencia chilena se asemeja más a las de Israel y México, aunque en varios otros aspectos de implementación existen diferencias marcadas entre ellas.²

Lo que es común a todas las bandas cambiarias es el intento de las autoridades por conjugar una menor variabilidad del tipo de cambio (nominal y real) respecto al caso de una flotación pura con un mayor grado de autonomía monetaria interna en relación al caso de un tipo de cambio fijado (o banda de ancho cero), especialmente en circunstancias de crecientes flujos de capitales. En el caso de Chile, no es coincidencia que el ancho de la banda haya ido creciendo en la medida en que el país gana acceso a los mercados internacionales de capitales y que, por tanto, los márgenes de maniobra de la autoridad monetaria para determinar tasas de interés internas muy por encima de las internacionales, se reducen significativamente. La forma de aproximación sólo gradual hacia un esquema de mayor flotación, sin embargo, responde al interés declarado por parte del Banco Central de evitar fluctuaciones innecesarias en el tipo de cambio real. En la práctica en los últimos cinco años, no obstante, el interés por minimizar las fluctuaciones se ha traducido simplemente en evitar que el tipo de cambio real caiga a una tasa mayor a lo que lo ha hecho en un contexto en que el Banco Central ha seguido una política monetaria que ha mantenido las tasas de interés internas consistentemente por encima de las internacionales ajustadas por riesgo país.

Cualquiera que sea el objetivo de la autoridad con la implementación de una banda cambiaria, lo cierto es que la trayectoria del tipo de cambio nominal se ve afectada de una manera no trivial, más compleja que la simple combinación de una flotación libre dentro de la banda con un tipo de cambio fijo en los bordes de la banda. Este fue quizás el principal aporte del artículo seminal de Krugman (1991), refrendado luego en la abundante literatura

teórica y empírica que le siguió.³ El propósito principal de este trabajo es justamente determinar las principales características de la distribución condicional del tipo de cambio observado en Chile desde la implementación de la banda cambiaria hasta hoy, para compararla con aquella que se puede proyectar a priori de un esquema de flotación sin banda. En otras palabras, se trata de determinar los efectos que habría tenido y que tiene la presencia de la banda y sus límites sobre la trayectoria del tipo de cambio nominal.

Las deducciones de Krugman (1991) y de otros autores señalan que los movimientos del tipo de cambio nominal al interior de la banda responden a un patrón claramente no lineal, tal como ocurre en la teoría de opciones, como resultado de la asimetría que introduce a esos movimientos el compromiso de la autoridad a comprar o vender divisas en cuanto el tipo de cambio toca uno de los límites de la banda.⁴ Sin embargo, en la literatura empírica sobre la materia rara vez se ha intentado replicar esas no linealidades teóricas con modelos de estimación no lineales. En sustitución se han aplicado aproximaciones lineales al problema, sobre la base de que esquemas no lineales son altamente complejos.⁵ En este trabajo, en cambio, queremos seguir el camino más complejo de estimar un modelo no lineal por medio de la tecnología que suponen los estimadores semi-no-paramétricos (SNP) (Gallant y Tauchen, 1995), con la convicción de que los resultados empíricos serán más precisos.

II. EL ESTIMADOR SEMI-NO-PARAMETRICO (SNP)

2.1 Heterogeneidad condicional en modelos de series de tiempo

Para una serie de tiempo estacionaria multivariada, la densidad condicional "un período adelante" representa completamente la ley de movimiento del proceso. Por ejemplo, si $\{y_t\}$ es una serie de tiempo de dimensión M que sigue un proceso VAR(L) con residuos gaussianos, se puede representar esta ley de movimiento como:

$$y_t = b_0 + Bx_{t-1} + \epsilon_t \quad \epsilon_t \sim n_M(0, \Sigma)$$

donde x_{t-1} es un vector de los L rezagos de y_t ,

$$x_{t-1} = (y'_{t-L}, \dots, y'_{t-2}, y'_{t-1})'$$

y $n_M(\cdot)$ es la densidad gaussiana multivariada. Una forma equivalente de representar esta ley de movimiento como una densidad condicional de y_t es:

$$f(y_t | x_{t-1}) = n_M(b_0 + Bx_{t-1}, \Sigma)$$

La densidad condicional de una serie incorpora toda la información acerca de las características de esa serie, que puede incluir propiedades como heterocedasticidad condicional, no normalidad, y otros tipos de no linealidad. Se ha encontrado que estas propiedades son importantes en muchas series de tiempo económicas, especialmente en datos financieros. Como el ejemplo anterior muestra, un VAR gaussiano es un modelo apropiado para una serie que tiene una densidad condicional que es gaussiana y que tiene heterogeneidad condicional sólo en el primer momento. Es decir, solamente la media condicional cambia con valores distintos de x_{t-1} ; la forma de la densidad se mantiene constante pero el centro de la densidad puede cambiar. Si una serie tiene una densidad condicional no normal o si más que el primer momento de la densidad varía con x_{t-1} , se necesita un modelo más complejo. Una manera de acomodar heterogeneidad condicional en el segundo momento (heterocedasticidad condicional) es permitir que Σ sea una función de x_{t-1} . Este es el propósito de los modelos ARCH (Engle, 1982). En este caso, la densidad condicional toma la forma:

$$f(y_t | x_{t-1}) = n_M(b_0 + Bx_{t-1}, g(x_{t-1}))$$

En su forma más común, el estimador semi-no-paramétrico (SNP) usa una especificación de la densidad condicional que puede acomodar formas de heterogeneidad condicional y no normalidad aún más complejas. El estimador alcanza esta generalización multiplicando una transformación de la especificación anterior por un polinomio. Los términos del polinomio también pueden variar con x_{t-1} . El elemento no-paramétrico del estimador es un proceso para elegir el nivel de complejidad de la densidad condicional necesario para explicar el comportamiento dinámico de los datos. En este sentido, el método es un estimador de forma flexible de la densidad condicional. Se describe el estimador SNP con más detalle en la próxima sección.

2.2 El estimador

El estimador SNP es un método para estimar la densidad condicional de una serie de tiempo. El método fue propuesto originalmente por Gallant y Tauchen (1989) y ha sido desarrollado y aplicado en otros estudios (por ejemplo, Gallant, Hsieh y Tauchen, 1991; Hussey, 1991; Gallant, Rossi y Tauchen, 1993; Bansal, Gallant, Hussey y Tauchen, 1995).⁶ La estructura del modelo SNP especifica la densidad condicional como una expansión del polinomio Hermite alrededor de un modelo paramétrico. El modelo paramétrico puede ser, por ejemplo, un VAR o un modelo ARCH. El modelo paramétrico es el término líder de la expansión, y los otros términos acomodan la heterogeneidad condicional no capturada por el primer término. La estimación de modelos SNP consiste en un procedimiento estándar de máxima verosimilitud junto con una estrategia de selección de modelo que determina el grado apropiado de la expansión. Este último elemento del estimador, en que el comportamiento de los datos determina la complejidad necesaria del modelo, es el aspecto no paramétrico del estimador. Bajo condiciones de regularidad razonables, el estimador de la densidad condicional es consistente.

Si z es un vector de dimensión M , la expansión Hermite tiene la forma $h(z) \propto [P(z)]^2 \phi(z)$ donde $P(z)$ es un polinomio multivariado de grado K_z y $\phi(z)$ es la función de la densidad gaussiana multivariada con media cero y matriz de varianzas y covarianzas igual a la identidad. La constante de proporcionalidad es $1/\int [P(s)]^2 \phi(s) ds$, la cual hace que la integral de $h(z)$ sea igual a uno. Puesto que $([P(s)]^2/\int [P(s)]^2) \phi(s) ds$ es una función homogénea de los coeficientes del polinomio $P(z)$, hay que hacer una normalización de los coeficientes. Para alcanzar una representación única, se pone la constante del polinomio igual a uno.

En lugar de asociar z en esta notación directamente con la variable y cuya densidad condicional se quiere modelar, se puede definir z como una transformación de esa variable. Si $y = Rz + \mu$, donde R es una matriz triangular superior y μ es un M -vector, la densidad de y es:

$$f(y|\theta) \propto \{P[R^{-1}(y-\mu)]\}^2 \{\phi[R^{-1}(y-\mu)]/|\det(R)|\}$$

La constante de proporcionalidad es igual a la anterior, $1/\int [P(s)]^2 \phi(s) ds$. El vector θ incluye los parámetros de la densi-

dad, que son los coeficientes del polinomio $P(z)$ más μ y R . Dado que $\{\phi[R^{-1}(y-\mu)]/|\det(R)|\}$ es la función de densidad gaussiana multivariada de dimensión M con media μ y matriz de varianzas y covarianzas $\Sigma = RR'$, y que la constante del polinomio es uno, el término líder de la expansión completa es proporcional a la función de densidad gaussiana multivariada. Si se denota la densidad gaussiana de dimensión M con media vector μ y matriz de varianzas y covarianzas Σ como $n_M(y|\mu, \Sigma)$, la densidad de y es:

$$f(y|\theta) \propto [P(z)]^2 n_M(y|\mu, \Sigma)$$

donde $z = R^{-1}(y-\mu)$.

Cuando se pone K_z igual a cero, resulta $f(y|\theta) = n_M(y|\mu, \Sigma)$. Cuando K_z es positivo, resulta una densidad de forma modificada a causa de la multiplicación por un polinomio en z . Las modificaciones de forma que se pueden lograr de esta manera son suficientemente amplias para aproximar bien las densidades de una clase amplia que incluye densidades con colas gordas, como en la t , y densidades con colas más delgadas que las de la gaussiana, y densidades skewed (Gallant y Nychka, 1987).

Se estima θ en una muestra de tamaño n minimizando $s_n(\theta) = (-1/n) \sum_{t=1}^n \ln[f(y_t|\theta)]$. Cuando el número de parámetros p_θ crece con el tamaño de la muestra n , se estima consistentemente la densidad verdadera y varios aspectos de ella, como sus derivadas y sus momentos (Gallant y Nychka, 1987).

Se puede adaptar esta metodología básica para estimar la densidad condicional de una serie de tiempo multivariada $\{y_t\}$ que tiene una estructura markoviana. Se entiende por el término estructura markoviana que la densidad de un vector y_t de dimensión M dado su pasado entero y_{t-1}, y_{t-2}, \dots depende solamente de L rezagos. Para simplificar la notación, ponemos todos estos rezagos en un vector x_{t-1} , que tiene largo $M \cdot L$:

$$x_{t-1} = (y'_{t-L}, \dots, y'_{t-2}, y'_{t-1})'$$

Para usar la densidad de la expansión Hermite para aproximar la densidad condicional de $\{y_t\}$, se puede modelar la dependencia de y_t sobre x_{t-1} en la especificación de los elementos de la expansión: μ , R , y el polinomio $P(z)$. Se especifica y como una transformación de la variable z con $y_t = Rz_t + \mu_x$ donde la transformación depende de x_{t-1} porque μ_x es la función lineal:

$$\mu_x = b_0 + Bx_{t-1}$$

La densidad que resulta es:

$$f(y | \theta) \propto [P(z)]^2 n_M(y | \mu_x, \Sigma)$$

donde $z = R^{-1}(y - \mu_x)$. El término líder de la expansión es $n_M(y | \mu_x, \Sigma)$, el cual es un vector autorregresivo gaussiano, un VAR. Si $K_z = 0$, el polinomio es una constante igual a uno, y estimar la densidad es equivalente a estimar un VAR. Si $K_z > 0$, la forma de la densidad difiere de la gaussiana, pero solamente el primer momento de la densidad depende de x_{t-1} .

Para acomodar heterocedasticidad condicional en el proceso, la cual es muy común en datos financieros, se puede especificar el término líder de la expansión como un modelo ARCH en vez de un VAR. De esta manera, se incorpora heterogeneidad condicional en el término líder no solamente en el primer momento sino también en el segundo momento de la densidad. Se logra esta modificación especificando R como una función lineal de los valores absolutos de L_r rezagos de los elementos del vector $y_{t-1} - \mu_{x_{t-2}}$. La matriz de varianzas y covarianzas se expresa como

$$\Sigma_x = R_x R_x'$$

$$\text{vech}(R_x) = \gamma_0 + \Gamma |x_{t-1} - \xi_{t-2}(x)|$$

donde $\text{vech}(R)$ denota un vector de largo $M(M+1)/2$ que contiene los elementos del triángulo superior de R , $|x_{t-1} - \xi_{t-2}(x)|$ denota un vector que contiene los valores absolutos de $y_{t-L_r} - \mu_{x_{t-L_r-1}}$ hasta $y_{t-1} - \mu_{x_{t-2}}$, y γ_0 y Γ son un vector y una matriz de parámetros, respectivamente. Con esta modificación, la densidad es:

$$f(y | \theta) \propto [P(z)]^2 n_M(y | \mu_x, \Sigma_x)$$

Hasta este punto, la especificación de la densidad condicional consiste en la densidad de un modelo ARCH multiplicado por un polinomio en z . Para aproximar procesos que tienen heterogeneidad condicional en adición a lo que esta especificación puede capturar, se puede modificar la especificación permitiendo que cada coeficiente del polinomio $P(z)$ sea un polinomio en x de grado K_x . Un polinomio en z cuyos coeficientes son polinomios en x es un

polinomio en z y x . Con este nuevo polinomio en z , la forma de la densidad es:

$$f(y|\theta) \propto [P(z, x)]^2 n_M(y|\mu_x, \Sigma_x)$$

donde la constante de proporcionalidad es $1/\int [P(s, x)]^2 \phi(s) ds$. Cuando K_x es cero, la densidad es igual a la anterior. Cuando K_x es positivo, momentos mayores de la distribución pueden depender de x , y la densidad puede, en principio, aproximar cualquier forma de heterogeneidad condicional (Gallant y Tauchen, 1989; Gallant, Hsieh y Tauchen, 1991).

El vector de parámetros θ consiste en los coeficientes A del polinomio $P(z, x)$ y en los parámetros $\Psi = [b_0 | B]$ y $T = [\gamma_0 | \Gamma]$ del modelo ARCH $n_M(y|\mu_x, \Sigma_x)$:

$$\theta = [A | \Psi | T]$$

Se estima los parámetros minimizando:

$$s_n(\theta) = (-1/n) \sum_{t=1}^n \ln [f(y_t | \theta)]$$

Para este estudio, introducimos algunas modificaciones en esta especificación tradicional del estimador SNP. En nuestra aplicación la variable y_t es univariada. No obstante, permitimos que la distribución condicional de y_t dependa de otras variables en el pasado. Llamamos r_t el vector de estas variables en el período t , y reunimos los L rezagos de estas variables en un vector:

$$s_{t-1} = (r'_{t-L}, \dots, r'_{t-2}, r'_{t-1})'$$

Se incorpora la dependencia de la distribución sobre s_{t-1} dejando que s_{t-1} entre en la especificación de la distribución en la misma manera que x_{t-1} . Entonces, se especifica μ_x como:

$$\mu_x = b_0 + Bx_{t-1} + Ds_{t-1}$$

donde D es una matriz de parámetros, y se permite que los coeficientes del polinomio en z sean polinomios en x y s , $P(z; x, s)$.

III. ESTIMACION DEL MODELO SNP

3.1 Los Datos

Trabajamos con una muestra de datos semanales, desde el 1 de enero de 1986 hasta el 16 de agosto de 1995, de las siguientes variables

- E_t Tipo de cambio nominal: pesos chilenos por US\$
- b_t^s Límite superior de la banda del tipo de cambio
- b_t^i Límite inferior de la banda del tipo de cambio
- i_t Tasa de Interés Promedio (TIP) del Banco Central de Chile. Esta tasa es un promedio ponderado de la tasa de interés de depósitos del corto plazo (plazos entre 30 y 89 días) del sistema bancario.
- i_t^* Tasa de interés de 30 días de bonos del Tesoro de los EE.UU.

Los datos corresponden al día miércoles de cada semana. Si el miércoles es un feriado en uno de los países, usamos los datos del día siguiente.

Con estos datos construimos las siguientes cuatro variables que nos interesan:

$$y_t = \ln(E_t) - \ln(E_{t-1}) \quad \text{tasa de crecimiento del tipo de cambio}$$

$$\delta_t = i_t - i_t^* \quad \text{diferencia entre la tasa de interés doméstica y la tasa de interés de los EE.UU.}$$

$$d_t^s = \frac{\ln(b_t^s) - \ln(E_t)}{\ln(E_t)} \quad \text{medida de la distancia del tipo de cambio desde el límite superior de la banda}$$

$$d_t^i = \frac{\ln(E_t) - \ln(b_t^i)}{\ln(E_t)} \quad \text{medida de la distancia del tipo de cambio desde el límite inferior de la banda}$$

En el análisis que sigue, investigamos el efecto de las tres últimas variables sobre la dinámica del tipo de cambio. Las variables de distancia sirven para investigar los efectos de la banda. Es más común en estudios de bandas usar solamente una variable para este propósito (por ejemplo, Flood, Rose y Mathieson, 1991) puesto que una variable que mide la distancia del tipo de cambio desde el centro de la banda contiene la misma información que las distan-

cias de los límites de la banda cuando el ancho de la banda es constante. No obstante, en nuestra muestra para el caso chileno, el ancho de la banda varía entre $\pm 2\%$ y $\pm 10\%$. Por eso, postulamos que la distancia de los límites de la banda es relevante para modelar la dinámica del tipo de cambio, y usamos dos variables que capturan esa información.

La teoría económica sugiere que la variable δ_t puede reflejar expectativas de depreciación en el tipo de cambio. Otra razón para incluir δ_t como variable explicativa en el modelo es para investigar si la banda contiene información sobre la dinámica del tipo cambio que no es capturada por los movimientos en las tasas de interés.

Después de construir las variables, quedan 501 observaciones en la muestra. Los gráficos del tipo de cambio de la banda, de la tasa de crecimiento del tipo de cambio, y de las tasas de interés aparecen en el gráfico 1. La distribución no condicional de la tasa de crecimiento semanal del tipo de cambio tiene promedio 0.15% y desviación estándar 0.87% . Esta distribución muestra también un *skewness* negativo (-0.55) y mucha *curtosis* (14.83). Se puede ver en el gráfico de las tasas de interés que la diferencia de las tasas doméstica y extranjera, δ_v , tiene un promedio positivo (1.23) y que hay mucho movimiento en esta variable, la mayoría del cual proviene de la tasa chilena.

3.2 Estimación de los Modelos

Estimamos tres modelos SNP para explicar el comportamiento dinámico del tipo de cambio. En cada caso, esto equivale a estimar una función $h(\cdot)$ que describe la manera en que la tasa de crecimiento del tipo de cambio depende de variables en el pasado:

$$y_t = h(y_{t-1}, y_{t-2}, \dots, y_{t-L}, \delta_{t-1}, \delta_{t-2}, \dots, \delta_{t-L}, \\ d_{t-1}^s, d_{t-2}^s, \dots, d_{t-L}^s, d_{t-1}^i, d_{t-2}^i, \dots, d_{t-L}^i)$$

o en la notación de la sección II,

$$y_t = h(x_{t-1}, S_{t-1})$$

En cada uno de los tres modelos, la variable dependiente es y_t , la tasa de crecimiento del tipo de cambio. En el primer modelo se

incluyen como variables explicativas solamente rezagos de y_t (s_{t-1} no aparece en el modelo). En el segundo modelo se agregan rezagos de δ_t como variables explicativas (s_{t-1} consiste en rezagos de δ_t). Para el tercer modelo se agregan rezagos de las variables que miden las distancias de los límites de la banda (s_{t-1} consiste en rezagos de δ_t , d_t^s y d_t^i).

Los resultados para diversas especificaciones del primer modelo aparecen en el cuadro 1. Cada línea del cuadro representa una especificación distinta. Las 6 primeras columnas describen la especificación de esa línea. Permitimos que el número de rezagos en cada parte de la especificación sea distinto. Entonces, L_μ denota el número de rezagos en μ_x , L_r denota el número de rezagos en R_x , y L_p denota el número de rezagos en el polinomio. Como se definió en la sección II, K_z es el grado del polinomio en z y K_x es el grado del polinomio en x (y en s en el segundo y tercer modelo). I_x denota el número de productos cruzados suprimidos entre las variables rezagadas en el polinomio. I_x no tiene relevancia en el primer modelo, puesto que hay solamente una variable que puede tener rezagos en el polinomio, pero puede tener relevancia en los otros modelos en que hay más de una variable explicativa. Por ejemplo, si rezagos de y_t y δ_t aparecen en el polinomio y si $K_x = 2$ y $I_x = 1$, el polinomio contiene términos lineales y cuadrados de los rezagos de cada variable, pero no contiene productos cruzados de los rezagos. La supresión de productos cruzados de mayor grado en el polinomio puede ser importante en modelos SNP porque el número de términos en el polinomio puede expandirse rápidamente cuando hay muchas variables.

Las columnas 7 y 8 del cuadro muestran el número de parámetros estimados, p_θ , para cada especificación, y el valor maximizado de la función objetivo, s_n .

Las siguientes columnas muestran tres criterios de selección de modelos: el de Akaike (1969), el de Hannan-Quinn (Hannan, 1987) y el de Schwarz (1978). Estos criterios dan una manera de elegir entre especificaciones puesto que priorizan aquéllas que tienen un valor menor de la función objetivo, $s_n(\hat{\theta})$, pero penalizan a especificaciones que usan más parámetros para alcanzar ese valor. Se calculan los criterios como:

$$\text{Akaike:} \quad s_n(\hat{\theta}) + \frac{p_\theta}{n}$$

$$\text{Hannan-Quinn:} \quad s_n(\hat{\theta}) + \frac{p_\theta}{n} \ln[\ln(n)]$$

$$\text{Schwarz:} \quad s_n(\hat{\theta}) + \frac{P_\theta}{2n} \ln(n)$$

donde n es el número de observaciones en la muestra. El criterio de Hannan y Quinn es más conservador que el de Akaike en el sentido que opta por especificaciones con menos parámetros. Dado el tamaño de nuestra muestra, el criterio de Schwarz es más conservador que el de Hannan y Quinn.

Reportamos estos tres criterios porque no existe una teoría explícita que diga cuál de ellos es el óptimo para modelos SNP. No obstante, la experiencia en estimar estos modelos ofrece algunas sugerencias (Gallant y Tauchen, 1995). En general, se ha encontrado que el criterio de Akaike es demasiado liberal porque tiende a optar por especificaciones con un número de parámetros muy grande aun cuando tests de especificación indican que un modelo más pequeño es suficiente. Dado que los modelos SNP pueden alcanzar fácilmente especificaciones con muchos parámetros, esta propiedad del criterio de Akaike puede seleccionar especificaciones que tienen problemas de sobre ajuste. El procedimiento más común en modelos SNP es empezar usando el criterio de Schwarz para elegir una especificación y luego mirar tests de especificación para ver si hay que aumentar dicha especificación. Dado que el criterio de Hannan y Quinn cae entre los de Schwarz y Akaike, y que el de Schwarz puede ser demasiado conservador en algunos casos, el criterio intermedio de Hannan-Quinn puede ser útil.

En el cuadro 1 para el modelo con una variable, se obtiene que las prescripciones de los tres criterios no son muy distintas. Mirando las primeras especificaciones en el cuadro, que son modelos lineales autorregresivos gaussianos, se puede ver que todos los criterios H-Q y Schwarz prescriben una especificación sin rezagos (la especificación (00000) que corresponde a la primera línea). Es decir, si se consideran solamente modelos lineales, la tasa de crecimiento del tipo de cambio parece un *random walk*. No obstante, todos los criterios indican que un modelo lineal gaussiano no es adecuado, prefiriendo las especificaciones ARCH que aparecen en el segundo bloque del cuadro. Entre las especificaciones ARCH, el criterio de Schwarz opta por una especificación con cero rezagos en la parte de la especificación de μ_x y un rezago en la especificación de R_x (la especificación (010000)). El criterio H-Q elige un rezago en μ_x y un rezago en R_x (especificación 110000).

Cuando se consideran especificaciones SNP aún más complejas que las de modelos ARCH, todos los criterios de selección indican que esta complejidad adicional es necesaria para explicar el comportamiento del tipo de cambio. La especificación preferida para todos los criterios es la (010400). Esta especificación tiene cero rezagos en μ_x , un rezago en R_x , y un polinomio de grado cuatro en z . Este resultado de sugerir un polinomio de grado cuatro aparece también en los modelos con más variables que se presentan más adelante. Aparentemente, un polinomio de esta complejidad hace posible generar densidades con colas gordas que resultan importantes para describir el comportamiento dinámico del tipo de cambio.

Al elegir la especificación (010400), los criterios también indican que no es importante incluir rezagos de y_t en el polinomio. No optan, por ejemplo, por la especificación (011410) que tiene un polinomio de grado cuatro en z ($K_z = 4$) con cada término del polinomio multiplicado por un polinomio de grado uno ($K_x = 1$) en un rezago ($L_p = 1$) de y_t . El hecho de que aunque el criterio de Akaike opte por la especificación (010400) constituye una evidencia sólida de que rezagos de y_t en el polinomio no mejoran significativamente el ajuste del modelo.

Las últimas cuatro columnas muestran resultados de tests adicionales de la especificación de cada línea del cuadro. En cada caso, se hace una regresión de los residuos estandarizados o sus cuadrados para ver si queda algún tipo de dependencia no explicada por el modelo. El cuadro reporta los valores- p de tests-F de esas regresiones. En el par de columnas denominadas "rezago", las regresiones se hacen sobre una constante y 6 rezagos de los niveles, cuadrados, y cubos de y_t . En el par de columnas denominadas "dummies," las regresiones se hacen sobre cuatro variables "dummy" que corresponden a las épocas de distintos tamaños de la banda:

- ± 2% desde el 1 de enero de 1986
- ± 3% desde el 5 de enero de 1988
- ± 5% desde el 6 de junio de 1989
- ± 10% desde el 23 de enero de 1992

Estas regresiones con variables *dummy* son útiles para testear la estabilidad de la especificación a través de los distintos regímenes de la banda.

Los tests de especificación con las regresiones de rezagos indican que queda dependencia en las especificaciones lineales, pero se rechaza la significancia de las regresiones para las otras especificaciones más complejas. No obstante, las regresiones de los residuos sobre las variables dummy son significativas para casi todas las especificaciones, indicando mala especificación de los modelos.

El cuadro 2 describe la estimación del modelo SNP con dos variables. Este modelo tiene como variables explicativas rezagos de y_t y δ_t . En cada especificación, se mantiene el número de rezagos de y_t en la especificación de u_x igual a cero dada la indicación de la suficiencia de esta restricción en el modelo del cuadro 1 con una variable. Por lo tanto, en el cuadro, L_μ denota el número de rezagos de δ_t en la especificación de μ_x . No obstante, rezagos de y_t pueden afectar el modelo a través de la especificación de R_x y pueden incorporarse explícitamente como variables en el polinomio. Otra diferencia en la construcción del cuadro 2 es que las variables en las regresiones de los residuos estandarizados sobre rezagos incluyen rezagos de δ_t .

Hay dos resultados que merecen destacarse en el cuadro 2. El primero, es que el valor mínimo de cada criterio de selección es menor que su valor mínimo en el cuadro 1. Es decir, la inclusión del diferencial de tasas de interés, δ , es significativa para explicar el comportamiento del tipo de cambio. En segundo lugar, los tests de especificación con las variables dummy ya no indican mala especificación del modelo. La especificación seleccionada por los criterios de Schwarz y Hannan-Quinn es 310400. Esta especificación tiene tres rezagos en μ_x , un rezago en R_x , y un polinomio de grado cuatro. Como en el modelo de una variable, estos criterios no optan por especificaciones con rezagos en el polinomio. El criterio de Akaike opta por una especificación mucho más grande (321410) con un rezago en el polinomio. No obstante, no elige una especificación con más de un rezago ni una con un polinomio de grado mayor que uno en los rezagos.

Los resultados del modelo con cuatro variables aparecen en el cuadro 3. En este modelo se agregan como variables explicativas d_t^s y d_t^i las medidas de la distancia entre el tipo de cambio en los límites de la banda. Como en el modelo de dos variables, se mantiene el número de rezagos de y_t en la especificación de μ_x igual a cero. Los valores de los criterios de selección para las especificaciones autorregresivas y ARCH claramente indican que dos rezagos de las otras variables son necesarios en la especificación de μ_x , y un

rezago es necesario en la especificación de R_x . En vista que al tener cuatro variables explicativas el número de parámetros puede expandirse muy rápidamente con los rezagos en el polinomio, consideramos dos tipos de especificaciones: una tiene rezagos de todas las variables cuando $K_x > 0$, y la otra tiene rezagos solamente de d_t^s y d_t^l . La decisión de probar este segundo tipo de especificación está basada en la falta de necesidad de rezagos de y_t y δ_t en el polinomio que se encontró en los modelos de una y dos variables descritos anteriormente.

El valor mínimo del criterio de Schwarz corresponde a la especificación (210400). No obstante, el primer test de especificación indica que queda dependencia en los residuos estandarizados de esta especificación. (Es importante notar que los tests de especificación con regresiones sobre rezagos son más exigentes en este cuadro porque involucran regresiones sobre rezagos de las cuatro variables y no solamente sobre una o dos variables como en los cuadros 1 y 2.) En vista de esta falla en la especificación (210400) y del conocido conservadurismo del criterio de Schwarz, es relevante considerar una especificación más grande como la (211410) con rezagos en el polinomio solamente de d_t y d_t . El valor del criterio de Schwarz para esta especificación es ligeramente mayor que el de la especificación anterior (210400). Con este aumento, los tests de especificación superan los niveles satisfactorios.

Los criterios de Akaike y Hannan-Quinn eligen una especificación aún más grande (211421). Sin embargo, esta especificación tiene problemas con el test de la regresión de los residuos sobre las variables dummy. Se interpreta este efecto de empeoramiento de los tests como evidencia de que las especificaciones más grandes tienen problemas de sobreajuste.

Con estos resultados, nuestra especificación preferida es la (211410). Comparando esta especificación con las mejores del modelo de dos variables, se puede ver que los criterios de Akaike y Hannan-Quinn tienen menores valores para el modelo de cuatro variables, pero el de Schwarz prefiere el modelo de dos variables. A pesar de esta selección del criterio de Schwarz, hay otra razón que enfatiza la importancia de incluir las cuatro variables en el modelo. Los tests de especificación en el cuadro 2 indican que no queda variación en los residuos que pueda ser explicada por rezagos de y_t y δ_t . No obstante, las regresiones de los residuos y residuos al cuadrado sobre los niveles, cuadrados y cubos de las cuatro variables (como se hizo para los tests del cuadro 3) son altamente signifi-

ficativas. Por eso, queda variación en los residuos del modelo de dos variables que puede explicarse con las variables de las bandas d_t^s y d_t^i , y se debe optar por el modelo de cuatro variables.

Algunos resultados se destacan en la estimación de los modelos SNP. El primero es que los modelos lineales gaussianos no son adecuados para describir la dinámica del tipo de cambio. También, hay fuerte evidencia de heterogeneidad condicional en los datos que no puede ser capturada aún por modelos ARCH.

En segundo lugar, el diferencial de tasas de interés y las distancias de los límites de la banda tienen efectos significativos sobre la dinámica del tipo de cambio. No es suficiente agregar solamente el diferencial de tasas de interés al modelo. En la próxima sección se analizan las propiedades de la distribución condicional estimada con el modelo SNP.

IV. INTERPRETACIONES DE LOS RESULTADOS RESPECTO DE LAS DISTRIBUCIONES CONDICIONALES

El conjunto de gráficos numerados del 2 al 4 muestra los efectos que tienen las cuatro variables independientes de nuestro modelo —valores rezagados del tipo de cambio observado, diferencial de tasas de interés y distancias de los límites de la banda respecto del centro de la misma— sobre la distribución condicional de la tasa de crecimiento del tipo de cambio, representada por sus tres primeros momentos. En cada caso, se cotejó la sensibilidad de los tres primeros momentos de esa distribución (media, varianza y *skewness*) frente a diferentes valores que toman las correspondientes variables independientes (que ya son rezagadas un período), condicional a tres valores distintos que toman esas variables independientes dos o tres períodos atrás.

Los gráficos 2a, 2b, y 2c muestran los efectos del diferencial de tasas de interés. Para cada gráfico la tasa de crecimiento del tipo de cambio se supone constante en cero y los límites de las bandas se fijan en 360 y 440 durante las últimas semanas. Los gráficos 3a, 3b, y 3c muestran los efectos de la banda puesto que el eje horizontal indica el valor del tipo de cambio en el último período y los límites del eje son los límites de la banda. Para cada gráfico el diferencial de tasas de interés ha sido constante en su promedio y los límites de las bandas se suponen constantes en 360 y 440 durante las últimas semanas. Los valores que varían son el tipo de cambio en la

última semana y la tasa de crecimiento del tipo de cambio durante las últimas semanas. Los gráficos 4a, 4b, y 4c son similares a los tres anteriores excepto que en lugar de fijar los límites de la banda y ver diferentes tasas de crecimiento del tipo de cambio en el pasado, se fija la tasa de crecimiento del tipo de cambio en cero y se permite que la banda cambie.

De la inspección de esos gráficos, se pueden deducir las siguientes interpretaciones alrededor de la pregunta central sobre los efectos de la banda cambiaria:

- (a) Las respuestas de la media condicional de la tasa de crecimiento del tipo de cambio son mayoritariamente no lineales, confirmando en general las derivaciones teóricas. La excepción parece ser la respuesta frente a variaciones en el diferencial de tasas de interés.
- (b) Definitivamente, la presencia de la banda provoca diferencias en las trayectorias del tipo de cambio reflejadas en primer lugar en las formas comentadas de las medias condicionales. En el caso de la respuesta frente a variaciones en el diferencial de tasas de interés, la sensibilidad es menor a la que se podría deducir de un esquema de tipo de cambio libremente flotante (nótese en el gráfico 2a que para un diferencial de 2 puntos mensual el modelo predice un alza del tipo de cambio de entre 0,15% y 0,35% semanal). Además, ese efecto es todavía menor si el diferencial viene bajando. En el caso de la respuesta frente a diferentes valores rezagados del propio tipo de cambio o del centro de la banda (gráficos 3 y 4), la respuesta no lineal se diferencia de lo que se espera para un esquema de flotación libre, en que las relaciones en los gráficos serían líneas horizontales.
- (c) Las no linealidades en las trayectorias simuladas de la media condicional permiten también algunas conclusiones económicas de interés. Por ejemplo, nótese cómo en la medida que nos aproximamos al piso de la banda en el gráfico 3a, existe primero una tendencia a la apreciación cambiaria nominal, lo que acelera la llegada al piso, o, lo que es lo mismo, que el piso "atrae" al tipo de cambio observado, pero éste se detiene antes de topar ese piso y comienza a crecer nuevamente, denotando en cierta forma que el piso "amortigua" la caída. Este efecto tipo "montaña rusa" se diluye si es que el tipo de cambio en valor cae respecto de sus valores pasados, aunque sigue siendo cierto que el piso amortigua el efecto⁷.

- (d) Que la banda, en general, tiene un efecto amortiguador de las fluctuaciones se deduce también de la evolución de la varianza condicional de la tasa de crecimiento del tipo de cambio frente a distintos valores del tipo de cambio rezagado. Nótese como disminuye esa varianza cuando el tipo de cambio está próximo al piso de la banda, si es que los valores del tipo de cambio vienen cayendo (línea más gruesa en el gráfico 3b). Algo similar ocurre cuando el tipo de cambio está próximo al techo de la banda y ha venido subiendo. En ambos casos las observaciones tienden a concentrarse en valores cercanos a los límites correspondientes de la banda.
- (e) En general, las *skewness* son negativas (gráficos 2c, 3c y 4c), lo cual señala una predominancia de pequeños aumentos y grandes reducciones en la trayectoria del tipo de cambio nominal. Esto podría ser el resultado, por un lado, del ajuste tipo PPP del centro de la banda (pequeños aumentos diarios dominan la muestra), y de las significativas revaluaciones incluso nominales que se han materializado ocasionalmente. En el gráfico 3c se ve que la *skewness* negativa es más pronunciada cuando el tipo de cambio está cerca del piso de la banda y viene bajando. Este efecto muestra la falta de credibilidad completa respecto del compromiso de la autoridad con el piso de la banda (hay una cola larga hacia la izquierda del piso, lo cual denota que no es despreciable la probabilidad de una revaluación de la banda cuando el tipo de cambio ha venido cayendo). En el caso del techo de la banda, el efecto no es simétrico, es decir, no se le asignan mayores probabilidades a una devaluación. Esto último puede deberse a que en el período muestral prácticamente no han ocurrido devaluaciones discretas.

Algunas de estas interpretaciones de la estimación del modelo SNP pueden quizás entenderse mejor si miramos la forma que toma la distribución condicional en episodios concretos dentro de la muestra. Los gráficos 5 y 6 dan cuenta de estos ejercicios, de donde se puede deducir:

- (f) En un episodio de alta estabilidad del diferencial de intereses y de la banda cambiaría misma (en términos nominales), como fueron las semanas en torno al 26 de mayo de 1993 (gráfico 5a), se puede apreciar una distribución altamente concentrada en torno a la media (baja varianza), pero aún con *skewness* negativo, reflejo esto último de que los agentes asignaban una probabilidad no despreciable a una apreciación nominal. Esta era una

época en que el "ajuste" del Banco Central, iniciado en octubre de 1992, estaba en pleno proceso en medio de tasas de interés internacionales muy bajas (de ahí el alto valor de la variable diferencial de tasas de interés).

- (g) Episodios de alta variabilidad, ya sea en el diferencial de tasas (que baja) y en el tipo de cambio observado rezagado (que sube, gráfico 5b), como en el caso de un cambio solamente en el tipo de cambio observado (que baja, gráfico 5c), redundan esencialmente en un valor medio condicional (esperado) positivo para el tipo de cambio, pero junto a una varianza condicional de esta variable también. Es decir la mayor variabilidad observada en el pasado en estas variables clave lleva a una mayor varianza para el futuro (persistencia en la varianza). Nótese que el resultado coincide con lo que se aprecia en los gráficos 3a y 3b, los que muestran en general medias positivas y una correspondencia entre más movimiento en el tipo de cambio y una mayor varianza.
- (h) Si se trata de episodios donde la banda baja, como en la semana en torno al 8 de marzo de 1995 (gráfico 5d), notamos una media condicional negativa (se espera una apreciación) y una *skewness* negativa en la forma de una cola larga hacia la izquierda. Esto coincide con la trayectoria de la media delineada en el gráfico 4a, en que una reducción en la banda está asociada con una menor media condicional. La *skewness* negativa también coincide con los patrones del gráfico 4c.
- (i) La comparación de los gráficos 6a, 6b y 6c permite sacar conclusiones interesantes respecto a las semanas previas y posterior a la revaluación del 30 de noviembre de 1994. En efecto, nótese cómo en la medida en que el tipo de cambio observado persistía en estar pegado al piso, una semana antes de la revaluación (gráfico 6a) se ha desplazado la distribución condicional hacia la izquierda con una media cercana a cero, menor que el promedio de la muestra. En el día de la revaluación, que corresponde al gráfico 6b, la distribución se desplaza aún más a la izquierda y aparece una cola larga a la izquierda indicando la posibilidad de una gran reducción en el tipo de cambio. De hecho, esta reducción ocurre con la baja en el piso de la banda, la cual augura una media condicional positiva y una varianza mayor en la próxima semana (gráfico 6c), tal como lo sugirieran los gráficos 4a y 4b.

V. A MODO DE CONCLUSION

La banda cambiaria en Chile es un intento de parte de la autoridad de conciliar un mayor grado de autonomía monetaria respecto a un esquema de fijación ajustable del tipo de cambio (*crawling peg*) con una dosis de estabilidad cambiaria (particularmente real) superior a la de un régimen de flotación pura. El aumento gradual del ancho de la banda refleja claramente que, con el tiempo, la autoridad ha tendido a privilegiar el primer objetivo, esto es, ganar mayor autonomía monetaria. Ello refleja los mayores grados de dificultad que representa administrar una política monetaria en un contexto de creciente integración del país a los mercados de capitales internacionales.

Con todo, los resultados empíricos de este trabajo parecen indicar que, en el pasado al menos, la banda ha cumplido con su objetivo de estabilizar el tipo de cambio nominal *en relación a lo que habría sucedido de haber existido una flotación pura*. Sin embargo, los resultados también evidencian que es probable que la existencia de una banda induzca a un comportamiento donde el tipo de cambio tiende a ser atraído por los extremos de la banda, en particular, por el piso. Si ello fuera cierto, no parecería aconsejable una nueva ampliación de la banda.

CUADRO 1
ESPECIFICACIONES SNP DEL MODELO DE UNA VARIABLE: y_t

especificación							criterios de selección			valores-p de tests de especificación				
L_{1t}	L_t	L_{2t}	K_{2t}	K_{3t}	L_{3t}	p_0	S_n	Akaike	H-Q	Schwarz	rezaños		dummies	
											res	res ²	res	res ²
Especificaciones autorregresivas:														
0	0	0	0	0	0	2	1.42602	1.43001	1.43331	1.43843	0.0787	0.0053	0.0191	0.3917
1	0	0	0	0	0	3	1.42572	1.43171	1.43666	1.44433	0.0849	0.0066	0.0152	0.3886
2	0	0	0	0	0	4	1.42563	1.43361	1.44022	1.45044	0.0861	0.0063	0.0172	0.3873
3	0	0	0	0	0	5	1.42551	1.43549	1.44374	1.45653	0.0883	0.0067	0.0148	0.3872
4	0	0	0	0	0	6	1.41385	1.42583	1.43573	1.45107	0.5326	0.0123	0.0548	0.3354
Especificaciones ARCH:														
0	1	0	0	0	0	3	1.37646	1.38245	1.38740	1.39507	0.2754	0.9900	0.0198	0.4215
0	2	0	0	0	0	4	1.37511	1.38310	1.38970	1.39993	0.3211	0.9972	0.0196	0.4425
0	3	0	0	0	0	5	1.37461	1.38459	1.39285	1.40563	0.3323	0.9975	0.0196	0.4428
0	4	0	0	0	0	6	1.37418	1.38616	1.39606	1.41141	0.3739	0.9987	0.0198	0.4226
1	1	0	0	0	0	4	1.37073	1.37872	1.38532	1.39555	0.1293	0.9984	0.0111	0.4480
1	2	0	0	0	0	5	1.37051	1.38049	1.38875	1.40153	0.0973	0.9974	0.0109	0.4391
2	1	0	0	0	0	5	1.37064	1.38062	1.38888	1.40166	0.1235	0.9985	0.0103	0.4540
2	2	0	0	0	0	6	1.37033	1.38231	1.39222	1.40756	0.0896	0.9972	0.0099	0.4463
3	1	0	0	0	0	6	1.36826	1.38024	1.39015	1.40549	0.1189	0.9994	0.0046	0.4457
3	2	0	0	0	0	7	1.36799	1.38196	1.39352	1.41142	0.0894	0.9989	0.0045	0.4342
4	1	0	0	0	0	7	1.36973	1.38371	1.39526	1.41316	0.2929	0.9984	0.0090	0.4054
4	2	0	0	0	0	8	1.36768	1.38365	1.39686	1.41732	0.1486	0.9989	0.0054	0.4311
Especificaciones con polinomio:														
0	1	0	1	0	0	4	1.37633	1.38432	1.39092	1.40115	0.2749	0.9879	0.0197	0.4179
0	1	0	2	0	0	5	1.20626	1.21624	1.22450	1.23728	0.2712	0.9919	0.0204	0.4118
0	1	0	3	0	0	6	1.19629	1.20826	1.21817	1.23351	0.2271	0.7482	0.0308	0.4997
0	1	0	4	0	0	7	1.15870	1.17267*	1.18423*	1.20212*	0.3488	0.9924	0.0202	0.4202
0	2	0	4	0	0	8	1.15850	1.17447	1.18768	1.20814	0.3378	0.9898	0.0203	0.4158
1	1	0	4	0	0	8	1.15694	1.17291	1.18611	1.20657	0.3601	0.9908	0.0241	0.4113
1	2	0	4	0	0	9	1.15689	1.17486	1.18972	1.21273	0.3661	0.9921	0.0245	0.4126
0	1	1	4	1	0	12	1.15223	1.17618	1.19600	1.22668	0.4528	0.9970	0.0266	0.3792
0	1	1	4	2	0	17	1.14216	1.17609	1.20416	1.24763	0.1924	0.9841	0.0111	0.3958
1	1	1	4	1	0	13	1.15139	1.17733	1.19880	1.23204	0.4513	0.9957	0.0284	0.3753
1	1	1	4	2	0	18	1.14050	1.17643	1.20615	1.25217	0.2018	0.9750	0.0129	0.3969
0	1	2	4	1	0	17	1.14681	1.18075	1.20882	1.25229	0.4431	0.9996	0.0214	0.3954
0	1	2	4	2	0	32	1.11547	1.17934	1.23218	1.31400	0.2485	0.9553	0.0235	0.4528

CUADRO 2
ESPECIFICACIONES SNP DEL MODELO DE 2 VARIABLES: y_t y δ_t

especificación							criterios de selección			valores-p de tests de especificación				
L_{-1}	L_r	L_p	K_z	K_x	I_x	p_0	S_n	Akaike	H-Q	Schwarz	rezaños		dummies	
											res	res ²	res	res ²
Especificaciones autorregresivas:														
1	0	0	0	0	0	3	1.42196	1.42795	1.43290	1.44057	0.0364	0.0431	0.1422	0.3873
2	0	0	0	0	0	4	1.40919	1.41717	1.42378	1.43401	0.2752	0.0492	0.1867	0.4060
3	0	0	0	0	0	5	1.40812	1.41810	1.42635	1.43914	0.3167	0.0510	0.2245	0.4118
4	0	0	0	0	0	6	1.40783	1.41981	1.42972	1.44560	0.3275	0.0481	0.2386	0.4090
Especificaciones ARCH:														
2	1	0	0	0	0	5	1.36078	1.37076	1.37901	1.39180	0.6285	0.9994	0.1596	0.4194
2	2	0	0	0	0	6	1.35847	1.37045	1.38036	1.39570	0.6702	0.9999	0.1740	0.4365
2	3	0	0	0	0	7	1.35668	1.37066	1.38221	1.40011	0.7188	0.9999	0.1727	0.4475
3	1	0	0	0	0	6	1.35567	1.36764	1.37755	1.39289	0.6594	0.9995	0.2479	0.4162
3	2	0	0	0	0	7	1.35083	1.36480	1.37636	1.39426	0.6716	0.9999	0.2494	0.4495
3	3	0	0	0	0	8	1.35069	1.36666	1.37987	1.40033	0.6917	0.9999	0.2425	0.4571
4	2	0	0	0	0	8	1.35065	1.36662	1.37983	1.40028	0.6936	0.9999	0.2535	0.4512
Especificaciones con polinomio:														
2	1	0	1	0	0	6	1.36077	1.37275	1.38266	1.39800	0.6289	0.9994	0.1598	0.4193
2	1	0	2	0	0	7	1.18761	1.20159	1.21314	1.23104	0.6676	0.9998	0.1442	0.4064
2	1	0	3	0	0	8	1.18689	1.20286	1.21607	1.23653	0.6701	0.9999	0.1363	0.4189
2	1	0	4	0	0	9	1.14095	1.15891	1.17377	1.19679	0.7254	0.9998	0.1553	0.4174
2	2	0	4	0	0	10	1.13800	1.15796	1.17447	1.20004	0.7100	0.9993	0.1146	0.4237
3	1	0	4	0	0	10	1.13122	1.15118	1.16769*	1.19326*	0.7013	0.9996	0.2091	0.4014
3	2	0	4	0	0	11	1.13098	1.15294	1.17109	1.19923	0.7120	0.9997	0.2003	0.4068
3	1	1	4	1	0	20	1.11191	1.15183	1.18486	1.23600	0.8461	0.9991	0.1457	0.3030
3	1	1	4	2	1	30	1.10135	1.16123	1.21077	1.28748	0.9229	0.9999	0.1241	0.2726
3	1	1	4	2	0	35	1.08850	1.15836	1.21615	1.30565	0.6084	0.9937	0.3441	0.3112
3	2	1	4	1	0	21	1.10902	1.15093*	1.18561	1.23931	0.8652	0.9992	0.2199	0.2370
3	2	1	4	2	1	31	1.09916	1.16104	1.21222	1.29149	0.8408	0.9999	0.2076	0.2625
3	2	1	4	2	0	36	1.09401	1.16587	1.22531	1.31736	0.8042	0.9999	0.2076	0.2665
3	1	2	4	1	0	30	1.10494	1.16482	1.21435	1.29106	0.9033	0.9990	0.1497	0.2996
3	2	2	4	1	0	31	1.09483	1.15670	1.20789	1.28716	0.8712	0.9999	0.1613	0.2955

* Valor mínimo.

CUADRO 3
ESPECIFICACIONES SNP DEL MODELO DE 4 VARIABLES: y_t , δ_t , d_t^s y d_t^i

especificación							criterios de selección			valores-p de tests de especificación				
L_{μ}	L_r	L_p	K_2	K_x	l_x	p_0	S_n	Akaike	H-Q	Schwarz	rezagos		dummies	
											res	res ²	res	res ²
Especificaciones autorregresivas:														
1	0	0	0	0	0	6	1.39523	1.40721	1.41711	1.43246	0.2138	0.8634	0.0250	0.3137
2	0	0	0	0	0	8	1.37429	1.39026	1.40347	1.42392	0.1591	0.7676	0.0219	0.3447
3	0	0	0	0	0	10	1.37329	1.39325	1.40976	1.43533	0.1477	0.7763	0.0210	0.3352
4	0	0	0	0	0	12	1.37289	1.39684	1.41666	1.44734	0.1452	0.7974	0.0204	0.3299
Especificaciones ARCH:														
2	1	0	0	0	0	9	1.30535	1.32332	1.33818	1.36119	0.0083	0.4042	0.0527	0.9265
2	2	0	0	0	0	10	1.30387	1.32383	1.34034	1.36591	0.0226	0.5873	0.0436	0.9005
2	3	0	0	0	0	11	1.30373	1.32569	1.34385	1.37198	0.0258	0.5934	0.0501	0.8957
3	1	0	0	0	0	11	1.30355	1.32551	1.34367	1.37180	0.0094	0.4692	0.0507	0.9296
3	2	0	0	0	0	12	1.29939	1.32334	1.34315	1.37384	0.0180	0.5240	0.0881	0.9230
3	3	0	0	0	0	13	1.29915	1.32510	1.34656	1.37980	0.0133	0.5624	0.0517	0.9321
Especificaciones con polinomio:														
2	1	0	1	0	0	10	1.30465	1.32461	1.34113	1.36670	0.0440	0.6321	0.0382	0.9113
2	1	0	2	0	0	11	1.16400	1.18596	1.20412	1.23225	0.0092	0.4648	0.0772	0.9166
2	1	0	3	0	0	12	1.16122	1.18517	1.20498	1.23567	0.0095	0.7871	0.3385	0.8515
2	1	0	4	0	0	13	1.13463	1.16058	1.18204	1.21528*	0.0139	0.4536	0.1199	0.9003
2	1	1	4	1	0	33	1.05451	1.12037	1.17486	1.25924	0.0364	0.4060	0.1497	0.9635
2	1	1	4	2	1	53	1.01730	1.12309	1.21060	1.34613	0.0764	0.3909	0.0518	0.9785
2	1	2	2	1	0	35	1.10495	1.17481	1.23260	1.32210	0.0105	0.4067	0.1344	0.9513
2	1	2	2	2	1	59	1.06564	1.18340	1.28082	1.43169	0.1108	0.7503	0.0657	0.9866
2	1	2	3	1	0	44	1.05672	1.14454	1.21720	1.32971	0.0124	0.1096	0.2522	0.9613
2	1	2	4	1	0	53	1.02402	1.12980	1.21732	1.35284	0.0427	0.2054	0.3281	0.9529
Especificaciones con rezagos solamente de d_t^s y d_t^i en el polinomio:														
2	1	1	4	1	0	23	1.07369	1.11959	1.15757	1.21638	0.1089	0.9157	0.3667	0.8797
2	1	1	4	2	1	33	1.03230	1.09817*	1.15265*	1.23704	0.0928	0.9263	0.0243	0.8490
2	1	1	4	3	2	43	1.01332	1.09915	1.17015	1.28010	0.1277	0.9651	0.0086	0.9266
2	1	2	4	1	0	33	1.04812	1.11399	1.16846	1.25286	0.1468	0.9899	0.6179	0.9492

* Valor mínimo.

GRAFICO 1A
TIPO DE CAMBIO Y BANDAS



GRAFICO 1B
TASA DE CRECIMIENTO DEL TIPO DE CAMBIO

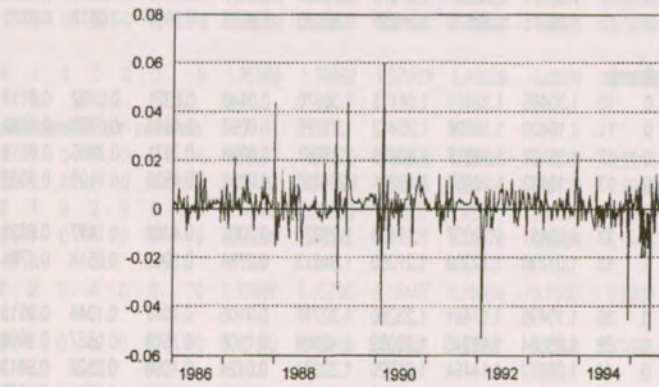


GRAFICO 1C
TASAS DE INTERES

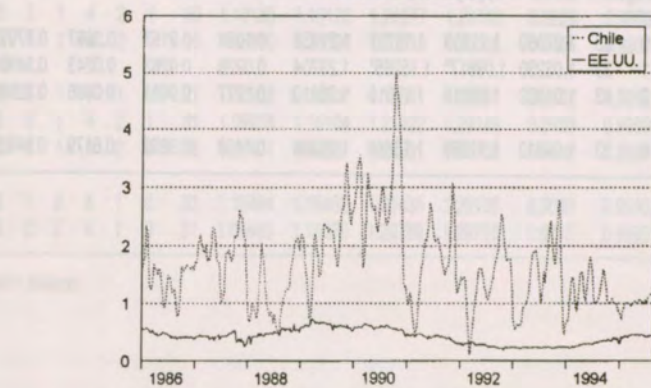
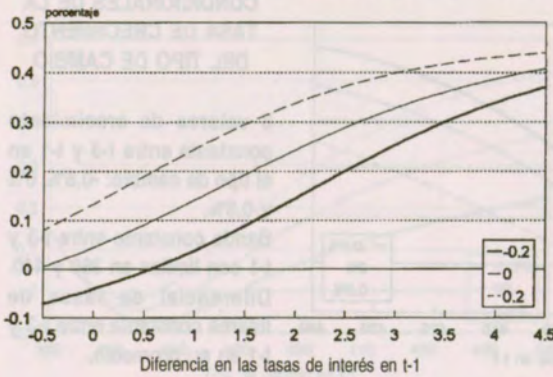


GRAFICO 2A
MEDIA CONDICIONAL DE LA TASA DE CRECIMIENTO



GRAFICOS 2A, 2B Y 2C
MOMENTOS
CONDICIONALES DE LA
TASA DE CRECIMIENTO
DEL TIPO DE CAMBIO

3 valores del diferencial de tasas de interés relativo al período anterior: -0.2%, 0% y 0.2%.

Tasa de crecimiento del tipo de cambio entre t-3 y t-1 = 0. Banda constante entre t-3 y t-1 con límites en 360 y 440.

GRAFICO 2B
VARIANZA CONDICIONAL DE LA TASA DE CRECIMIENTO

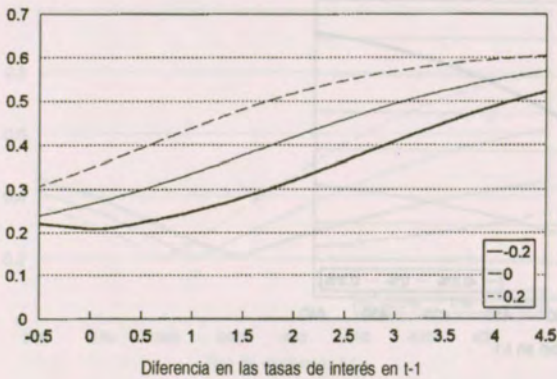


GRAFICO 2C
SKEWNESS CONDICIONAL DE LA TASA DE CRECIMIENTO

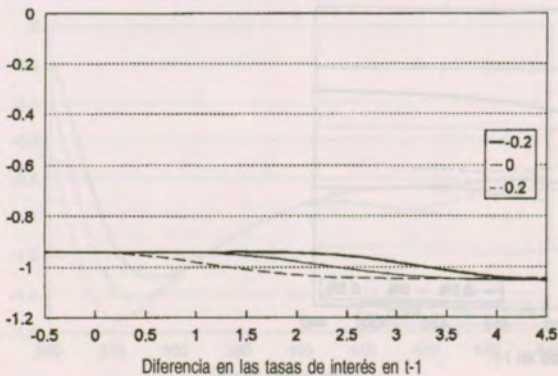
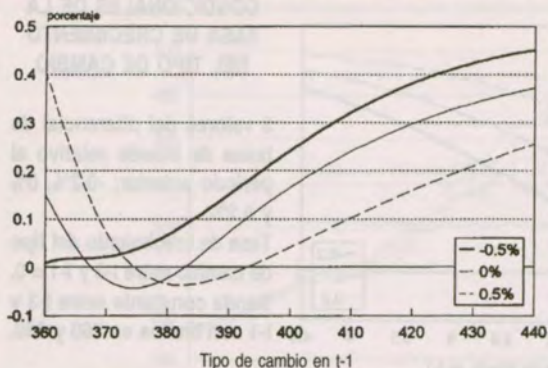


GRAFICO 3A
MEDIA CONDICIONAL DE LA TASA DE CRECIMIENTO



GRAFICOS 3A, 3B Y 3C
MOMENTOS
CONDICIONALES DE LA
TASA DE CRECIMIENTO
DEL TIPO DE CAMBIO

3 valores de crecimiento constante entre t-3 y t-1 en el tipo de cambio: -0.5%, 0% y 0.5%.

Banda constante entre t-3 y t-1 con límites en 360 y 440. Diferencial de tasas de interés constante entre t-3 y t-1 en su promedio.

GRAFICO 3B
VARIANZA CONDICIONAL DE LA TASA DE CRECIMIENTO

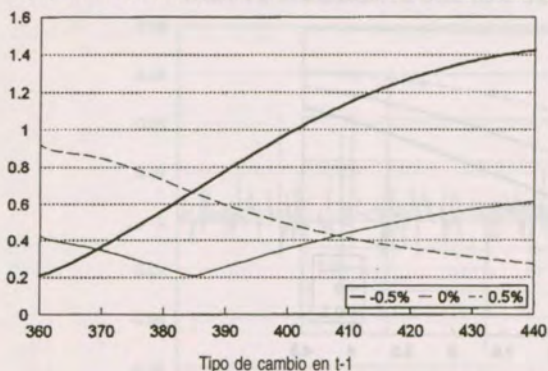


GRAFICO 3C
SKEWNESS CONDICIONAL DE LA TASA DE CRECIMIENTO

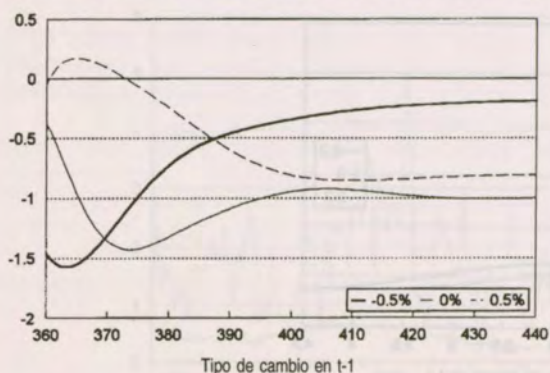
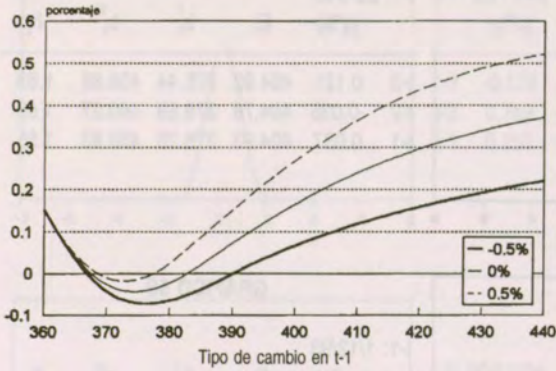


GRAFICO 4A
MEDIA CONDICIONAL DE LA TASA DE CRECIMIENTO



GRAFICOS 4A, 4B Y 4C
MOMENTOS
CONDICIONALES DE LA
TASA DE CRECIMIENTO
DEL TIPO DE CAMBIO

3 valores de crecimiento constante entre t-3 y t-1 en el centro de la banda: -0.5%, 0% y 0.5%.

Ancho de la banda = $\pm 10\%$.
Tasa de crecimiento del tipo de cambio entre t-3 y t-1 = 0.
Diferencial de tasas de interés constante entre t-3 y t-1 en su promedio.

GRAFICO 4B
VARIANZA CONDICIONAL DE LA TASA DE CRECIMIENTO

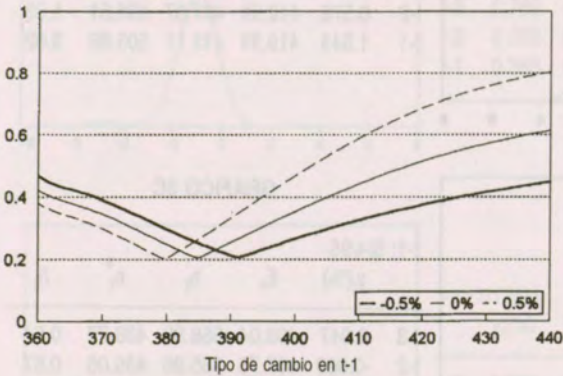
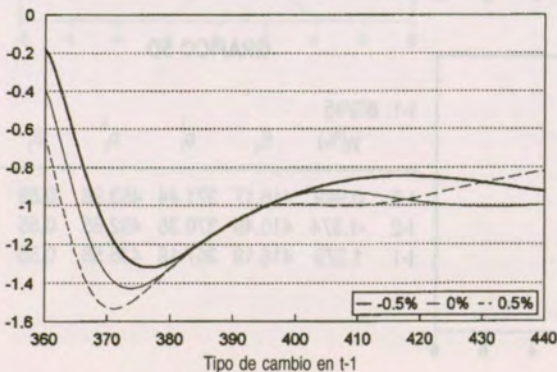


GRAFICO 4C
SKEWNESS CONDICIONAL DE LA TASA DE CRECIMIENTO



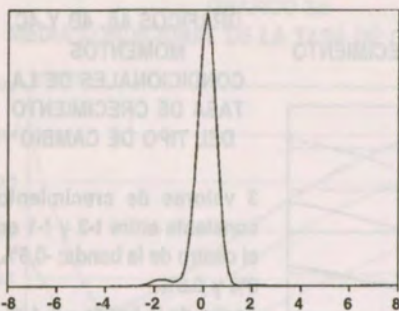


GRAFICO 5A

t-1: 26/5/93

	$y_t(\%)$	E_t	b_t^i	b_t^s	δ_t
t-3	0.121	404.92	375.44	458.88	1.63
t-2	-0.035	404.78	376.59	460.27	1.68
t-1	0.037	404.93	376.23	459.83	1.65

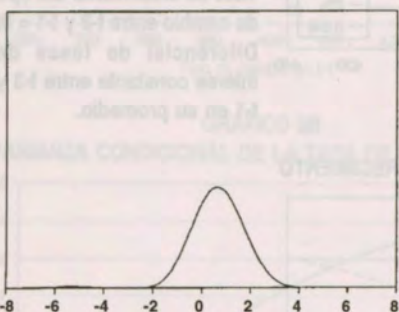


GRAFICO 5B

t-1: 1/12/93

	$y_t(\%)$	E_t	b_t^i	b_t^s	δ_t
t-3	-0.066	410.53	405.63	495.77	1.93
t-2	0.578	412.91	407.87	498.51	1.33
t-1	1.543	419.33	412.11	503.69	0.82

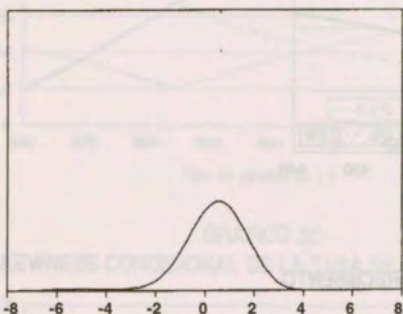


GRAFICO 5C

t-1: 5/4/95

	$y_t(\%)$	E_t	b_t^i	b_t^s	δ_t
t-3	0.047	408.04	358.99	438.77	0.54
t-2	-0.069	407.76	355.96	435.06	0.57
t-1	-1.949	399.89	353.19	431.67	0.58

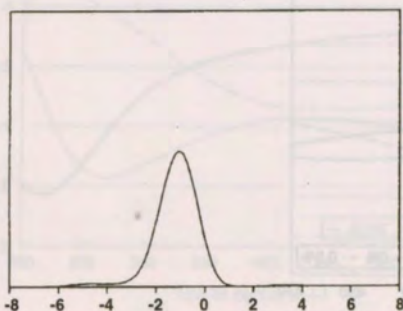


GRAFICO 5D

t-1: 8/3/95

	$y_t(\%)$	E_t	b_t^i	b_t^s	δ_t
t-3	0.949	416.17	371.44	453.98	0.59
t-2	-1.374	410.49	370.35	452.65	0.55
t-1	1.379	416.19	357.18	436.56	0.55

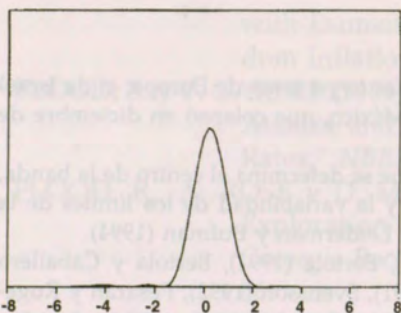


GRAFICO 6A

t-1: 23/11/94

$y_t(\%)$	E_t	b_t^i	b_t^s	δ_t	
t-3	-0.129	410.62	411.93	503.47	0.71
t-2	0.769	413.79	414.93	507.13	0.61
t-1	0.253	414.84	414.25	506.31	0.60

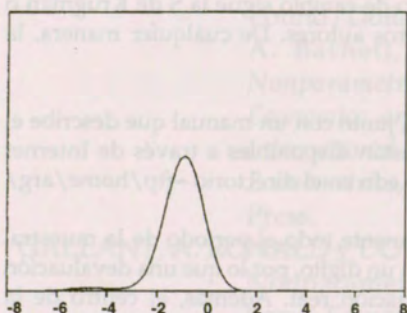


GRAFICO 6B

t-1: 30/11/94

$y_t(\%)$	E_t	b_t^i	b_t^s	δ_t	
t-3	0.769	413.79	414.93	507.13	0.61
t-2	0.253	414.84	414.25	506.31	0.60
t-1	0.383	416.43	377.08	460.88	0.62

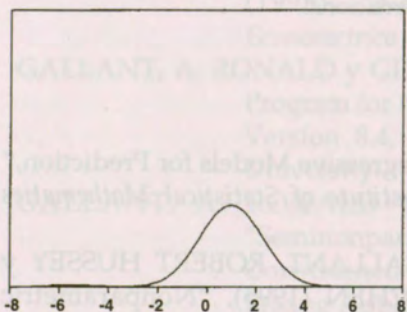


GRAFICO 6C

t-1: 7/12/94

$y_t(\%)$	E_t	b_t^i	b_t^s	δ_t	
t-3	0.253	414.84	414.25	506.31	0.60
t-2	0.383	416.43	377.08	460.88	0.62
t-1	-4.599	397.99	378.10	462.12	0.59

NOTAS

- ¹ Los casos más conocidos son los de las *target zones* de Europa, el de Israel desde fines de los ochenta y el de México, que colapsó en diciembre de 1994.
- ² Como por ejemplo, en la forma en que se determina el centro de la banda, la frecuencia con que éste se ajusta y la variabilidad de los límites de la banda. Al respecto, véase Helpman, Leiderman y Bufman (1994).
- ³ Por ejemplo, Flood y Garber (1989), Bertola (1991), Bertola y Caballero (1991), Flood, Rose y Mathieson (1991), Svensson (1992), Pesaran y Ruge-Murcia (1995).
- ⁴ Esto es independiente de si se crea o no que la banda es creíble al 100%, o de si realmente la trayectoria del tipo de cambio sigue la S de Krugman o la U invertida que han deducido otros autores. De cualquier manera, la trayectoria es no lineal.
- ⁵ Véase por ejemplo Svensson (1992).
- ⁶ El código para estimar modelos SNP, junto con un manual que describe el proceso (Gallant y Tauchen, 1995), están disponibles a través de Internet via "ftp anonymous" a ftp.econ.duke.edu en el directorio ~ftp/home/arg/snp.
- ⁷ No hay que olvidar que, en prácticamente todo el período de la muestra, la inflación en Chile ha sido superior a un dígito, por lo que una devaluación nominal aún puede ser una depreciación real. Además, el centro de la banda se mueve según un criterio de PPP, por lo que la banda tiene un sesgo claramente al alza, justamente en la medida que la inflación en Chile es sustancialmente superior a la internacional.

REFERENCIAS

- AKAIKE, H. (1969), "Fitting Autoregressive Models for Prediction," *Annals of the Institute of Statistical Mathematics* 21:243-247.
- BANSAL, RAVI, A. RONALD GALLANT, ROBERT HUSSEY y GEORGE TAUCHEN (1995), "Nonparametric Estimation of Structural Models for High Frequency Currency Market Data," *Journal of Econometrics* 66:251-287.
- BERTOLA, G. (1991), "Continuous-Time Models of Exchange Rates and Intervention," Princeton Working Paper No. G-91-01.
- BERTOLA, G. y R. CABALLERO (1990), "Target Zones and Realignments," mimeo, Princeton.
- ENGLE, R. F (1982), "Autoregressive Conditional Heteroskedasticity

- with Estimates of the Variance of United Kingdom Inflation," *Econometrica* 50:987-1007.
- FLOOD, R. y P. GARBER (1989), "The Linkage Between Speculative Attacks and Target Zone Models of Exchange Rates," *NBER*, Working Paper No. 2918.
- FLOOD, R., A. ROSE y D. MATHIESON (1991), "An Empirical Exploration of Exchange Rate Target Zones," *Carnegie Rochester Series on Public Policies* 35, 7-66.
- GALLANT A. RONALD, DAVID A. HSIEH y GEORGE TAUCHEN (1991), "On Fitting a Recalcitrant Series: The Pound/Dollar Exchange Rate, 1974-83," en W. A. Barnett, J. Powell, y G. Tauchen, eds., *Nonparametric and Semiparametric Methods in Economics and Statistics, Proceedings of the Fifth International Symposium in Economic Theory and Econometrics*, Cambridge: Cambridge University Press.
- GALLANT, A. RONALD y DOUGLAS W. NYCHKA (1987), "Semi-Nonparametric Maximum Likelihood Estimation," *Econometrica* 55, 363-390.
- GALLANT, A. RONALD, PETER E. ROSSI y GEORGE TAUCHEN (1993), "Nonlinear Dynamic Structures," *Econometrica* 61:871-907.
- GALLANT, A. RONALD y GEORGE TAUCHEN (1995), "SNP: A Program for Nonparametric Time Series Analysis, Version 8.4, User's Guide," manuscript, Duke University.
- GALLANT, A. RONALD y GEORGE TAUCHEN (1989), "Seminonparametric Estimation of Conditionally Constrained Heterogeneous Processes: Asset Pricing Applications," *Econometrica* 57:1091-1120.
- HANNAN, E. J. (1987), "Rational Transfer Function Approximation," *Statistical Science* 2:1029-1054.
- HELPMAN, E., L. LEIDERMAN y G. BURMAN (1994), "A New Breed of Exchange Rate Bands. Chile, Israel and Mexico," mimeo.
- HUSSEY, ROBERT (1992), "Nonparametric Evidence on Asymmetry in Business Cycles Using Aggregate Employment Time Series," *Journal of Econometrics* 51, 217-31.
- KRUGMAN, P. (1991), "Target Zones and Exchange Rate

- Dynamics," *Quarterly Journal of Economics*, Vol. CVI, Issue 3.
- PESARAN, M. y F. RUGE-MURCIA (1995), "A Discrete-Time Version of Target Zone Models with Jumps," Cahier 9350, Université de Montreal.
- SCHWARZ, G. (1978), "Estimating the Dimension of a Model," *Annals of Statistics* 6:461-464.
- SVENSSON, L. (1992), "Why Exchange Rate Bands? Monetary Independence in Spite of Fixed Exchange Rates," NBER Working Paper No. 4207.

BANDAS CAMBIARIAS: VOLATILIDAD Y NIVEL DEL TIPO DE CAMBIO REAL

Gonzalo Sanhueza Dueñas*

I. INTRODUCCION

En los últimos años, algunos países en desarrollo han adoptado un régimen de banda cambiaria para limitar las fluctuaciones del tipo de cambio real. Chile comenzó en 1985, Israel en 1989, México en 1991 y Colombia en 1994. También en estos países se ha visto que el ancho de la banda ha variado a través del tiempo. Las razones que explican la adopción de este régimen y el tamaño de la banda es una pregunta abierta en la literatura económica. En este artículo se propone un modelo para la determinación de la banda cambiaria óptima en que las autoridades están preocupadas por lograr dos objetivos simultáneos: la estabilidad del tipo de cambio real y su nivel, utilizando como único instrumento la amplitud de la banda. Al momento de definir su amplitud, las autoridades

* Banco Central de Chile.

El autor agradece los valiosos comentarios de: Patrick Asea, Alito Harberger, Luis O. Herrera, Miguel Kiguel, Luis F. Lagos, Eduardo Schwartz y Federico Sturzenegger. Las opiniones expresadas en este artículo son propias del autor y no representan las del Banco Central de Chile.

monetarias enfrentan un *trade off*: a medida que aumenta el ancho de la banda se incrementa la volatilidad del tipo de cambio real, pero a su vez, ésta aumenta el premio por riesgo cambiario, permitiendo un equilibrio interno con una tasa de interés más alta y un tipo de cambio real más depreciado.

La literatura acerca de bandas cambiarias, o zonas objetivas como es conocida, es abundante en trabajos que estudian la dinámica del tipo de cambio, la tasa de interés y la intervención del Banco Central en este régimen —Svensson (1992) y Bertola (1994) hacen una completa revisión de la literatura. Pero pocos trabajos estudian la razón por la cual los bancos centrales prefieren este régimen cambiario a uno de tipo de cambio fijo o flexible. Asimismo, existen pocos estudios acerca de cuál es la banda óptima o cuáles son los elementos que determinan la amplitud óptima de la banda.

Algunos de los trabajos que han investigado esta área establecen que la banda permite, dentro de ciertos límites, una política monetaria independiente. Svensson (1992), respondiendo la pregunta: ¿Por qué una banda es mejor que un tipo de cambio fijo?, planteó, siguiendo a Keynes (1930), que la banda permitía algún grado de independencia en la política monetaria que podía ser utilizada para estabilizar el producto. Básicamente, él plantea que en el caso clásico de texto en que existe tipo de cambio fijo y perfecta movilidad de capitales, la tasa de interés interna en todo momento tiene que ser igual a la internacional. Si existe banda de flotación, la autoridad puede mover el tipo de cambio para generar expectativas de devaluación o revaluación que permitan sostener transitoriamente la tasa de interés desalineada de la tasa de interés internacional.

Krugman y Miller (1993) han propuesto que el verdadero motivo detrás de la banda cambiaria es evitar ataques especulativos contra la moneda. Ellos plantean un modelo en que la banda evita que se ejecuten las *stop-loss orders*, haciendo estabilizadoras las transacciones de los agentes informados. El modelo que ellos plantearon nació de revisar los motivos que tuvieron los precursores de las distintas bandas cambiarias: el Sistema Monetario Europeo y el Acuerdo de Louvre para limitar la flotación de los tipos de cambio.

Más recientemente, Werner (1995) plantea que la función de pérdida de la autoridad monetaria es una combinación lineal entre dos elementos: la varianza asintótica de las desviaciones del tipo de cambio respecto a la paridad central y la varianza asintótica del diferencial entre la tasa de interés interna y externa. Su economía

está sujeta a shocks a las expectativas de revaluación, los que producen un ajuste en la tasa de interés interna, o su tipo de cambio. El ancho de la banda determina cuál de las variables hace el ajuste. Una banda angosta lleva a que el peso del ajuste esté en la tasa de interés interna, aumentando la varianza de las desviaciones respecto a la tasa de interés internacional. En cambio, una banda amplia lleva a que el ajuste se realice vía movimientos en el tipo de cambio, aumentando la varianza de las desviaciones respecto a la paridad central. Así, la autoridad monetaria busca un ancho de banda que minimice su función de pérdida. El problema de esta hipótesis es que no existe evidencia fuerte de que la autoridad monetaria esté preocupada de la desviación estándar del diferencial de tasas de interés.

En los países en desarrollo (Israel, Chile, México: Leiderman et al., 1994) la zona objetivo para el tipo de cambio ha sido adoptada después que estos países han estabilizado sus economías —especialmente después que la inercia inflacionaria ha sido quebrada ellos se movieron a un régimen de banda cambiaria. También en estos tres países el ancho de la banda fue cambiando a través del tiempo. Chile comenzó con una banda de 0,5% y actualmente tiene una banda de 10%. Israel pasó de una banda de 3% a 5% y ahora 7%. México reajustaba el ancho de su banda diariamente antes de la crisis de diciembre de 1994: la banda era 1,2% en noviembre de 1991 y alcanzó a 14% en enero de 1994.

Uno podría suponer que en un principio el objetivo de la autoridad monetaria es controlar la inflación, para lo cual implementa un plan de estabilización con tipo de cambio fijo que permite quebrar las expectativas inflacionarias. Si el proceso de estabilización no va acompañado de un aumento en el ahorro interno, la convergencia a la tasa de interés internacional se lleva a cabo mediante la entrada de capitales. La entrada de capitales producirá una expansión del gasto y la apreciación del tipo de cambio real. Si la autoridad desea evitar la apreciación del tipo de cambio real, una alternativa es aumentar el costo de la entrada de capitales, desincentivando el arbitraje. Un mecanismo para desincentivar la entrada de capitales es aumentar la volatilidad del tipo de cambio¹. El aumento en la volatilidad del tipo de cambio produce un aumento en el riesgo para el inversionista extranjero de invertir en el país.

El instrumento que tiene la autoridad monetaria para aumentar controladamente la volatilidad del tipo de cambio es la banda cambiaria. Esta le permite un espacio de fluctuación al tipo de

cambio que hace aumentar el riesgo para un extranjero de invertir en el país.

En conclusión, se están proponiendo los elementos en los cuales los bancos centrales se fijan para determinar el ancho de la banda. Los argumentos de la función objetivo de la autoridad monetaria son: la volatilidad y el nivel del tipo de cambio real, y el instrumento para alcanzar la combinación óptima es el ancho de la banda.

El primer resultado es la evidencia de que la autoridad monetaria está preocupada tanto de la volatilidad como del nivel del tipo de cambio real. En el plano de las relaciones macroeconómicas se encuentra una relación directa entre el ancho de la banda cambiaria y la volatilidad el tipo de cambio real. También existe una relación directa entre la volatilidad del tipo de cambio real y el premio por riesgo. Finalmente, se establece el mecanismo a través del cual un aumento del premio por riesgo se traduce en un tipo de cambio real más depreciado. Así, las relaciones encontradas permiten entender el *trade-off* que enfrenta la autoridad monetaria al momento de definir cuál es el ancho de la banda cambiaria.

En la primera parte se desarrolla el modelo teórico, el cual tiene tres secciones: función objetivo de la autoridad monetaria, premio por riesgo y modelo macroeconómico. Luego se presenta la evidencia empírica; primero se muestra la relación entre el ancho de la banda y la volatilidad del tipo de cambio real y, luego la relación entre la volatilidad del tipo de cambio relativo y el premio por riesgo. En la última sección se establecen las conclusiones.

II. EL MODELO

2.1 Función Objetivo de la Autoridad Monetaria

Se plantea que la función objetivo de la autoridad monetaria es una combinación lineal entre el nivel del tipo de cambio real y su variabilidad, ecuación (1).

$$(1) \quad \max... L = c(a) + \beta * \sigma_c^2(a)$$

$$\text{con: } \beta < 0; \frac{\delta c}{\delta a} > 0; \frac{\delta \sigma}{\delta a} > 0$$

donde: c es el tipo de cambio real y σ_c^2 es la varianza del tipo de cambio real y las dos son función del ancho de la banda α .

El problema de la autoridad monetaria es encontrar el ancho de banda que maximiza su función de utilidad. Como se ve en la ecuación (1), a medida que aumenta el ancho de la banda, más depreciada en términos reales está la moneda local, y por ende más alta la utilidad de la autoridad monetaria. Pero, al mismo tiempo, el aumento en el ancho de la banda produce un aumento en la volatilidad del tipo de cambio real, lo que hace disminuir su utilidad.

La función de utilidad de la autoridad monetaria, planteada en la ecuación (1), proviene de la revisión de algunos discursos de presidentes de bancos centrales e investigaciones al respecto. Por ejemplo, en un discurso del presidente del Banco Central de Chile (Zahler, 1992), éste planteó: "...existe consenso generalizado de que el principal objetivo de un Banco Central es el control de la inflación... Sin embargo, a pesar de la preeminencia de este objetivo sobre otros, sería extremo suponer que el único objetivo del Banco Central es la estabilidad de precios. En efecto, a las autoridades monetarias suele exigírseles también el cumplimiento de otros objetivos, entre los cuales es posible mencionar el contribuir al logro de una tasa de crecimiento alta y sostenible en el tiempo, a la estabilidad del tipo de cambio real... y al normal desenvolvimiento de los pagos internos y externos". En ese discurso también destaca el efecto negativo que tiene la volatilidad del tipo de cambio real sobre la inversión y el crecimiento².

Por otra parte, en una compilación de artículos sobre la elección del régimen cambiario óptimo en pequeños países industrializados, realizado por Argy and De Grauwe (1990), abundan las citas en que se plantea que los bancos centrales de esos países han estado preocupados tanto del nivel como de la volatilidad del tipo de cambio real. Por ejemplo, Gylfason plantea que: "Los países nórdicos miembros de la EFTA han decidido no tener tipo de cambio libremente flotante principalmente por el miedo al efecto desestabilizador de la excesiva volatilidad del tipo de cambio en el intercambio, inversión, empleo e inflación".

2.2. Premio por Riesgo

La derivación del premio por riesgo cambiario se realiza a partir del modelo de valoración de activos desarrollado por Sharpe

(1964), Lintner (1965) y Mossin (1966), el cual fue aplicado al campo de la economía internacional por Solnik (1973) y Dornbusch (1983). Este modelo permite entender la relación entre el premio por riesgo y la volatilidad del tipo de cambio.

Considérese una economía de dos países con un agente representativo en cada país. El objetivo de cada individuo es maximizar su utilidad, la cual depende positivamente del valor esperado de su riqueza al final del período y negativamente de la varianza de ésta. La variable de decisión es qué proporción de la riqueza se invierte en el activo doméstico y qué proporción en el activo extranjero. Estos son los únicos activos disponibles en la economía.

La formulación algebraica del problema es la siguiente:

$$(2) \quad U^i = [E(W_{t+1}^i), V(W_{t+1}^i)] \quad i=h, f$$

donde: E es el operador esperanza y V es el operador varianza.

$$(3) \quad W_{t+1}^i = W_t^i * (1+r_{t+1}^i) + W_t^i * x_{t+1}^i * (r_{t+1}^{*i} - r_{t+1}^i)$$

Donde el supraíndice "h" se refiere al agente doméstico, y "f" al extranjero. W_t^h y W_t^f son las riquezas iniciales del agente del país doméstico y extranjero, respectivamente; r_{t+1}^h y r_{t+1}^f es el retorno real que recibe el agente del país doméstico cuando invierte en bonos domésticos o bonos extranjeros; r_{t+1}^f y r_{t+1}^{*f} son los retornos reales que recibe el inversionista extranjero si invierte en bonos del país, denominados domésticos o del país denominado extranjeros, respectivamente. Finalmente, x_{t+1}^h y x_{t+1}^f son la proporción de sus respectivas riquezas que el agente del país doméstico y extranjero destinan a invertir en bonos del país extranjero.

El proceso de maximización para el agente doméstico es el siguiente: A partir de la ecuación (3), se calcula la media y la varianza de la riqueza al final del período, las que se representan en la siguiente ecuación:

$$(4) \quad E(W_{t+1}^h) = W_t^h * (1+r_{t+1}^h) + W_t^h * x_{t+1}^h * (r_{t+1}^{*h} - r_{t+1}^h)$$

$$(5) \quad V(W_{t+1}^h) = W_t^{2h} * V(r_{t+1}^h) + W_t^{2h} * x_{t+1}^{2h} * V(r_{t+1}^{*h} - r_{t+1}^h) + \\ 2 * W_t^{2h} * x_{t+1}^h * (\text{Cov}(r_{t+1}^h, r_{t+1}^{*h}) - V(r_{t+1}^h))$$

Luego, se sustituyen los resultados de las ecuaciones (4) y (5) en la función objetivo, ecuación (2), y se deriva con respecto a x_{t+1}^h para obtener las condiciones de primer orden, ecuación (6).

$$(6) \quad r_{t+1}^{*h} - r_{t+1}^h = \rho * [x_{t+1}^h * V(r_{t+1}^{*h} - r_{t+1}^h) + cov(r_{t+1}^h, r_{t+1}^{*h}) - V(r_{t+1}^h)]$$

La ecuación (6) refleja el diferencial de tasas de interés que exige el inversionista doméstico para invertir x_{t+1}^h de su riqueza en activos extranjeros.

Reescribiendo los retornos reales en términos de variables nominales, que son las variables observables, tenemos que:

$$(7) \quad r_{t+1}^h = i_{t+1}^h - \Pi_{t+1}^h$$

$$r_{t+1}^{*h} = i_{t+1}^f + \Delta s_{t+1} - \Pi_{t+1}^h$$

$$(8) \quad r_{t+1}^f = i_{t+1}^h - \Delta s_{t+1} - \Pi_{t+1}^f$$

$$r_{t+1}^{*f} = i_{t+1}^f - \Pi_{t+1}^f$$

Donde i_{t+1}^h y i_{t+1}^f son los retornos nominales de los bonos en sus respectivas monedas, los cuales son bonos libres de riesgo; Δs_{t+1} es la devaluación esperada; y Π_{t+1}^h , Π_{t+1}^f son las inflaciones esperadas en el país doméstico y extranjero, respectivamente. Sustituyendo los resultados de (7) en (6), se reescribe el exceso de retorno como:

$$(9) \quad r_{t+1}^{*h} - r_{t+1}^h = \rho * [x_{t+1}^h * V(\Delta s_{t+1}) - cov(\Pi_{t+1}^h, \Delta s_{t+1})]$$

El diferencial de tasas de interés requerido depende positivamente de la varianza del tipo de cambio, es decir, a mayor varianza del tipo de cambio mayor es el retorno exigido por el inversionista local para invertir en activos denominados en otras monedas. En cambio, el exceso de retorno depende negativamente de la correlación entre la inflación interna y la tasa esperada de devaluación. Esto se debe a que si la inflación se correlaciona positivamente con la tasa de devaluación esperada, los activos externos se pueden

usar para cubrirse de cambios inflacionarios, por lo cual el retorno que se le exige a ese activo es menor.

Para encontrar el exceso de retorno de equilibrio se debe agregar la demanda por activos del agente extranjero. Por simetría, se encuentra que el exceso de retorno para el agente extranjero es:

$$(10) \quad r_{t+1}^{*f} - r_{t+1}^f = \rho * [-(1-x_{t+1}^f) * V(\Delta s_{t+1}) - Cov(\Pi_{t+1}^f, \Delta s_{t+1})]$$

El equilibrio de mercado se determina donde la demanda total por activos extranjeros es igual a la oferta de bonos extranjeros. Así, sumando las ecuaciones (9) y (10) ponderadas por la participación de cada agente en la riqueza mundial, se tiene que el exceso de retorno en equilibrio está dado por la ecuación (11), donde w_t^h es la participación del agente doméstico en la riqueza mundial y w_t^f es la participación del agente extranjero en la riqueza mundial.

$$(11) \quad r_{t+1}^* - r_{t+1} = \rho * [x_{t+1}^h * w_t^h - (1-x_{t+1}^f) * w_t^f] * V(\Delta s_{t+1}) - \rho * [w_t^h * cov(\Pi_{t+1}^h, \Delta s_{t+1}) + w_t^f * cov(\Pi_{t+1}^f, \Delta s_{t+1})]$$

Para interpretar la ecuación (11) se puede partir asumiendo que la inflación no es aleatoria, es decir, el valor de las covarianzas donde aparece la inflación es cero. En ese caso, el premio por riesgo cambiario está dado por el diferencial entre la demanda del agente doméstico por activos extranjeros versus la demanda del agente extranjero por activos domésticos. Si el país doméstico es deudor neto, es decir, $x_t^h * w_t^h$ es menor que $(1-x_t^f) * w_t^f$, el retorno de los bonos domésticos será más alto que los bonos extranjeros.

La varianza del tipo de cambio y la aversión relativa al riesgo amplifican o reducen el premio por riesgo, pero no determinan su signo.

Al incluir las inflaciones como variables aleatorias, dependiendo de su correlación con la tasa de devaluación, aumentan o reducen el premio por riesgo. Por ejemplo, si la inflación doméstica se correlaciona positivamente con la tasa de devaluación esperada, el activo extranjero se puede usar para cubrir variaciones en la tasa de inflación doméstica, por lo cual, debido a este atributo, se le

exige un retorno menor. Así, a mayor covarianza entre el tipo de cambio y la inflación doméstica, menor es la tasa de interés de equilibrio que debe pagar el activo extranjero.

A su vez, si la inflación extranjera se correlaciona negativamente con la tasa de devaluación, es decir, cuando aumenta la inflación en el país extranjero se devalúa la moneda del país extranjero, la tasa de equilibrio del activo doméstico es menor. El argumento, igual que en el caso anterior, es el hecho de que el agente extranjero puede utilizar el activo doméstico para cubrirse de cambios en la tasa de inflación en su país, por lo cual está dispuesto a exigir un retorno menor para invertir en el país doméstico.

Así, la suma de dos efectos: el endeudamiento neto del país más las covarianzas entre las inflaciones de cada país y la devaluación de su moneda, junto al efecto escala proveniente de la aversión relativa al riesgo y la varianza del tipo de cambio, determinan el premio por riesgo en equilibrio.

El premio por riesgo se puede especificar más detalladamente si se incluye un modelo para la devaluación cambiaria. En la ecuación (12), se supone que la devaluación esperada es igual al diferencial de inflación más un shock al tipo de cambio real. Esto determina que el premio por riesgo queda especificado como en la ecuación (13):

$$(12) \quad \Delta s_{t+1} = \Pi_{t+1}^h - \Pi_{t+1}^f + \mu$$

$$(13) \quad r_{t+1}^* - r_{t+1} = \rho^* \left[x_{t+1}^h * w_t^h - (1 - x_{t+1}^*) * w_t^f \right]^*$$

$$\left[v(\Pi_{t+1}^h) + v(\Pi_{t+1}^f) + v(\mu) + 2 * cov(\mu, \Pi_{t+1}^h) - 2 * cov(\Pi_{t+1}^h, \Pi_{t+1}^f) - 2 * cov(\Pi_{t+1}^f, \mu) \right] -$$

$$\rho^* \left[w_t^* * cov(\Delta s_{t+1}, \Pi_{t+1}^h) + w_{t+1}^* * cov(\Delta s_{t+1}, \Pi_{t+1}^f) \right]$$

En este caso, continúa siendo cierto que el signo del premio por riesgo es función de las demandas relativas de activos y la correlación entre los procesos inflacionarios y la devaluación. No obstante, en este caso la varianza del tipo de cambio real aparece explícitamente influenciando la magnitud del premio por riesgo. Así, en la medida que aumente la volatilidad del tipo de cambio real, mayor será el premio exigido por el riesgo cambiario.

A partir de este modelo simple de equilibrio parcial se deduce que los elementos que determinan el premio por riesgo cambiario son: Primero, el endeudamiento neto de un país. Si un país es deudor neto, la tasa de interés de sus instrumentos será mayor que la tasa de interés internacional. Segundo, la variabilidad del tipo de cambio, que actúa como múltiplo del premio por riesgo. Por ejemplo, un país que es deudor neto y ve aumentada la variabilidad del tipo de cambio, tendrá que pagar un premio mayor en sus instrumentos de deuda. Por último, la covarianza que tengan las inflaciones con el tipo de cambio puede compensar el premio por riesgo que paguen los instrumentos de un país.

2.3 Modelo Macroeconómico

A continuación se desarrolla un modelo macroeconómico que muestra el efecto de la amplitud de la banda cambiaria sobre la volatilidad del tipo de cambio. Además, el modelo permite analizar la relación entre el premio por riesgo, la tasa de interés real y el nivel del tipo de cambio real.

La mayoría de los modelos de banda cambiaria se basan en el trabajo pionero de Krugman (1991), en el cual a partir de un modelo monetarista se alcanza una expresión analítica que describe la trayectoria del tipo de cambio al interior de una banda cambiaria. Aunque muchas de las hipótesis del modelo han sido rechazadas, se sigue usando como *benchmark* alrededor del cual se van alterando algunos supuestos, por ejemplo, que las intervenciones no sean inframarginales, sino intramarginales o bien incluir la posibilidad de realineaciones del centro de la banda, con el objetivo de mejorar su capacidad predictiva.

No obstante, los progresos han sido limitados. La limitante que tiene el modelo de Krugman es que, implícitamente, tiene incorporado un modelo monetarista con precios flexibles y nivel de producto fijo. Más aún, este modelo ha sido limitado para predecir el comportamiento del tipo de cambio en el régimen de libre flotación.

Basado en lo anterior, se trabaja con un modelo estocástico del tipo *overshooting* o de sobrerreacción, el cual ha tenido mejor poder predictivo que el modelo monetarista simple. Este modelo fue presentado por Dornbusch (1976) y complementado por Miller y Weller (1991), mediante la introducción de incertidumbre. Además, como en varios países el centro de la banda cambiaria sigue una trayectoria tipo *crawling peg*, es decir, implícitamente es una banda sobre

el tipo de cambio real, y el objetivo es evaluar el impacto de la banda cambiaria en las variables reales, se trabaja el modelo de *overshooting* en variables reales.

Las ecuaciones que describen las relaciones del modelo son:

$$(14) \quad l = k * y - \lambda * (r + \Pi)$$

$$(15) \quad y = -\gamma * r + \eta * c$$

$$(16) \quad (r - r^*) * dt = E(\Delta c) + RP * dt$$

$$(17) \quad dp = \phi * (y - \bar{y}) * dt + \sigma * dz$$

$$(18) \quad \Pi = E(-dl) / dt$$

La ecuación (14) refleja el equilibrio monetario, donde la oferta de dinero real (e) es igual a la demanda de dinero real, la que depende del ingreso real (y) y la tasa esperada de interés real (r); y donde todas las variables están expresadas en logaritmos. El equilibrio en el mercado de bienes se refleja en la ecuación (15), donde el nivel de producto real está determinado por la tasa de interés real (r) y el tipo de cambio real (c); una disminución de la tasa de interés conlleva un aumento de la demanda agregada, similar a lo que sucede con una depreciación del tipo de cambio real.

El equilibrio en el mercado de activos se determina en la ecuación (16), el diferencial de tasa de interés real ($r - r^*$) es igual a las expectativas de depreciación real ($E[\Delta c]$) más el premio por riesgo (RP), que, como vimos anteriormente, depende de la variabilidad del tipo de cambio real y la oferta relativa de activos, entre otras variables. En este modelo macro, el premio por riesgo lo consideraremos como una variable exógena.

El modelo supone que los precios no se ajustan instantáneamente. Los cambios en los precios cada período son una proporción del diferencial entre el producto efectivo y el producto potencial³, es decir, un tipo de curva de Phillips. Además, se agrega un shock aleatorio a la ecuación de precios, que es un ruido blanco con media cero, ésta es la fuente de incertidumbre del modelo, donde z es un proceso browniano con media cero y σ es una constante positiva. Este shock puede ser interpretado como un shock de productividad que afecta el producto potencial.

Antes de resolver el modelo estocástico, revisaremos el equilibrio de largo plazo de la versión determinística del modelo. La versión determinística es igual al conjunto de ecuaciones de la (14) a la (18), sólo que $\sigma = 0$. Estos resultados permitirán deducir el efecto de un aumento del premio por riesgo sobre el tipo de cambio real, en estado estacionario, y reescribir el modelo estocástico de una forma más simple.

Resolviendo el modelo determinístico, el cual es muy conocido, se encuentra que la cantidad real de dinero y el tipo de cambio real en equilibrio de largo plazo son iguales a:

$$(19) \quad \bar{c} = \frac{\bar{y}}{\eta} + \frac{\gamma}{\eta} * (r^* + RP)$$

$$\bar{l} = k * \bar{y} - \lambda * (r^* + RP)$$

La derivada del tipo de cambio real respecto al premio por riesgo, es igual a γ/η que es mayor que cero. Esto significa que un aumento en el premio por riesgo implicará un tipo de cambio real más depreciado. El efecto se produce a través del equilibrio en el mercado de bienes. Si aumenta el premio por riesgo, en equilibrio, la tasa de interés real interna tiene que subir para equilibrar el mercado de activos. Un aumento en la tasa de interés real produce una disminución de la demanda agregada y el producto. Para retornar al equilibrio, es decir, al producto potencial, se requiere una depreciación del tipo de cambio real que estimule la demanda agregada. En la medida que mayor sea la sensibilidad de la demanda agregada a la tasa de interés, para un mismo aumento de la tasa de interés, mayor será la caída en la demanda y, por ende, mayor la depreciación real para retornar al equilibrio. Por el contrario, si la demanda agregada es muy sensible a variaciones en el tipo de cambio real, para una misma caída en la demanda agregada se requerirá un pequeño ajuste en el tipo de cambio real que permita el retorno al equilibrio.

Para resolver el modelo estocástico, de las ecuaciones (14) y (15) se despeja la tasa de interés y el nivel de ingreso, los cuales se incorporan en las ecuaciones (16) y (17), y luego aplicando expectativas racionales se puede escribir el modelo de la siguiente forma:

(20)

$$\begin{bmatrix} dl \\ E(\Delta c) \end{bmatrix} = \frac{1}{\Gamma} \begin{bmatrix} -\phi^* \gamma & -\phi^* \lambda^* \eta \\ -1 & \eta^* (k - \phi^* \lambda) \end{bmatrix} * \begin{bmatrix} l^* dt \\ c^* dt \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} (\lambda + \gamma^* k)^* \phi & 0 \\ \lambda^* \phi & -(\lambda + \gamma^* k - \phi^* \lambda^* \gamma) \end{bmatrix} * \begin{bmatrix} y \\ (r - RP) \end{bmatrix} - \begin{bmatrix} \sigma^* dz \\ 0 \end{bmatrix}$$

donde: $\Gamma = \lambda + \gamma^* k - \phi^* \lambda^* \gamma$

El modelo tiene la propiedad de un *saddlepoint* si el determinante de la matriz $A = \phi^* \eta / \Gamma < 0, \phi, k / \lambda > (\phi - 1) / \gamma$. Reescribiendo el modelo como desviaciones del equilibrio determinístico de largo plazo, se tiene:

(21)

$$\begin{bmatrix} dl \\ E(\Delta c) \end{bmatrix} = \frac{1}{\Gamma} * \begin{bmatrix} -\phi^* \gamma & -\phi^* \lambda^* \eta \\ -1 & \eta^* (k - \phi^* \lambda) \end{bmatrix} * \begin{bmatrix} l^* dl \\ c^* dt \end{bmatrix} - \begin{bmatrix} \sigma^* dz \\ 0 \end{bmatrix}$$

Para asegurar que la solución del modelo, en un régimen de tipo de cambio libre, es el *saddlepath* definido por el vector propio estable de la matriz A , se debe imponer la restricción adicional que $k/\lambda > 0$. Esta restricción asegura la condición de que las expectativas de devaluación o revaluación van en la dirección del equilibrio de largo plazo.

Como es estándar en estos modelos, se supone que existe una función determinística entre el tipo de cambio real y la cantidad de dinero real, del tipo $c = g(l)$, y aplicando la Ito's lemma podemos obtener la ecuación diferencial:

$$(22) \quad \Delta c = \frac{\delta g}{\delta l} dl + \frac{1}{2} * \sigma^* \frac{\delta^2 g}{\delta l^2} * dt$$

Luego, sustituyendo de la ecuación (21) y tomando valores esperados, se tiene:

$$(23) \quad 0 = \frac{1}{2} * \sigma^2 * \frac{\delta^2 g}{\delta l^2} + \left[\frac{-\phi^* \gamma^* l}{\Gamma} - \frac{\phi^* \lambda^* \eta}{\Gamma} + g(l) \right] * \frac{\delta g}{\delta l} - \frac{l}{\Gamma} - \frac{\eta}{\Gamma} * (k - \phi^* \lambda) * g(l)$$

Esta es una ecuación diferencial no lineal de segundo orden que no tiene solución analítica. No obstante, es posible simularla por métodos numéricos.

Para encontrar la solución a la ecuación (23) en un régimen de banda cambiaria, se deben imponer las condiciones de borde.

Antes de definir las condiciones de borde se debe establecer la regla que seguirá la autoridad monetaria para defender la banda. Asumiremos que la autoridad sólo interviene cuando el tipo de cambio toca uno de los bordes de la banda; la magnitud de la intervención es sólo la necesaria para que el tipo de cambio real se mantenga en ella. Así, si el tipo de cambio real está cerca del límite inferior de la banda y se produce un aumento de precios, la autoridad monetaria aumentará la cantidad de dinero para evitar la contracción monetaria, el aumento en la tasa de interés real y la apreciación cambiaria real que se requiere para producir las expectativas de devaluación real que equilibra el mercado de activos. De manera equivalente, si el tipo de cambio real está en el borde superior de la banda y se produce un shock negativo a los precios, la cantidad real de dinero va a disminuir.

Con este tipo de intervención, la condición de borde es una del tipo *smooth pasting*, es decir, la pendiente de la función en los bordes es igual a cero. Svensson (1992) explica intuitivamente esta propiedad: si el valor del tipo de cambio real fuera sensible a los fundamentos en el límite de la banda, entonces se esperaría una ganancia de capital finita, pues cuando los fundamentos están en el borde sólo se pueden mover en una sola dirección, dada la regla que sigue la autoridad monetaria. La única forma que el salto en el valor esperado de los fundamentos no implique un salto en el tipo de cambio real y posibilidades de arbitraje, es que el tipo de cambio real sea insensible a los fundamentos en ese punto, es decir, que la pendiente de la función del tipo de cambio real a los fundamentos sea cero.

Para conocer la trayectoria del tipo de cambio real sujeto a sus condiciones de borde se resolvió la ecuación diferencial (23) mediante métodos numéricos. Los valores de los parámetros utilizados en la simulación son: $\lambda=1.8$; $k=1.0$; $\gamma=0.5$; $\eta=0.25$; $\phi=0.5$; $\sigma=0.5$. El gráfico 2.1 muestra la simulación para una banda de 10%, centrada en cero, donde $g(o)=0^4$.

Como se aprecia, la curva es simétrica y tiene la forma de "S". Esto indica que la banda ayuda a estabilizar el tipo de cambio real. Estos resultados son similares a los encontrados por Krugman (1988) para el modelo nominal.

Para estudiar la volatilidad del tipo de cambio real sujeto a una banda, se evalúa para cada punto de los fundamentos cuánto cam-

bia el tipo de cambio real ante variaciones infinitesimales de los fundamentos. Este valor está reflejado en la pendiente de la curva "S" en cada punto. El gráfico 2.2 muestra los resultados de este indicador para la simulación del gráfico 2.1.

Como se puede apreciar, a medida que se aleja el tipo de cambio del centro de la banda, la volatilidad condicional va disminuyendo, simétricamente. Este resultado es similar a la forma de la varianza del modelo de Krugman (1991). Svensson (1992) resolvió analíticamente la expresión para la varianza del modelo de Krugman y su curva tiene una forma similar a la del gráfico 2.2. La disminución en la volatilidad es propia de la forma "S", a medida que nos acercamos a los límites de la banda la curva se va haciendo más plana, es decir, el tipo de cambio es menos sensible a los fundamentos, esto significa que para un mismo cambio en los fundamentos la variación del tipo de cambio real es menor. Si la distribución condicional de los fundamentos no cambia a medida que nos alejamos del centro de la banda, significa que la varianza condicional del tipo de cambio está cayendo.

Para analizar cómo cambia la volatilidad condicional del tipo de cambio real a medida que aumenta el ancho de la banda, se realizaron diversas simulaciones del modelo con distintos anchos de banda. El gráfico 2.3 muestra el comportamiento del tipo de cambio real y su proxy de volatilidad para bandas cambiarias de 5%, 10%, 15% y 20%. Como se aprecia, sistemáticamente, a medida que aumenta el ancho de la banda, aumenta la volatilidad condicional del tipo de cambio real.

Una forma de analizar este resultado es revisando el *honeymoon effect*; éste proviene del hecho de que a medida que el tipo de cambio aumenta (disminuye) se va acercando al límite superior (inferior) de la banda y aumenta la probabilidad de que la autoridad intervenga acotando la posibilidad de depreciación (apreciación). Este evento genera expectativas de apreciación que se internalizan en el tipo de cambio a través de una apreciación inmediata (depreciación). Esto significa que el tipo de cambio es menos depreciado del que hubiera sido si no existiera el evento de que la autoridad va a intervenir fortaleciendo la moneda cuando llegue a cierto límite. A medida que disminuye el ancho de la banda, es decir, se acorta el límite para intervenir, para la misma posición del fundamento o del tipo de cambio, la probabilidad de que la autoridad intervenga es más alta, porque se está más cerca del límite. Por lo tanto, la esperanza de apreciación (depreciación) es mayor,

y la reacción inmediata del tipo de cambio también. Así, ante el cambio en el fundamento hacia la derecha (izquierda) con una banda angosta la expectativa de apreciación (depreciación) es mayor y por ende el tipo de cambio real se deprecia menos, esto hace que la banda sea más estabilizadora.

Es importante destacar que la estabilidad no está dada sólo por el hecho que se acota la posibilidad de fluctuación del tipo de cambio, sino por el hecho de que cambian las expectativas de apreciación o depreciación y éstas se internalizan inmediatamente en el tipo de cambio. Así, para una misma variación en el fundamento, la variación en el tipo de cambio es menor.

A partir del modelo de premio por riesgo y el modelo macroeconómico se desprenden cuatro hipótesis: (i) un aumento en la amplitud de la banda hace aumentar la volatilidad del tipo de cambio real; (ii) un aumento en la volatilidad del tipo de cambio real produce un aumento del premio por riesgo; (iii) la volatilidad del tipo de cambio real depende negativamente de la distancia del tipo de cambio del centro de la banda; y (iv) un aumento en el premio por riesgo, para un país que es deudor neto, conlleva a un equilibrio interno con una tasa de interés más alta y un tipo de cambio real más depreciado. En la próxima sección se testearán estas hipótesis.

III. ANÁLISIS EMPÍRICO

A continuación se utiliza el caso chileno para verificar el cumplimiento de las tres primeras hipótesis. En agosto de 1984 la economía chilena adoptó el sistema de banda cambiaria, acotando la fluctuación del tipo de cambio a una banda de $\pm 0,2\%$, luego en junio de 1985 la banda se amplió a 2% , en enero de 1988 a 3% , en junio de 1989 a 5% y desde enero de 1992 se mantiene en 10% . Desde sus inicios, el centro de la banda se reajustó diariamente; hasta julio de 1992, la regla de reajustabilidad era igual a la variación de la inflación interna menos la variación de la inflación externa. A partir de julio de 1992, la regla cambiaria buscó ligar la fluctuación del peso chileno al valor de una canasta de monedas, integrada en un 50% por el dólar, un 30% por el marco alemán y 20% por el yen japonés, por lo cual a partir de esa fecha la reajustabilidad del centro de la banda se hace sobre la base de la inflación doméstica menos la inflación externa menos la variación del precio en dólares de la canasta de monedas antes mencionada.

La evidencia empírica se divide en dos partes. Primero se prueba que a medida que aumenta el ancho de la banda, crece la volatilidad del tipo de cambio real. Luego, en la sección 3.2 se prueba que el aumento en la volatilidad del tipo de cambio real implica un mayor premio por riesgo cambiario.

3.1 Amplitud de la Banda y Volatilidad del Tipo de Cambio

La evolución del tipo de cambio a través de los distintos anchos de banda se refleja en el gráfico 3.1; en el eje de las abscisas está la variación logarítmica del tipo de cambio real y en el eje de las ordenadas se destacan los distintos períodos de banda cambiaria. A simple vista, no parece existir una clara asociación entre ancho de la banda y volatilidad del tipo de cambio real. Llama la atención que durante el período en que la banda era 5% el gráfico muestra que la volatilidad fue mayor que cuando la banda es 10%.

Un indicador más preciso de la volatilidad del tipo de cambio real es la desviación estándar de éste. El cuadro 3.1 muestra la desviación estándar anualizada del tipo de cambio real, calculada a partir de las variaciones logarítmicas mensuales del tipo de cambio real, para los distintos anchos de banda. Como se aprecia, mientras la banda aumentaba de 2% a 3% y luego a 5%, la volatilidad crecía, pero cuando la banda pasa de 5% a 10% la volatilidad disminuye. Estos resultados confirman los encontrados por Helpman et al. (1994).

La caída en la volatilidad del tipo de cambio real, cuando la banda cambiaria pasa de 5% a 10%, se puede deber a que factores distintos a la amplitud de la banda estén afectando la volatilidad de éste. Del modelo teórico de la sección II se deducía que la posición del tipo de cambio respecto al centro de la banda influía en la volatilidad. Así, es posible que durante un período de banda ancha, donde el tipo de cambio real estuvo pegado a uno de los límites de la banda, la volatilidad sea menor que en un período en que la banda era angosta, pero el tipo de cambio fluctuó alrededor del centro de la banda. El gráfico 3.2 permite visualizar si ha existido algún cambio en la posición relativa del tipo de cambio dentro de la banda, entre períodos. Según se aprecia, durante los primeros períodos de banda cambiaria el tipo de cambio fluctuó alrededor del tipo de cambio acuerdo. Luego, cuando la banda se situó en 5%, el tipo de cambio se pegó al límite superior de la banda, para después fluctuar en la parte media y hacia fines de ese período

situarse en la parte inferior. El último período de banda cambiaría ha estado marcado por una fluctuación en la parte inferior de la banda. Esto indica que la posición del tipo de cambio dentro de la banda podría explicar parte del cambio de volatilidad entre períodos.

El problema para analizar cómo los distintos factores afectan la volatilidad es que ésta no es directamente observable. Esto requiere construir una serie de volatilidad. Una de las primeras aproximaciones utilizadas para construir esa serie consistió en calcular la desviación estándar con las doce observaciones mensuales de un año, Officer (1973). Este procedimiento sólo permitía obtener una observación por año, lo que limitaba en forma importante el tamaño de la muestra. Hardouvelis (1988) extendió este procedimiento calculando la desviación estándar con las últimas doce observaciones y *roll over* hacia adelante. Esto permitía obtener una serie de volatilidad mensual a partir de datos mensuales y perdiendo sólo las primeras doce observaciones. El problema es que las series de volatilidad mensual calculadas a partir de los precios diarios indicaban que la volatilidad está autocorrelacionada, por lo cual, si para su cálculo se utilizan observaciones traslapadas, el problema de la autocorrelación se agudiza.

Un mejor procedimiento para estimar la desviación estándar a partir de datos mensuales, el que será utilizado en este estudio, es el desarrollado por Schwertz (1989), el cual es similar al modelo ARCH que desarrolló Engel (1982). Primero se estima un modelo autorregresivo para la diferencia logarítmica mensual del tipo de cambio real, incluyendo dummies mensuales, ecuación (23).

$$(24) \ln(TCR_t) - \ln(TCR_{t-1}) = \sum_{j=1}^{12} \alpha_j * D_{jt} + \sum_{i=1}^{12} \beta_i * [\ln(TCR_{t-i}) - \ln(TCR_{t-1-i})] + e_t$$

Luego se estima un modelo autorregresivo para el valor absoluto del error de la ecuación (24), incluyendo variables dummies para permitir diferencias mensuales en la desviación estándar, ecuación (25).

$$(25) \left| e_t \right| = \sum_{j=1}^{12} \delta_j * D_{jt} + \sum_{i=1}^{12} \lambda_i * \left| \hat{e}_{t-i} \right| + \mu_t$$

El valor absoluto del error en la ecuación (24), para cada período t , es un estimador de la desviación estándar en el período t ; y el valor predecido por la ecuación (25) para cada período t , es una estimación de la desviación estándar condicional en el período t .

Davidian y Carroll (1987) han demostrado que la desviación estándar calculada con la ecuación (25) es más robusta que los cálculos de la varianza a partir de elevar al cuadrado el error de la ecuación (24), es decir, ε^2 . Un completo estudio sobre los modelos ARCH aplicados a las finanzas y en particular al tipo de cambio se encuentra en Bollerslev et al. (1992).

La estimación de la ecuación (24) se realizó con datos mensuales para la economía chilena durante el período 1983.8-1995.8. El tipo de cambio real utilizado es el calculado por el Banco Central de Chile. En el cuadro 3.2 se muestran los resultados de la estimación. Un primer resultado interesante es que los errores no estarían autocorrelacionados; en general, las autocorrelaciones son bajas y el test de Box-Pierce-Ljung no es significativo. Esto indicaría que un modelo tipo ARCH para estimar la desviación estándar no es el más apropiado, ya que la existencia de un proceso autorregresivo heterocedástico condicional se reflejaría en autocorrelación de los errores. No obstante, los tests de heterocedasticidad indican que no se puede descartar la presencia de heterocedasticidad.

La existencia de heterocedasticidad era esperable desde un punto de vista teórico. Como se vio en la sección 2.3, si el tipo de cambio real está sujeto a distintos anchos de banda, pero siempre fluctúa en la misma zona de la banda, es probable que la desviación estándar cambie entre períodos de distintos anchos de banda. Así, el modelo teórico sugería que existían al menos dos elementos que podrían estar explicando la heterocedasticidad: la amplitud de la banda y la distancia entre el tipo de cambio y el centro de la banda.

Para testear estas hipótesis se corrió una regresión entre el valor absoluto del residuo de la ecuación (24) y la amplitud de la banda en cada período, medida por el porcentaje que se le permitía fluctuar al tipo de cambio respecto al centro de la banda. También se incluyó una variable explicativa que representará la posición del tipo de cambio dentro de la banda. Esta variable fue construida de acuerdo a la siguiente ecuación:

$$(26) \quad dist_t = \left| \frac{TCN_t}{TCA_t} - 1 \right|$$

donde TCN es el tipo de cambio nominal del período t ; y TCA es el tipo de cambio acuerdo del período t , o centro de la banda. Así, la ecuación que explicaría la desviación estándar es igual a:

$$(27) \quad |e_t| = w + v * banda_t + \pi * dist_t + u_t$$

Los resultados de estimar la ecuación (27) se entregan en el cuadro 3.3. Esta estimación incluye una variable dummy a partir del período en que se implementa la canasta de monedas. Como se aprecia, las variables son significativas y tienen el signo esperado. El parámetro que acompaña a la banda cambiaría es positivo, indicando que, cuando se amplía la banda, la desviación estándar del tipo de cambio real crece. Por el contrario, si el tipo de cambio se aleja del centro de la banda, la desviación estándar de éste decae significativamente.

Para validar que efectivamente la forma de la desviación estándar encontrada es correcta, se reestimó la ecuación (25) mediante mínimos cuadrados ponderados, donde el ponderador es el recíproco del valor predecido por la ecuación (27), y se rehicieron los tests de heterocedasticidad. Como se aprecia en el cuadro 3.4, ninguno de los tests indica presencia de heterocedasticidad.

3.2 Volatilidad del Mercado de Cambio Real y Premio Mercado Riesgo

Finalmente se estudiará cómo ha evolucionado el premio por riesgo a medida que cambia la desviación estándar del tipo de cambio. Para esto se calculará el premio por riesgo promedio durante los distintos períodos de amplitud de banda.

El premio por riesgo, definido como la diferencia entre la tasa de interés doméstica en moneda local menos la tasa de interés internacional, tiene dos componentes: un premio por riesgo asociado al riesgo de monedas y un premio por riesgo asociado al riesgo país.

$$(28) \quad i_{t,d}^{\$} - i_{t,f}^{US\$} = \Delta s_{t+1}^e + (i_{t,d}^{\$} - i_{t,d}^{US\$} - \Delta s_{t+1}^e) + (i_{t,d}^{US\$} - i_{t,f}^{US\$})$$

Donde: Δs^e es la expectativa de devaluación; $i_{t,d}^{\$}$ es la tasa de interés doméstica en moneda doméstica; $i_{t,d}^{US\$}$ es la tasa de interés

doméstica en moneda extranjera; $i_{t,f}^{US\$}$ es la tasa de interés extranjera en moneda extranjera.

Para los países que tienen tasas de interés domésticas en moneda local y moneda extranjera, el premio por riesgo se puede descomponer de esta forma.

La economía chilena es una de las que tiene tasas de captaciones y colocaciones en moneda local y extranjera, por lo cual es factible realizar la descomposición de la ecuación (28). Además, como el objetivo del trabajo es evaluar cómo la volatilidad del tipo de cambio afecta el premio por riesgo cambiario, se estudiará sólo la evolución del segundo componente.

La única pieza de información que no es observable para el cálculo del premio por riesgo cambiario es la devaluación esperada. En la literatura sobre premio por riesgo, tres son los procedimientos utilizados para calcular expectativas de devaluación. El más frecuentemente usado es suponer que los agentes predicen perfectamente el futuro y entonces se usan como proxy de las expectativas de devaluación, la devaluación efectiva, o bien hacer un modelo sobre la base de información presente y pasada. No obstante, estos métodos no son muy apropiados en países en desarrollo donde el tipo de cambio está sujeto a fuertes oscilaciones. Un segundo mecanismo es suponer que los agentes no anticipan un cambio en las expectativas y por ende se ignora el problema. Claramente, este mecanismo no es apropiado en países inflacionarios donde las variables nominales están sujetas a una tendencia. Un tercer mecanismo es utilizar el precio *forward* o futuro del tipo de cambio como aproximación de devaluaciones futuras. Aquí el problema radica que en los países subdesarrollados el mercado de derivados no es lo suficientemente profundo y su desarrollo es muy reciente. Recientemente se ha incorporado un cuarto método de proyección, desarrollado por Frankel y Okongwu (1995). Este consiste en usar los estudios de proyecciones que utilizan los agentes en el mercado. El problema es que en el caso chileno no existe un seguimiento sistemático de las proyecciones que utilizan los agentes.

En el presente estudio, las expectativas de devaluación se calculan a partir de la regla que la autoridad tiene para mover el centro de la banda. Como se mencionó anteriormente, el centro de la banda se reajusta de acuerdo al movimiento de la inflación interna menos la inflación internacional menos el aumento de valor de la canasta referencial de monedas. Como la inflación internacional la

autoridad la supone constante, se toma el valor de 2,4% anual para la proyección. La inflación interna se calcula a partir de la variación de la UF⁵, diariamente. Se asume que los agentes predicen perfectamente el valor de la UF, lo cual es cierto sólo parte del mes. El valor de la canasta de monedas se supone constante. Implícitamente, este método para estimar la devaluación esperada supone que el tipo de cambio mantendrá su posición dentro de la banda cambiaria.

La tasa de captación de 30 a 89 días en pesos fue usada como proxy de la tasa de interés doméstica en moneda local. La tasa de interés doméstica en moneda extranjera, es la tasa de interés de captación de 30 a 89 días reajutable en dólares.

El cuadro 3.5 muestra el promedio del premio por riesgo de monedas para los distintos períodos de ancho de banda. Los resultados están en tasas anuales, construidas a partir de datos semanales. El dato de premio por riesgo de cada semana se construyó con información del cada día miércoles. Como se aprecia, para el primer período que se tiene información, cuando la banda era de 3%, el premio por riesgo de moneda era sólo 0,8%; cuando la banda se extendió a 5%, y la volatilidad se incrementó, el premio por riesgo promedio se situó en 2,9%. En cambio, el último período de ensanchamiento de la banda a 10%, que coincide con que el tipo de cambio se pega al piso de la banda y por ende la volatilidad del tipo de cambio disminuye, el premio por riesgo de monedas disminuye a 2,3%.

Así, los resultados encontrados en esta sección confirman las hipótesis teóricas de la sección II. Primero, el aumento en el ancho de la banda ha tenido un efecto positivo y significativo sobre la volatilidad del tipo de cambio real. La posición del tipo de cambio dentro de la banda afecta la volatilidad del tipo de cambio, a medida que el tipo de cambio se distancia del centro de la banda, la volatilidad del tipo de cambio disminuye. Finalmente, el premio por riesgo está positivamente correlacionado con la volatilidad del tipo de cambio.

IV. CONCLUSIONES

En el presente artículo se ha encontrado la siguiente serie de relaciones que permiten entender el *trade off* que enfrenta la autoridad monetaria al momento de decidir la amplitud de la banda cambiaria:

i) Se ha validado empíricamente que un aumento en el tamaño de la banda cambiaria se traduce en un aumento de la volatilidad del tipo de cambio real.

ii) El mercado ha ajustado el tamaño del premio por riesgo de moneda cuando ha cambiado la volatilidad del tipo de cambio real. Se ha visto que la relación entre la volatilidad del tipo de cambio real y el premio por riesgo ha sido positiva, es decir, en períodos en que la volatilidad del tipo de cambio real se ha incrementado, el mercado ha exigido un retorno mayor para invertir en instrumentos del país que es deudor neto.

iii) Un aumento del premio por riesgo de moneda implica que el país deudor neto puede sostener tasas de interés más altas, alcanzando el equilibrio del mercado de bienes con un tipo de cambio más depreciado. En un estudio realizado por Frankel y Rose (1994) sobre evidencia empírica de tipo de cambio, se indica que se ha encontrado una relación significativa entre el tipo de cambio real y la tasa de interés.

Las relaciones encontradas permiten entender el *trade off* que enfrenta la autoridad monetaria al momento de definir cuál es el ancho de la banda cambiaria. Si se aumenta el ancho de la banda, se está incrementando la volatilidad del tipo de cambio real, lo que no es deseado por la autoridad. Pero, simultáneamente el aumento de la volatilidad conlleva a un incremento en el premio por riesgo, que permite sostener una tasa de interés más alta y un tipo de cambio real más depreciado, objetivo deseado por la autoridad.

Este *trade off*, junto a la ponderación que le dé la autoridad monetaria a la volatilidad y el nivel del tipo de cambio real, determinará cuál es el tamaño óptimo de la banda cambiaria.

CUADRO 3.1
DESVIACION ESTANDAR ANUALIZADA DE LA VARIACION MENSUAL
DEL TIPO DE CAMBIO REAL

Período	Banda	Desviación estándar anual
85.08 87.12	2%	4.5%
88.01 89.05	3%	6.1%
89.06 91.12	5%	7.8%
92.01 95.08	10%	6.7%

CUADRO 3.2
MODELO AUTORREGRESIVO PARA EL CRECIMIENTO DEL TIPO DE CAMBIO REAL
Y ESTIMACION DE LA DESVIACION ESTANDAR

$$\ln(\text{TCR}_t) - \ln(\text{TCR}_{t-1}) = \sum_{j=1}^{12} \alpha_j D_{jt} + \sum_{i=1}^{12} \beta_i (\ln(\text{TCR}_{t,i}) - \ln(\text{TCR}_{t-1,i})) + \varepsilon_t$$

Test LM:	Valor
Intercepto mensual igual	19,44*

	Parámetro	Desviación estándar
Suma de variables rezagadas	0.53	0.250
Var. Dep. Rezago 1	0.23***	0.096
Var. Dep. Rezago 2	-0.17	0.098
Var. Dep. Rezago 3	0.05	0.099
Var. Dep. Rezago 4	-0.01	0.099
Var. Dep. Rezago 5	0.03	0.099
Var. Dep. Rezago 6	-0.06	0.097
Var. Dep. Rezago 7	0.18*	0.096
Var. Dep. Rezago 8	-0.03	0.098
Var. Dep. Rezago 9	0.20**	0.099
Var. Dep. Rezago 10	0.12	0.100
Var. Dep. Rezago 11	0.01	0.100
Var. Dep. Rezago 12	-0.05	0.098

R2	0.25
----	------

Autocorrelación:	
r1	0.005
r2	0.028
r3	0.011
r11	0.016
r12	0.036
Q(24)	5.960

Heterocedasticidad:	Chi-2	grado de libertad
E**2 en Y^	4.738**	1
E**2 en Y^2	6.209*	1
Breusch-Pagan-Godfrey	27.056	23
ARCH	0.0005	1
Harvey	20.299	23
Glejser	28.985	23

*** significativo al 2%.

** significativo al 5%

* significativo al 6%

CUADRO 3.3
DETERMINACION DE LA DESVIACION ESTANDAR

$$|\varepsilon_t| = \omega + v \cdot \text{banda}_t + \pi \cdot \text{dist} + \mu$$

Variable	Parámetro	Desviación estándar
Banda	0.210***	0.086
Dist.	-0.138***	0.069
Constante	0.013***	0.003
R2	0.06	

*** Significativo al 1%.

CUADRO 3.4
**MODELO AUTORREGRESIVO PARA EL TIPO DE CAMBIO REAL CORREGIDO
POR HETEROCEDASTICIDAD**

$$\ln(\text{TCR}_t) - \ln(\text{TCR}_{t-1}) = \sum_{j=1}^{12} \alpha_j D_{jt} + \sum_{i=1}^{12} \beta_i (\ln(\text{TCR}_{t-i}) - \ln(\text{TCR}_{t-1-i})) + \varepsilon_t$$

Heterocedasticidad:	Chi-2	Grado de libertad
E**2 en Y^	0.981	1
E**2 en Y^2	1.877	1
Breusch-Pagan-God	22.132	23
ARCH	0.041	1
Harvey	21.687	23
Glejser	29.383	23

CUADRO 3.5
**PREMIO POR RIESGO ASOCIADO A INCERTIDUMBRE CAMBIARIA
(Equivalente anual)**

$$(i_{t,d}^{\$} - i_{t,d}^{\text{US\$}} - \Delta S_{t+1}^e)$$

Periodo	Banda	Premio por riesgo
88.6 - 89.5	3%	0.80%
89.6 - 91.12	5%	2.90%
92.1 - 95.3	10%	2.30%

GRAFICO 2.1

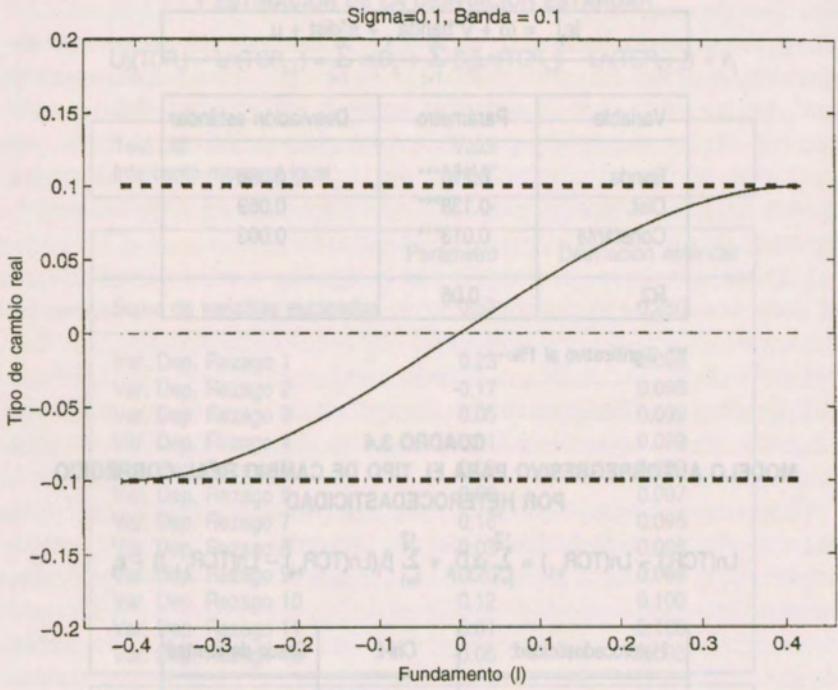


GRAFICO 2.2

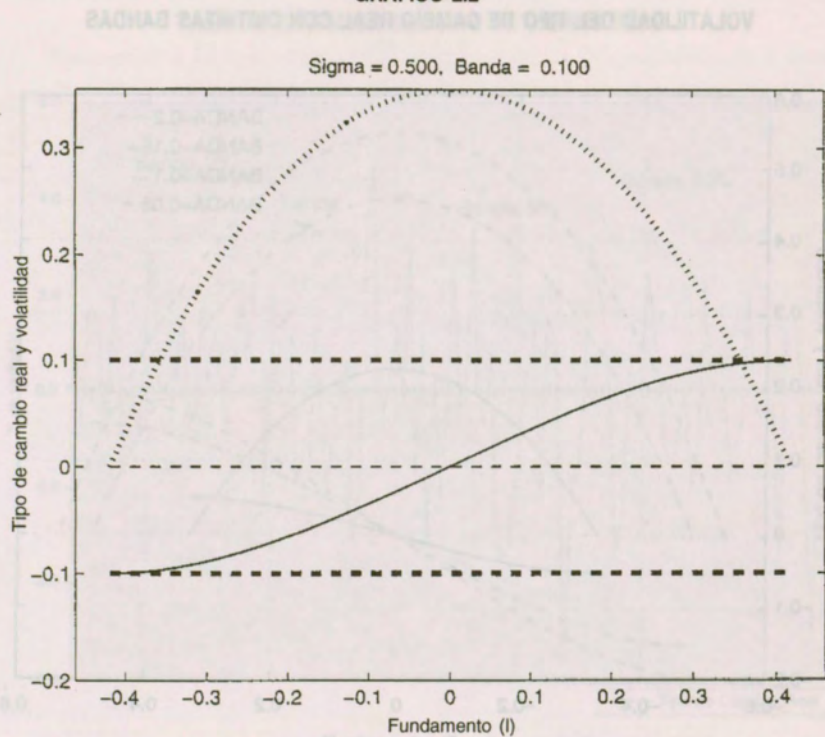


GRAFICO 2.3
VOLATILIDAD DEL TIPO DE CAMBIO REAL CON DISTINTAS BANDAS

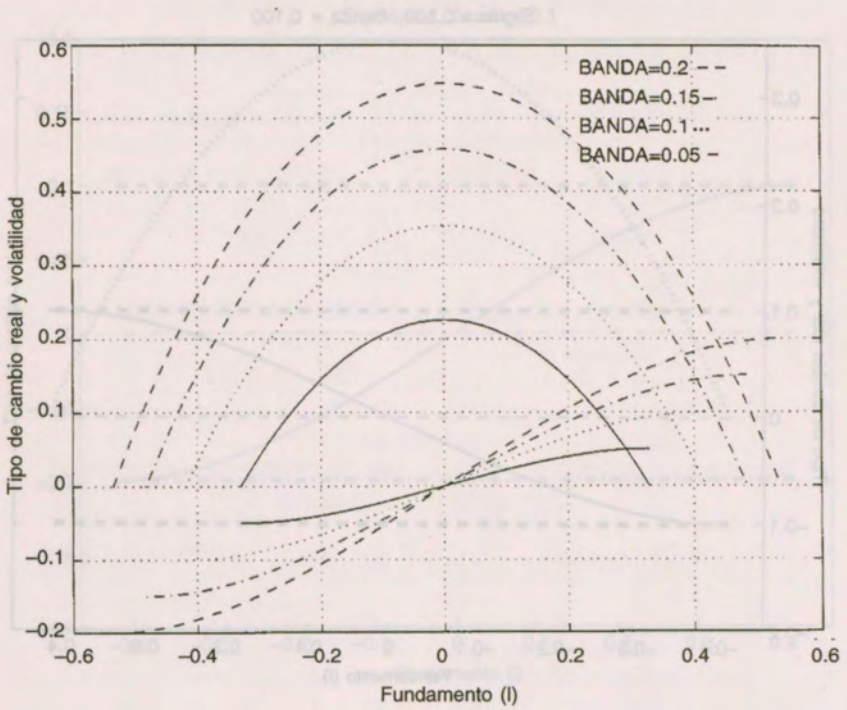
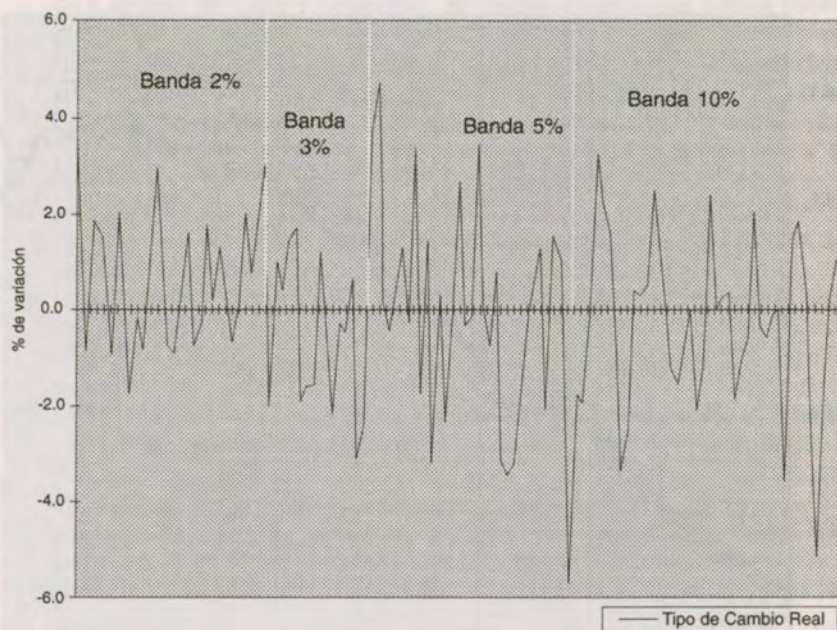


GRAFICO 3.1
TASA DE VARIACION DEL TIPO DE CAMBIO REAL



REFERENCIAS

BOJARDI, J. & P. MONTAUDO (1991) 'Changes in Exchange Rate Regimes: The Case of an Emerging Market', *Colombia Forum*, No. 10, pp. 1-15.

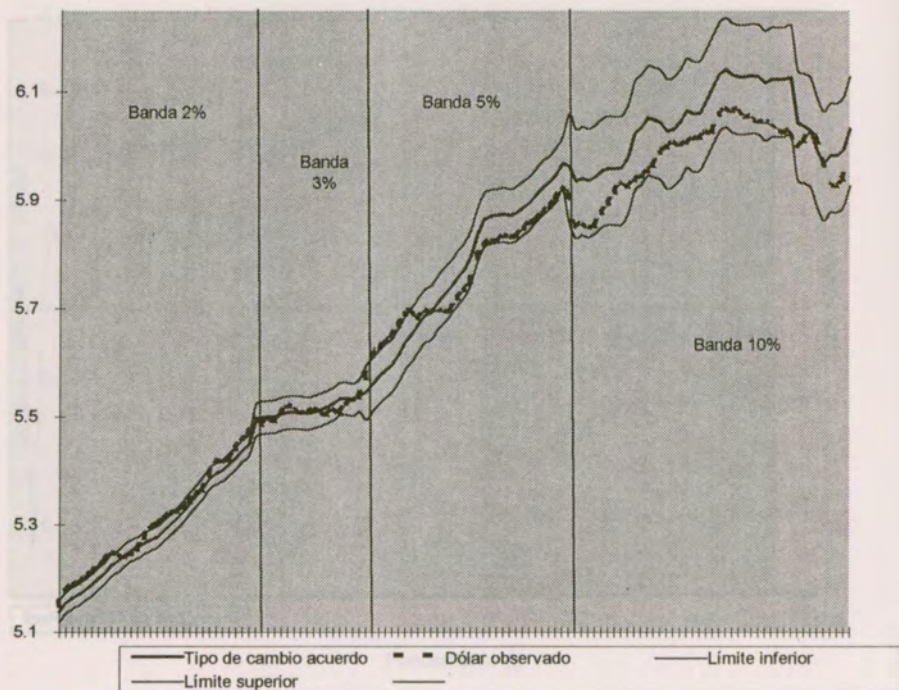
BRITTON, G. (1991) 'Volatility of International Investment', *Journal of International Money and Finance*, Vol. 10, pp. 1-15.

DAUER, K. & P. WOLLENZEV (1991) 'The Impact of Exchange Rates: A Conditional Variance Test', *Journal of Finance and Economic Studies*, Vol. 1, pp. 1-15.

RAMALLAL, P. & P. WOLLENZEV (1991) 'Exchange Rate Volatility: A Conditional Variance Test', *Journal of Finance and Economic Studies*, Vol. 1, pp. 1-15.

RODRIGUEZ, J. & J. L. SOTO (1991) 'Exchange Rate Volatility and International Investment', *Journal of International Money and Finance*, Vol. 10, pp. 1-15.

GRAFICO 3.2
EVOLUCION DEL TIPO DE CAMBIO NOMINAL
(logaritmo)



NOTAS

- ¹ Budnevich y Le-Fort realizan un estudio sobre la "Regulación a la Cuenta de Capitales en Chile y Colombia". El trabajo muestra que ambos países han utilizado distintos mecanismos para restringir la entrada de capitales.
- ² Larraín y Vergara (1982) encontraron que un incremento en los coeficientes de variación del tipo de cambio real reducía la inversión en los países asiáticos. Server y Solimano (1992) hacen una síntesis de la literatura que muestra los efectos negativos de la volatilidad del tipo de cambio a la inversión.
- ³ La forma en que se modela el proceso de cambio en los precios puede provenir del uso de expectativas adaptativas, *menu cost* o de la teoría de salarios eficientes.
- ⁴ Implícitamente se trabaja con una banda creíble. Los resultados de la Sección 3.1 donde se encuentra que la variabilidad del tipo de cambio disminuye a medida que se acerca al borde de la banda confirman esta especificación.
- ⁵ La UF es una unidad de cuentas real que usa la economía chilena. Esta se reajusta diariamente con la inflación promedio diaria del mes anterior, a partir del día 10 de cada mes. Por la forma de construcción, el primer día del mes los agentes tienen certeza acerca del valor de la UF para los siguientes 40 días y el último día del mes sólo conocen la UF para los próximos 10 días. La autoridad monetaria usa la variación de esta unidad como medición de la inflación diaria para la determinación del tipo de cambio acuerdo.

REFERENCIAS

- ARGY, V. y P. DE GRAUWE (1990), *Choosing an Exchange Rate Regime-The Challenge for Smaller Industrial Countries*, Fondo Monetario Internacional.
- BERTOLA, G. (1994), "Handbook of International Macroeconomics", capítulo 9.
- BAILLIE, R., y T. BOLLERSLEV (1989), "The Message in Daily Exchange Rates: A Conditional Variance Tale", *Journal of Business and Economic Statistics*, 7, pp. 297-305
- BLUNDELL-WIGNALL, A. y F. BROWNE (1991), "Increasing Financial Market Integration: Real Exchange Rates and Macroeconomic Adjustment", *OECD working paper*.
- BUDNEVICH, C. y G. LE - FORT (1996), "Capital Account Regulations and Macroeconomic Policy: Two Latin American Experiences", manuscrito.

- CORBO, V., y P. ROJAS (1995), "Exchange Rate Volatility, Investment, and Growth: Some New Evidence", manuscrito.
- DAVIDIAN, M., y R. CARROLL (1987), "Variance Function Estimation", *Journal of the American Statistical Association*, 82, pp. 1079-1091.
- DORNBUSCH, R. (1976), "Expectations and Exchange Rate Dynamics", *Journal of Political Economy*, 84, pp. 1161-1176.
- DORNBUSCH, R. (1983), "Exchange Rate Risk and the Macroeconomics of Exchange Rate Determination", en *Exchange Rates and Inflation*, MIT Press.
- ENGEL R. (1982), "Autoregressive Conditional Heteroskedasticity With the Estimates of the Variance of United Kingdom Inflation", *Econometrica* 50, pp. 987-1007.
- FRANKEL, J. y A. ROSE (1994), "A Survey of Empirical Research on Nominal Exchange Rates", NBER N° 4865, Working Paper.
- FRANKEL, J., y N. OKONGWU (1995), "Liberalized Portfolio Capital Inflows in Emerging Markets: Sterilization, Expectations, and The Incompleteness of Interest Rate Convergence", NBER Working Paper N° 5156.
- HARDOUVELIS, G. (1988), "Margin Requirements and Stock Market Volatility", *Federal Reserve Bank of N.Y. Quarterly Review*, pp. 8089.
- HELPMAN, E., L. LEIDERMAN, y G. BUFMAN (1992), "A New Breed of Exchange Rate Bands: Chile, Israel, and México", manuscrito.
- KEYNES, J.M. (1930), *A Treatise on Money*, Vol. II. Mac Millan, London.
- KRUGMAN, P. (1991), "Target Zone and Exchange Rate Dynamics", *Quarterly Journal of Economics* CVI, pp. 669-682.
- KRUGMAN, P., y M. MILLER (1993), "Why Have a Target Zone?", Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy, 38, pp. 279-314.
- LINTNER, J. (1965), "The Valuation of Risky Assets and the Selection of Risky Investment in Stock Portfolios and Capital Budgets", *Review of Economics and Statistics*, 47, 13-37.
- MEESE, R., y K. ROGOFF (1983), "Empirical Exchange Rate Models

- of The Seventies", *Journal of International Economics*, vol. 14, pp. 3-24.
- MOSSINI, J. (1966), "Equilibrium in a Capital Asset Market", *Econometrica*, 34, 768-783.
- MILLER, M., y P. WELLER (1988), "Solving Stochastic Saddlepoint System: A Qualitative Treatment with Economic Applications", *Warwick Economic Research, Paper* 309.
- MILLER, M., y P. WELLER (1989), "Exchange Rate Bands with Price Inertia" *CEPR Discussion Paper* 421.
- MILLER, M., y P. WELLER (1991), "Exchange Rate Bands with Price Inertia" *The Economic Journal*, 101, pp. 1380-1399.
- OFFICER, R. (1973), "The Variability of the Market Factor of the New York Stock Exchange", *Journal of Business* 46, 434-453.
- POZO, S. (1992), "Conditional Exchange Rate Volatility and the Volume of International Trade: Evidence from the Early 1900s". *The Review of Economics and Statistics*, 74-2, mayo, pp. 325-29.
- SCHWERTZ, G. (1989), "Why Does Stock Market Volatility Change Over Time?", *The Journal of Finance*, Vol. XLIV, N° 5, pp. 1115-1153.
- SHARPE, W. (1964), "Capital Asset Prices: A Theory of Market Equilibrium Under Conditions of Risk", *Journal of Finance*, 19, 425-442.
- SOLNIK, B. (1973), *European Capital Markets: Toward a General Theory of International Investment*, Lexington Books.
- SVENSSON, L.E.O. (1992), "An Interpretation of Recent Research on Exchange Rate Target Zone", *Journal of Economic Perspectives*, vol. 6, N° 4, pp. 119-144.
- SVENSSON, L.E.O. (1992), "The Foreign Exchange Risk Premium in a Target Zone with Devaluation Risk", *Journal of International Economics*, 33, pp. 21-40.
- TROOP, A. (1993), "A Generalized Uncovered Interest Parity Model of Exchange Rates" *FRBSF Economic Review*, 2, pp. 3-16.