

UN ANÁLISIS DEL COMPORTAMIENTO DEL TIPO DE CAMBIO REAL EN CHILE*

César Calderón M.**

I. INTRODUCCIÓN

A partir de un promedio mensual de 745 pesos por dólar en febrero del 2003, la cotización del peso chileno disminuyó a un promedio mensual de 602 pesos por dólar en diciembre del mismo año. Esta apreciación del peso ha desencadenado un debate en torno al nivel de equilibrio del tipo de cambio, en el cual se cuestiona si la apreciación del peso chileno se atribuye a factores fundamentales o especulativos. Asimismo, subyacente a este debate existe una seria discusión académica sobre el tipo de cambio real de equilibrio (TCRE).

La literatura empírica del tipo de cambio real (TCR) se enfoca primordialmente en el análisis del enfoque de la paridad de poder de compra (PPC), el cual predice —en su versión tanto absoluta como relativa— un nivel constante del TCRE. Sin embargo, los investigadores han observado desviaciones importantes y persistentes de la PPC (Froot y Rogoff, 1995; Rogoff, 1996; Sarno y Taylor, 2002). Ello implica que el TCRE cambiaría en el tiempo y que dicho cambio estaría asociado a la evolución de fundamentos económicos del tipo de cambio real (Lucas, 1982; Stockman, 1987; Edwards, 1989). Por ejemplo, cambios en la productividad de los sectores transable y no transable de la economía constituyen una posible fuente de movimientos del TCR (Balassa, 1964; Samuelson, 1964; Chinn, 1997; Canzoneri et al. 1999; Tille et al. 2001; Lothian y Taylor, 2003). Entre otros fundamentos mencionados por la literatura, tenemos: la posición de activos externos netos (Lane y Milesi-Ferreti, 2000; Cavallo y Ghironi, 2002; Calderón, 2002), los términos de intercambio (De Gregorio y Wolf, 1994), y el gasto de gobierno (Balvers y Bergstrand, 2002; Annicchiarico, 2002).

El objetivo del presente artículo es estimar el tipo de cambio real de equilibrio para Chile, utilizando

datos trimestrales para el período 1977-2003. Para llevar a cabo esta tarea, se formulará un simple modelo de determinación del tipo de cambio real y se estimará la relación de largo plazo entre el tipo de cambio real y sus fundamentos, utilizando técnicas de cointegración uniecuacional y multiecuacional. Con base en estas estimaciones, se procederá a calcular el grado de desalineamiento del TCR. Luego, se evaluará el desempeño del modelo al interior de las muestras, mediante el cálculo de las fuentes de variación en las fluctuaciones del TCR sobre el período muestral.

El artículo está organizado en cinco secciones. En la sección II se presenta una discusión en torno al concepto del nivel de equilibrio del tipo de cambio real y una revisión de la literatura empírica sobre los determinantes del TCR para Chile. En la sección III se presentan los datos y la metodología utilizada para evaluar la relación de largo plazo entre el TCR y sus fundamentos. Los resultados de la estimación de la ecuación fundamental de TCR se presentan en la sección IV. Asimismo, se calcula el grado de desalineamiento y las fuentes de variación en el tipo de cambio real. Para terminar, se esbozan las conclusiones en la sección V.

II. REVISIÓN DE LA LITERATURA

La presente sección tiene un objetivo doble: primero, presentar una breve discusión del concepto de tipo de cambio real de equilibrio (TCRE) donde se pone énfasis en la sensibilidad del TCRE al modelo elegido. Luego, se presenta una breve revisión de la literatura empírica sobre la determinación del tipo

* Gerencia de Investigación Económica, Banco Central de Chile. Email: ccaldero@bcentral.cl

** Se agradecen los comentarios de Claudio Soto y Rodrigo Valdés a una versión previa de este trabajo. Agradezco a Álvaro Aguirre por su colaboración y comentarios, así como a Bernardo Dominichetti por facilitar los datos del TCR total, al editor y a un árbitro anónimo por sus valiosas sugerencias. Los errores son responsabilidad del autor. Las ideas expresadas en este artículo son del autor y no reflejan la opinión del Banco Central de Chile o de sus consejeros.

de cambio real en Chile, donde podemos observar que los parámetros estimados y el cálculo del desalineamiento cambiario son dependientes del modelo empírico y del período muestral elegidos.

1. Sobre el Concepto de Tipo de Cambio Real de Equilibrio

El concepto de tipo de cambio real de equilibrio (TCRE) es sumamente importante, dado que representa una norma contra la cual vamos a poder evaluar las fluctuaciones del tipo de cambio real. De acuerdo con Cassel (1992), el tipo de cambio debía fluctuar de forma tal que contrarrestara los movimientos de las tasas de inflación relativa de las diferentes monedas. En este sentido, la paridad del poder de compra (PPC) se convirtió en una primera medida del TCRE. Sin embargo, la PPC presenta problemas no solo teóricos sino también empíricos. En primer lugar, la PPC solo toma en cuenta la parte monetaria de las fluctuaciones del tipo de cambio, el que también puede variar por factores reales, tales como los términos de intercambio, variaciones de productividad o de los flujos de capital. Segundo, a pesar de cierto progreso alentador en la literatura empírica, la PPC como teoría del TCRE en el mediano y largo plazo está aún lejos de ser validada.¹ Cabe destacar que una de las explicaciones más populares de las desviaciones significativas y persistentes de la PPC es la existencia de bienes no transables.

Por su parte, Nurkse (1945) fue uno de los primeros en definir el TCRE en torno a una condición ideal de la economía. Específicamente, Nurkse definió el TCRE como el tipo de cambio real que permite el equilibrio de la balanza de pagos sin necesidad de incurrir en restricciones sobre los flujos de comercio internacional. Este trabajo da origen a lo que décadas más tarde se conocería como el enfoque macroeconómico del tipo de cambio real, popularizado por Williamson (1983, 1994).

Como señalábamos más arriba, la incapacidad de la PPC para pronosticar el nivel de equilibrio del tipo de cambio real en el mediano y largo plazo, dio lugar a teorías alternativas del TCRE. Dentro de este contexto nace el enfoque macroeconómico, el cual define el TCRE como el tipo de cambio real coherente con el logro simultáneo del equilibrio interno y externo de la economía. Se entiende que una economía que logra el nivel de producto de pleno empleo alcanzaría el equilibrio interno (Williamson, 1994). Otros consideran que el equilibrio interno implicaría el equilibrio actual y futuro del mercado de bienes no transables (Edwards, 1989).² Por otra parte, el equilibrio externo se logra cuando los flujos de capital especulativo y las variaciones de las reservas oficiales son iguales a cero. Una definición más rigurosa implica que el equilibrio externo se logra cuando se satisface la restricción presupuestaria intertemporal, es decir, cuando el valor presente neto de los saldos actual y futuro de la cuenta corriente de la balanza de pagos es igual al nivel de deuda inicial (Edwards, 1989). En este sentido, la trayectoria de la cuenta corriente es compatible con flujos de capitales sostenibles en el largo plazo.

A partir del entramado teórico del enfoque de equilibrio macroeconómico, se han desarrollado tres diferentes estrategias de modelación (Duval, 2002): el tipo de cambio real de equilibrio fundamental, FEER (Williamson, 1983, 1994; Isard y Faruqee, 1998); el tipo de cambio real natural, NATREX (Stein, 1994, 1999; Stein y Allen, 1995); y el modelo de comportamiento del tipo de cambio de equilibrio, BEER (Clark y MacDonald, 1999).

El Tipo de Cambio de Equilibrio Fundamental (FEER). Este concepto está basado en la noción de equilibrio macroeconómico interno y externo antes mencionados. El equilibrio interno estaría dado por un nivel de producto coherente con un nivel de desempleo dado por la NAIRU³ y una tasa de inflación baja y sostenible, mientras que el equilibrio externo se caracteriza por un flujo neto de capitales sostenible (Clark y MacDonald, 1999).⁴ Dada su asociación con ciertas condiciones económicas ideales, el cálculo del TCRE involucra la formulación de juicios normativos en torno a la evolución de la economía. Este TCRE varía a medida que se eligen diferentes condiciones para el equilibrio de mediano plazo de la economía (Wren-Lewis, 1992).

¹ Calderón y Duncan (2003) hallan que la PPC es válida en el largo plazo para Chile usando datos históricos desde 1810.

² Una idea implícita en la definición del equilibrio interno es que la tasa de desempleo se encuentra en su nivel natural.

³ Non accelerating inflation rate of unemployment.

⁴ El enfoque del TCRE fundamental calcula el TCR para un conjunto determinado de condiciones económicas que prevalecerían en el mediano plazo. Cabe destacar que estas condiciones "deseables" para la economía no necesariamente ocurrirán en el futuro.

Entre las principales fallas e insuficiencias del enfoque de TCRE fundamental de Williamson (1983, 1994) tenemos lo siguiente: primero, el enfoque per se no involucra una teoría de determinación del tipo de cambio real. Segundo, es un método que calcula el valor actual del TCR de un país y carece de modelación de la dinámica de ajuste del TCR. Tercero, el análisis del TCRE fundamental ha sido desarrollado solo en términos de equilibrio de flujos y no toma en cuenta el equilibrio de stocks en el largo plazo (Clark y MacDonald, 1999). Finalmente, el cálculo del TCRE es sensible a la elección de un modelo de cuenta corriente, estimaciones de producto potencial del país respecto de sus principales socios comerciales y a estimaciones del nivel de equilibrio de la cuenta de capitales en el mediano plazo (Black, 1994; Clark y MacDonald, 1999).

Modelos de Comportamiento del Tipo de Cambio Real. Una alternativa al enfoque del TCRE fundamental de Williamson para evaluar el valor de equilibrio del tipo de cambio real es la estimación de una ecuación de forma reducida que explica el comportamiento del tipo de cambio real efectivo sobre un período muestral determinado (Clark y MacDonald, 1999, 2000). En esta forma reducida, el tipo de cambio real depende de fundamentos económicos de largo y mediano plazo, así como de factores transitorios de corto plazo. A partir del ajuste de la ecuación de regresión se calcula un valor de equilibrio corriente, el cual está determinado por los valores de los fundamentos económicos de mediano y largo plazo. Asimismo, se calcula un tipo de cambio real de tendencia, el cual está determinado por los valores de largo plazo o sostenibles de los fundamentos económicos.

Dentro de este enfoque, podemos destacar el TCRE natural (NATREX) y el TCR de tendencia (BEER), que han provisto de un análisis dinámico de stock y flujo en el que pueden identificarse los principales determinantes del tipo de cambio real. Desde el punto de vista empírico, ambos modelos —NATREX y BEER— contrastan la existencia de una relación de cointegración entre el TCR y sus fundamentos para proveer de un TCRE que se mueve en el tiempo.

En la modelación, se toma como punto inicial la ecuación de la balanza de pagos que iguala la cuenta corriente con la de capitales (Stein, 1994, Stein y Allen, 1995; Faruquee, 1995). En la especificación

del tipo de cambio real natural (NATREX) de Stein, los flujos de capital son determinados mediante la diferencia entre el ahorro nacional (determinado a su vez por la tasa de preferencia temporal) y la inversión (que está determinada por la q de Tobin). Las dos variables básicas del modelo NATREX —productividad y frugalidad— determinan la cuenta de capitales, la cual a su vez influye sobre el tipo de cambio real a través de movimientos de la cuenta corriente. Asimismo, el equilibrio en el estado estacionario de este modelo se alcanza cuando el stock de capital nacional y de activos externos netos logran sus valores de largo plazo. De este modo, el tipo de cambio real, el stock de capital y el nivel de activos externos netos son funciones de variables exógenas de productividad y frugalidad local y foránea (Stein y Allen, 1995; Stein, 1999).

Por otra parte, Faruquee (1995) modela separadamente la cuenta corriente y la de capitales. Modela la cuenta corriente como la suma de la balanza comercial (que a su vez es función del tipo de cambio real) y el ingreso neto por intereses de la posición de activos externos netos (AEN). Para que la balanza de pagos sea viable, el nivel de flujos de capital que financia la cuenta corriente debe ser sostenible. Así, la tasa deseada de acumulación de AEN es igual en el modelo a la tasa deseada de ahorro nacional neto. A partir de la ecuación de balanza de pagos, Faruquee obtiene el tipo de cambio real como función de su valor de largo plazo y la diferencia entre el stock observado y de largo plazo de AEN. En este sentido, el equilibrio de largo plazo es función de factores que afectan tanto la cuenta de capitales como la cuenta corriente y, a diferencia del modelo NATREX, no es recursivo.

Cabe destacar que el modelo de comportamiento BEER de Faruquee no intenta lidiar con los problemas de equilibrio interno y externo. Utilizando el análisis de cointegración, estima la ecuación del tipo de cambio real utilizando los diferenciales de productividad, el precio relativo de los bienes no transables y los términos de intercambio como determinantes de la cuenta corriente; en cambio, trata el stock de AEN como una variable exógena. Este enfoque no tiene elementos normativos dado que intenta explicar el valor del TCR efectivo en términos de los fundamentos económicos. En este caso, el valor ajustado de este análisis de regresión se denomina

valor de tendencia, y la evolución de dicha tendencia se puede utilizar para evaluar las fluctuaciones del tipo de cambio real.⁵

En resumen, las principales lecciones aprendidas en torno a la modelación del TCRE son las siguientes: primero, el TCRE no es un número invariante. El TCRE puede variar cuando se produce un cambio en cualquiera de las variables que determinan el equilibrio interno y externo del país. En este sentido, el TCRE será diferente en un escenario de crecimiento sostenido de lo que será en un escenario de recesión prolongada. Segundo, el TCRE se verá afectado no solo por los valores actuales sino también por los valores futuros de los fundamentos, así como por la percepción de que los cambios en dichos fundamentos son permanentes o transitorios. Finalmente, el cálculo del TCRE —así como del desalineamiento del TCR con la trayectoria de equilibrio— involucra una serie de elecciones potencialmente controvertidas. Entre ellas, tenemos la definición del TCR, la elección del modelo y las variables a utilizar, el objetivo de la cuenta corriente y el conjunto de políticas económicas aplicadas para lograr el equilibrio interno.

2. Evidencia Empírica

Evidencia para Datos de Panel

A continuación, se describe brevemente la evidencia empírica de los estudios de datos de panel que involucran a América Latina y, en especial, a Chile. Un primer intento por analizar el comportamiento del TCR en países selectos de América Latina fue realizado por Broner, Loayza y López (1999). Ellos analizan el grado de desalineamiento del TCR para

siete países de América Latina —incluyendo Chile— durante el período 1960-98, basados en un modelo de TCR de equilibrio coherente con el equilibrio interno y externo de la economía (Alberola y López, 2001). Utilizando técnicas de cointegración multivariada, los autores hallan una relación de largo plazo entre el TCR, los activos externos netos y el precio relativo de los bienes no transables para todos los países de la muestra. Sus estimaciones para el caso chileno brindan los siguientes resultados: un cambio en la posición de activos externos netos de 10% del PIB llevaría a un cambio en el TCR de 6.7%. (b) Un cambio de 10% en el precio relativo de bienes transables a no transables estaría asociado a un cambio de 6.5% en el TCR.

Por otra parte, Calderón (2002) analiza el comportamiento del TCR para una muestra más amplia de 67 países entre 1960 y 1997. Mediante técnicas de cointegración de panel, demuestra la existencia de una relación de largo plazo entre el TCR y sus fundamentos —es decir, la productividad de los sectores transable y no transable *vis-a-vis* el resto del mundo, los términos de intercambio, y los activos externos netos.⁶ Asimismo, el autor halla que una apreciación del TCR estaría asociada a una mejora en la posición de activos externos netos, una mayor productividad de transables (*vis-a-vis* el resto del mundo), y una mejora de los términos de intercambio.⁷

Finalmente, Drine y Rault (2003) han aplicado también técnicas de cointegración de panel para evaluar el comportamiento del TCR en una muestra de 45 países en desarrollo, divididos en tres zonas geográficas: África (21 países con información para el período 1980-96), América Latina (17 países con información para el período 1973-96) y Asia (7 países con información para 1975-96). Dichos autores logran hallar una relación de largo plazo entre el TCR y sus fundamentos económicos para los tres grupos de países.⁸

El análisis del comportamiento del TCR en América Latina (LAC) por parte de Drine y Rault brinda los siguientes resultados: (a) mayores influjos de capital estarían relacionados con una apreciación del TCR a través de la reasignación de insumos a sectores no transables. (b) El desarrollo económico estaría acompañado por una apreciación cambiaria. En este sentido, un aumento de 1% en el PIB per cápita genera una apreciación de 0.23% en LAC. (c) Un

⁵ Un esfuerzo similar al de Faruqee ha sido llevado a cabo por Broner et al. (1999), Alberola et al. (1999) y Alberola y López (2001).

⁶ Existe evidencia de cointegración para las submuestras de países, clasificadas por nivel de ingreso o controles de capital. Asimismo, los coeficientes de largo plazo son constantes únicamente para las muestras de países de ingreso alto y con bajos controles de capital.

⁷ Específicamente, Calderón (2002) halla que: (a) un incremento de 1% en la productividad del sector transable (en relación con la del resto del mundo) estaría asociado a una apreciación de 1.1%. (b) Un incremento de 1% en los términos de intercambio estaría asociado a una apreciación real de 0.7%.

⁸ Los determinantes del TCR especificados en el modelo de Drine y Rault (2003) son: la inversión interna, la participación del gasto público en el PIB, la política comercial, el PIB per cápita, los flujos de inversión extranjera directa y los términos de intercambio.

mayor gasto público estaría asociado a una apreciación del TCR. (d) Los términos de intercambio no tienen un impacto significativo sobre el TCR. (e) La liberalización comercial es seguida por una depreciación del TCR.

Evidencia de series de tiempo para Chile

La evidencia empírica sobre el comportamiento del tipo de cambio real (TCR) en Chile puede clasificarse en dos grupos de estudios. El primer grupo aplica técnicas de series de tiempo al tipo de cambio real y sus fundamentos. Entre los principales determinantes del TCR utilizados en esta literatura tenemos los diferenciales de productividad sectorial, los términos de intercambio, los flujos de capital, el gasto del gobierno, y los activos externos netos, entre otros. El segundo grupo se caracteriza por el uso de métodos numéricos para simular modelos de equilibrio general que evalúan el impacto de choques fiscales sobre el TCR.

La Evidencia Econométrica. En la mayoría de los estudios del comportamiento del TCR en Chile, la variable dependiente está relacionada con diferenciales de productividad entre los sectores transable y no transable, y con el gasto de gobierno. En este sentido, De Gregorio (1996) intenta evaluar la relación entre el TCR y estas dos variables para Chile durante el período 1982-94. En primer lugar, el autor halla una relación significativa entre el TCR y los movimientos de la productividad de los sectores transable y no transable. Un incremento de 1% en la productividad de Chile (respecto de los países industriales) apreciaría el TCR entre 1 y 1.5%.⁹ Por otra parte, la relación entre el TCR y el gasto de gobierno no es estadísticamente significativa.

El impacto de los flujos de capital sobre el TCR —especialmente, aquellos de largo plazo— es el objetivo principal de Elbadawi y Soto (1997). Mediante el uso de técnicas de cointegración, los autores estiman el TCR de equilibrio coherente con modelos de comportamiento prospectivos de largo plazo. Utilizando información para el período 1960-92, se estima una relación de largo plazo entre el TCR y sus fundamentos (términos de intercambio, grado de apertura, gasto del gobierno, inversión pública, flujos de capitales de largo plazo, inversión extranjera directa e inversión de cartera). Los autores hallan que el TCR se aprecia ante

influjos de capitales crecientes. De este modo, un incremento de los flujos netos de capitales de largo plazo de -10% del PIB (promedio durante el período 1983-87) a 4% del PIB (promedio durante el período 1989-92) apreciaría el peso chileno en 15% en términos reales.

Soto y Valdés (1998) utilizan vectores autorregresivos con corrección de error sobre datos trimestrales para estimar el TCR de equilibrio de Chile durante el período 1978-97. Los autores hallan una relación de largo plazo entre el TCR, la productividad relativa del sector transable (respecto del no transable), la absorción pública y los términos de intercambio. Con excepción de los términos de intercambio, todas las variables tienen un impacto estadísticamente significativo sobre el TCR. Los autores hallan que una mejora de la posición de activos externos netos de 1% del PIB depreciaría el TCR en 4.7%. Un incremento análogo del gasto de gobierno apreciaría el TCR en 3.4%.

Por otra parte, Valdés y Délano (1999) evalúan el impacto de los movimientos de la productividad relativa en Chile *vis-a-vis* el resto del mundo sobre el TCR durante el período 1990-97, utilizando para ello tres diferentes enfoques. Primero, los autores calibran un modelo para la economía chilena con dos sectores —transable y no transable— y perfecta movilidad de capitales, donde demuestran que una apreciación de 0.85% al año sería atribuida a cambios en productividad. Segundo, demuestran la existencia de una relación de largo plazo entre el TCR y sus fundamentos utilizando técnicas de cointegración multivariada.¹⁰ A partir de sus estimaciones, se infiere que la mayor productividad predice una apreciación real anual del peso chileno de 0.8% durante el período 1990-97. Finalmente, se estima la relación entre productividad y TCR para un panel de 92 países con observaciones anuales para el período 1960-90. De acuerdo con estas estimaciones, un punto porcentual de

⁹ Utilizando una muestra de datos de panel, De Gregorio halla un menor coeficiente para el término de productividad. En este caso, el TCR se deprecia 0.5% ante un incremento de 1% en la productividad relativa.

¹⁰ Además de la productividad relativa del sector transable (con respecto a la del sector no transable) en Chile *vis-a-vis* la productividad de las naciones industriales, los autores incluyen la posición de activos externos netos y los términos de intercambio como variables explicativas adicionales.

incremento en la productividad de Chile respecto de sus socios comerciales genera una apreciación del TCR de 0.2%.

Finalmente, Céspedes y De Gregorio (1999) evalúan el comportamiento del TCR en Chile utilizando datos trimestrales para el período 1977-98. Los autores contrastan la existencia de cointegración entre el TCR y sus fundamentos (es decir, términos de intercambio, gasto de gobierno, diferenciales de productividad y activos externos netos) usando técnicas de cointegración univariada y multivariada. Específicamente, los autores hallan que el TCR se deprecia en 0.9% si el cociente de activos externos netos respecto del PIB se reduce en 5 puntos porcentuales. Asimismo, un incremento de 1% en los términos de intercambio llevaría a un apreciación real del peso de 0.4%. Finalmente, el TCR se aprecia en 1-1.3% si el gasto de gobierno se eleva en 1 punto porcentual del PIB.

Modelos calibrados. Un primer intento para evaluar el impacto de la política fiscal sobre el TCR fue realizado por Arrau, Quiroz y Chumacero (1992). Basados en un modelo de generaciones traslapadas, los autores se concentran en los efectos de corto plazo de la política fiscal sobre el tipo de cambio real. Los autores hallan que el impacto de un ajuste fiscal sobre el tipo de cambio es mayor si la participación de los bienes no transables en el gasto

fiscal es mayor y si los choques son permanentes. Si el gasto fiscal se reduce en un punto porcentual del PIB, el TCR se deprecia entre 0.8 y 2.5%.

Por otra parte, Schmidt-Hebbel y Servén (1996) evalúan el impacto de los ajustes fiscales sobre el TCR usando un modelo de equilibrio general dinámico para una economía abierta. Los autores evalúan una reducción simultánea del gasto de gobierno y los impuestos sobre el equilibrio macroeconómico y, especialmente, sobre el TCR. Un ajuste fiscal de presupuesto equilibrado implica una transferencia de riqueza del sector público al sector privado, elevando de este modo el consumo privado. Dadas las diferencias en la composición del gasto público y privado, el gasto agregado se desplazaría de bienes nacionales a importados y el TCR se depreciaría. Si la contracción fiscal es permanente, el TCR se deprecia 1% por cada punto porcentual del PIB que el consumo público disminuye. De ser la contracción transitoria, la depreciación del TCR en el corto plazo es mayor (1.4%).

Las estimaciones de los parámetros de interés son sensibles al método de estimación utilizado y al período muestral escogido, motivo por el cual los cálculos de niveles de equilibrio y/o de desalineamiento cambiario pueden diferir entre los diferentes estudios (cuadro 1).

CUADRO 1

Estimaciones de los Coeficientes de los Determinantes del Tipo de Cambio Real en Chile: Revisión de la Literatura Previa

	De Gregorio (1996)	Elbadawi y Soto (1997)	Soto y Valdés (1998)	Valdés y Délano (1999)	Céspedes y De Gregorio (1999)	Arrau, Quiroz y Chumacero (1992)	Schmidt-Hebbel y Servén (1996)
Muestra	Trimestral 1982-94	Anual 1960-92	Trimestral 1978-97	Trimestral 1977-97	Trimestral 1977-98
Método	MCO, primeras diferencias	Modelo de corrección de error	VECM-VAR cointegrado	VECM-VAR cointegrado	Mínimos cuadrados dinámicos	Modelo calibrado	Modelo calibrado
Activos externos Netos / PBI	0.05	0.05 - 0.2	0.18
Productividad	0.4 - 0.5	...	0.3	0.3	0.4 - 0.6	0.5 - 0.9	...
Términos de intercambio	...	0.11	0.01 (N.S.)	0.3	0.35
Gasto público	N.S.	0.02	0.03	0.03	0.01 - 0.03	0-0.02	0.07

Observaciones: Las referencias completas de los diferentes trabajos se encuentran en la bibliografía. N.S. implica que el impacto de la variable es no significativo, mientras que (...) denota la ausencia de dicha variable en el estudio.

III. DATOS Y METODOLOGÍA

El objetivo principal del presente artículo es analizar el comportamiento del tipo de cambio real en Chile. A partir de un modelo simple de economía abierta, formulamos una ecuación de largo plazo entre el tipo de cambio y sus fundamentos económicos. Luego utilizamos técnicas de cointegración para estimar dicha ecuación mediante técnicas de cointegración uniecuacional y multiecuacional. En la presente sección examinamos los datos y presentamos la ecuación del tipo de cambio real.

1. Los Datos

Para poder llevar a cabo nuestras estimaciones, procedimos a recolectar datos trimestrales del tipo de cambio real y sus fundamentos, es decir, activos externos netos, productividad de los sectores transable y no transable, términos de intercambio y absorción pública, sobre el período 1977-2003. A continuación se describe cómo fueron construidas las variables y se mencionan las fuentes de referencia.

El tipo de cambio real efectivo —tipo de cambio real multilateral— es una medida del precio relativo de los bienes y servicios de Chile con respecto a los bienes y servicios de otro país o grupo de países como, por ejemplo, sus principales socios comerciales. Es decir, el tipo de cambio real representa una medida del poder adquisitivo del peso chileno. Usualmente, el tipo de cambio real, q_t , es definido como el tipo de cambio nominal multiplicado por el precio relativo del país foráneo con respecto al nivel de precios interno.

El cálculo del precio relativo de Chile con respecto a un país —por ejemplo, Estados Unidos— nos permite hallar el tipo de cambio bilateral,

$$q_{it} = e_{it} \cdot \frac{p_{it}^*}{p_t}$$

donde q_{it} es el tipo de cambio real de Chile con respecto al país i en el período t . Asimismo, e_{it} es el tipo de cambio nominal entre el peso chileno y la moneda del país i (expresado en pesos chilenos por unidad monetaria del país foráneo i), p_{it}^* es el nivel de precios del país foráneo i en el período t , y p_t es el nivel de precios de Chile en el período t . De acuerdo con esta definición, un incremento de e_{it} (q_{it}) implica una depreciación nominal (real) del peso chileno.

En este caso, el tipo de cambio multilateral (q_t) vendría a ser un promedio ponderado geométrico de los tipos de cambio bilaterales (q_{it}),¹¹

$$q_t = \prod_{i=1}^n \left(\frac{e_{it} p_{it}^*}{p_t} \right)^{\omega_i} = \prod_{i=1}^n q_{it}^{\omega_i}$$

donde la suma de las ponderaciones, ω_i , es igual a 1.¹²

Teóricamente, el cálculo del TCR real es relativamente fácil, dado que depende del tipo de cambio nominal y de los precios relativos del país propio y del foráneo. Sin embargo, a nivel práctico, se necesita tomar una serie de decisiones para su cálculo: ¿qué niveles de precios internos y foráneos son los más adecuados? ¿cuántos países debemos incluir en nuestra definición del TCR? ¿cómo debemos agregar los diferentes tipos de cambio reales bilaterales y qué ponderaciones debemos usar?

En primer lugar, el tipo de cambio nominal, e_{it} , es aproximado por el precio promedio de la moneda del país foráneo i en pesos chilenos. Para ello, obtenemos la cotización promedio del dólar norteamericano, tanto en unidades de la moneda del país i como en pesos chilenos. Estos datos se obtienen de la línea *rf* de las Estadísticas Financieras Internacionales del FMI. Con respecto al nivel de precios interno, p_t , la teoría económica requiere que el nivel de precios utilizado en los cálculos incluya tanto bienes transables como no transables. El nivel de precios p puede ser a partir del índice de precios al consumidor (IPC) o del deflactor implícito del PIB. Desde el punto de vista de la cobertura de bienes, el deflactor del PIB es la mejor aproximación al nivel de precios interno, mientras el IPC es un mejor indicador por su rápida publicación y su mayor disponibilidad de datos en frecuencias mensual y trimestral (Harberger, 1989). Finalmente, se arguye que el nivel de precios foráneo p^* debería incluir principalmente precios de bienes transables, razón por la cual se utilizan mayormente índices de precios al por mayor en su construcción. En este sentido, procedemos a recolectar datos sobre el índice de

¹¹ Nuestra preferencia por un promedio geométrico, en lugar del aritmético, se debe a que el primero trata de manera simétrica los incrementos y reducciones de los tipos de cambio, y no es afectado por la elección del año base.

¹² Este indicador del TCR sigue la metodología aplicada por el Banco Central presentado en su Boletín Mensual de Enero del 2000.

precios al por mayor para los principales socios comerciales de Chile para construir el índice de precios foráneo. Por otra parte, las ponderaciones, ω_i , se calculan usando la información del comercio bilateral entre Chile y sus principales socios comerciales. En este grupo consideramos a Estados Unidos, el Reino Unido, Japón, Canadá, Bélgica, Alemania, España, Francia, Italia, Países Bajos y Suecia.

En relación con los determinantes del TCR, procedemos a describir los métodos de construcción y las fuentes de información de los determinantes del TCR. En primer lugar, procedemos a discutir el coeficiente de activos externos netos con respecto al PIB (F/Y). El stock de activos externos netos en el período T se calcula de la siguiente manera:

$$F_T = \left(F_0 + \sum_{k=1}^T CA_k \right)$$

donde F_0 es la posición de activos externos netos al inicio del período de estimación (en US\$), CA_k es el saldo de la balanza de la cuenta corriente en el período k (también en US\$). El stock inicial de activos externos netos, F_0 , es aproximado a partir del stock de deuda externa y reservas internacionales del país. El saldo de la cuenta corriente proviene de las estadísticas trimestrales de la Balanza de Pagos publicada por el Banco Central de Chile.¹³ Para construir el coeficiente de activos externos netos con respecto al PIB, primero expresamos dicha posición en pesos constantes del mismo año base del PIB y luego dividimos dicha cifra con respecto al producto real.

Luego, calculamos la productividad de la fuerza de trabajo de los sectores transables y no transables en Chile. Al igual que Valdés y Soto (1998) incluimos la agricultura, pesquería, minería e industria en el sector transable, mientras el sector no transable está representado por el resto del PIB (es decir, servicios). Los datos trimestrales del producto son los que

publican los boletines del Banco Central, mientras los datos trimestrales de empleo sectorial incluyen las estimaciones para el período 1977-83 de Budnevich, Lefort y Riveros (1986) y para el año 1984 las del INE. Análogamente se construye la productividad de la fuerza laboral para los principales socios comerciales de Chile usando datos de las cuentas nacionales trimestrales de la OECD y datos de empleo trimestral de las estadísticas trimestrales de empleo de la OECD. El producto medio sectorial de los diferentes socios comerciales de Chile se agrega mediante un promedio geométrico ponderado donde nuevamente se utiliza el comercio bilateral de Chile con cada uno de estos países como ponderador.

El índice de términos de intercambio se estima como el cociente de precios de exportaciones a importaciones. Dichos datos se obtienen de los datos anuales de los Indicadores de Desarrollo Mundial (WDI) del Banco Mundial, los que son luego trimestralizados utilizando las propiedades de series de tiempo de dicha variable. Su correlación con la serie publicada en Bennett y Valdés (2001) es de 0.81. Cabe destacar que a partir del año 2000, dicho índice se actualiza usando los índices de precios de exportaciones y de importaciones que publica el Banco Central de Chile. Finalmente, el gasto de gobierno se aproxima mediante la absorción pública (gasto corriente que excluye el pago de intereses e incluye la inversión real y las transferencias de capital al sector privado). Estos datos son los de Soto y Valdés (1998) actualizados con datos del Ministerio de Hacienda.

2. La Ecuación Fundamental del Tipo de Cambio Real

Para poder dar una interpretación estructural a nuestra ecuación empírica del TCR, se presentan algunas de las características básicas de un modelo simple para el comportamiento del tipo de cambio, esbozado en Calderón (2002). Este modelo, basado en la versión transable vs. no transable del modelo de Obstfeld-Rogoff (1995), asume la ausencia de dinero en la economía e introduce el gobierno.¹⁴ Los rasgos más importantes de este modelo se presentan en el apéndice.

¹³ Las cifras trimestrales del Banco Central de Chile están disponibles desde 1983. Para el período 1977-82 se utilizan los datos trimestrales estimados por Lefort (1986).

¹⁴ Una versión similar de este modelo —sin gobierno— es presentado en Lane y Milesi-Ferreti (2000). Sin embargo, el objetivo principal de dichos autores es reevaluar la evidencia empírica del “efecto de transferencia” para una muestra de 64 países (en su mayoría países industriales y de ingreso mediano alto) sobre el período 1970-96.

Definimos el tipo de cambio real como $Q = E \cdot P^*/P$. Bajo el supuesto de preferencias similares entre individuos, el logaritmo del tipo de cambio real es,

$$\begin{aligned} q_t &= e_t + p_t^* - p_t \\ &= (e_t + p_{Tt}^* - p_{Tt}) + (1-\gamma)(P_{Nt}^* - P_{Tt}^*) - (1-\gamma)(P_{Nt} - P_{Tt}) \quad (1) \\ &= x_t + y_t \end{aligned}$$

donde γ representa la participación del gasto en bienes transables respecto del gasto total, y donde las letras en minúscula representan el logaritmo natural de las letras en mayúscula, es decir $z = \ln Z$. Asimismo, el tipo de cambio real puede ser descompuesto en la suma del precio relativo de los bienes transables, $x_t \equiv e + p_{Tt}^* - p_{Tt}$, y el precio relativo de los bienes no transables con respecto de los bienes transables, $y_t \equiv (1-\gamma)(p_{Nt}^* - p_{Tt}^*) - (1-\gamma)(p_{Nt} - p_{Tt})$. De acuerdo con Engel (2000), se espera que x_t sea un proceso estacionario.¹⁵ De este modo, la posible no estacionariedad del tipo de cambio real q_t sería atribuida al comportamiento no estacionario de y_t , el que a su vez estaría siendo determinado por choques tecnológicos, choques de demanda o choques de términos de intercambio de naturaleza permanente.

Luego de integrar las ecuaciones (A.1) y (A.2) y reemplazándolas en (1), obtenemos la siguiente ecuación para el tipo de cambio real:

$$\begin{aligned} q_t &= \beta_0 + \beta_1 \left(\frac{F}{Y} \right)_t + \beta_2 \ln \left(\frac{Y_T}{Y_T^*} \right)_t + \beta_3 \ln \left(\frac{P_T^X}{P_T^M} \right)_t \\ &+ \beta_4 \ln \left(\frac{A_N}{A_N^*} \right)_t + \beta_5 \ln \left(\frac{G_N}{G_N^*} \right)_t + \xi_t \quad (2) \end{aligned}$$

donde F/Y denota el coeficiente de activos externos netos con respecto al PIB, Y_T/Y_T^* es la productividad de la fuerza laboral en el país propio respecto del país foráneo, P_X/P_M representa los términos de intercambio, A_N/A_N^* es la productividad de la fuerza laboral del sector no transable en el país propio en relación a la del país foráneo, y G_N/G_N^* representa el gasto del gobierno (como porcentaje del PIB) para el país propio con respecto al país foráneo.

Entre las principales predicciones de la ecuación de TCR en (2), tenemos:

Primero, países con pasivos externos importantes necesitan generar superávits en la balanza comercial para poder pagar la deuda, y por tanto requieren de

una depreciación del TCR (“efecto transferencia”). Asimismo, Obstfeld y Rogoff (1995) señalan que una transferencia del país propio al país foráneo reduce la riqueza nacional y por tanto eleva la oferta de trabajo y la oferta de exportables, afectando el precio relativo. Por tanto, se espera que $\beta_1 < 0$.

Segundo, el precio relativo de los bienes no transables debería crecer más rápido en el país propio que en el país foráneo si el coeficiente de productividad transable vs. no transable creciera más en el país propio que en el foráneo. Además, si suponemos que los precios de los bienes transables se igualan, el precio de los bienes no transables en el país propio debería elevarse con respecto al precio del producto total. En este sentido, si la productividad de los bienes transables con respecto a la de no transables crece más rápido en el país propio que en el extranjero, la moneda del país propio debería apreciarse en términos reales (es decir, se espera que $\beta_2 < 0$ y $\beta_4 > 0$).

Tercero, mejoras en los términos de intercambio elevarían el consumo de bienes transables y generarían efectos riqueza positivos que reducirían la oferta de trabajo del sector no transable. Ello conduce a un incremento en el precio relativo de bienes no transables y por tanto a una apreciación del TCR (se espera que $\beta_3 < 0$).

Finalmente, si suponemos que el gobierno gasta principalmente en bienes no transables, un incremento del consumo de gobierno desplaza hacia fuera la demanda por bienes en dicho sector, elevando su precio y generando una apreciación del TCR. (es decir, $\beta_5 < 0$).

Bajo ciertos supuestos en torno a los parámetros del modelo, la ecuación de tipo de cambio real en (2) puede ser estimada en las diferentes cuatro especificaciones:

$$\begin{aligned} \ln q &= \alpha_0 + \alpha_1 \frac{F}{Y} + \alpha_2 \ln y_T + \alpha_3 \ln y_N \\ &+ \alpha_4 \ln \left(\frac{P_T^X}{P_T^M} \right) + \alpha_5 \ln G + \varepsilon_1 \quad (M.1) \end{aligned}$$

¹⁵ Las desviaciones de la ley de un solo precio en los bienes transables son grandes y persistentes, pero estacionarias (Engel, 1993; Wei y Parsley, 1995), aun en la presencia de costos de transporte (Obstfeld y Taylor, 1997).

$$\ln q = \beta_0 + \beta_1 \frac{F}{Y} + \beta_2 \ln \frac{y_T}{y_N} + \beta_3 \ln \left(\frac{p_T^X}{p_T^M} \right) + \beta_4 \ln G + \varepsilon_2 \quad (\text{M.2})$$

$$\ln q = \gamma_0 + \gamma_1 \frac{F}{Y} + \gamma_2 \ln \frac{y_T}{y_T^*} + \gamma_3 \ln \frac{y_N}{y_N^*} + \gamma_4 \ln \left(\frac{p_T^X}{p_T^M} \right) + \gamma_5 \ln \left(\frac{G}{G^*} \right) + \varepsilon_3 \quad (\text{M.3})$$

$$\ln q = \phi_0 + \phi_1 \frac{F}{Y} + \phi_2 \ln \left(\frac{y_T}{y_N} / \frac{y_T^*}{y_N^*} \right) + \phi_3 \ln \left(\frac{p_T^X}{p_T^M} \right) + \phi_4 \ln \left(\frac{G}{G^*} \right) + \varepsilon_4 \quad (\text{M.4})$$

La variable dependiente, $\ln q$, es el tipo de cambio real multilateral (expresado en logaritmos). Entre sus principales determinantes, tenemos el coeficiente de activos externos netos con respecto del PIB, $\frac{F}{Y}$, el producto medio por trabajador en los sectores transable y no transable, y_T y y_N , respectivamente; el logaritmo de los términos de intercambio, $\ln \left(\frac{p_T^X}{p_T^M} \right)$, y el coeficiente de gasto de gobierno con respecto al producto, G . Nótese que las variables con asterisco se refieren a los indicadores del país foráneo.

IV. EVALUACIÓN EMPÍRICA

En la presente sección se analiza el comportamiento del tipo de cambio real en Chile durante el período 1977-2003. En primer lugar, se realiza un análisis de correlación entre el tipo de cambio real y sus fundamentos. Segundo, se contrasta la existencia de cointegración entre estas variables. Tercero, se estima la ecuación del tipo de cambio real de largo plazo utilizando técnicas univariadas y multivariadas y, finalmente, se utiliza una definición de tipo de cambio real con una canasta ampliada —TCR total

publicado por el BCCh que incluye economías emergentes— para analizar la robustez de nuestros resultados. Por último, se explican las fuentes de variación en el TCR de equilibrio observado en Chile a partir de las estimaciones.

1. Análisis de Correlación

Nuestro indicador de tipo de cambio real para Chile fue construido de acuerdo con lo descrito en la sección II (TCR-5) y, como prueba de robustez, también utilizamos el tipo de cambio real con una canasta ampliada, construido por el Banco Central de Chile (TCRT).¹⁶ Las trayectorias de ambos índices de TCR son similares con una discrepancia de niveles significativa en la segunda mitad de los años ochenta. Asimismo, tenemos que la correlación entre las tasas de crecimiento de ambos índices de TCR es de 0.935 (gráfico 1).

En el cuadro 2 se presenta la matriz de correlación entre el tipo de cambio real (tanto TCR-5 como TCRT) y los diferentes fundamentos.¹⁷ A continuación sintetizamos algunos de los resultados.

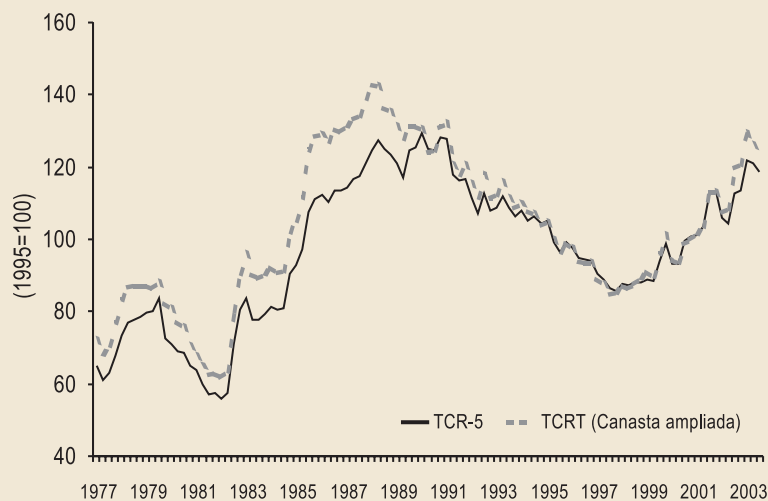
En primer lugar, el tipo de cambio real y el coeficiente de activos netos con respecto al PIB tienen una correlación negativa e igual a -0.59 . Ello implica que países con bajos pasivos externos netos suelen mostrar tipos de cambio reales más apreciados. Segundo, la correlación incondicional entre el tipo de cambio real y la productividad media de los sectores transable y no transable presenta el signo contrario al esperado por la teoría. Solo el índice TCRT presenta una correlación negativa —aunque no significativa— con la productividad media del sector transable. Este comportamiento puede deberse a la coexistencia de choques de oferta y demanda en nuestro indicador de productividad media que no es posible aislar en el cálculo de una correlación incondicional. Tercero, el tipo de cambio real tiene una correlación negativa con los términos de intercambio del orden de -0.23 . Es decir, episodios de mejoras en los términos de intercambio están asociados con períodos de apreciación cambiaria. Finalmente, el gasto de gobierno tiene una correlación negativa con el tipo de cambio real, que fluctúa entre -0.07 y -0.1 según el índice de TCR que se use.

En relación con las correlaciones cruzadas entre los fundamentos del tipo de cambio real, podemos

¹⁶ El índice TCR-5 incluye a Estados Unidos, Japón, Reino Unido, Canadá y la zona euro (Alemania, Bélgica, España, Francia, Italia, Países Bajos y Suecia). Por su parte, el índice TCRT además incluye a países de América Latina (Argentina, Brasil, Colombia, Ecuador, México, Perú y Venezuela) y de Asia (Corea y Taiwán).

¹⁷ Para evitar problemas de realizar correlaciones entre variables no estacionarias, todas fueron previamente expresadas en primeras diferencias.

Índice del Tipo de Cambio Real en Chile Información Trimestral, 1977-2003



destacar los siguientes resultados: Primero, en Chile la productividad laboral —tanto del sector transable como del no transable— tiene una elevada correlación con la productividad de ambos sectores, expresada en términos relativos de la productividad sectorial del país foráneo. Dicha correlación es igual a 0.98. Similar patrón muestra el gasto de gobierno en Chile relativo a la absorción pública del país foráneo.

Segundo, las variaciones de los términos de intercambio muestran una asociación positiva con los cambios en la posición de activos externos netos. Finalmente, el gasto del gobierno tiene una correlación negativa con el producto medio del sector no transable.

2. El Contraste de Cointegración

Para contrastar la presencia de una relación de cointegración entre el TCR y sus fundamentos, se utilizan las pruebas de cointegración desarrolladas por Johansen (1988, 1995). El enfoque de Johansen implica definir un vector autorre-

gresivo con corrección de error (VECM) con las variables involucradas en nuestro análisis,

$$\Delta X_t = \mu + \sum_{i=1}^{p-1} \Phi_i X_{t-i} + \Pi X_{t-1} + \varepsilon_t$$

donde Δ es el operador de primeras diferencias, Φ_i es una matriz de coeficientes ($n \times n$), y Π es una matriz

CUADRO 2

El Tipo de Cambio Real y sus Fundamentos: Análisis de Correlación Información Trimestral, 1977-2003

Variable	TCR-5	TCRT	NFAY	y(T)	y(N)	y(T/N)	y(T/T*)	y(N/N*)	HBS	TOT	g	g/g*
TCR-5	1.0000	0.9347	-0.5892	0.0077	-0.3062	0.2128	0.0133	-0.3030	0.2066	-0.2303	-0.0467	-0.0654
TCRT		1.0000	-0.5843	-0.0028	-0.2605	0.1729	-0.0074	-0.2667	0.1651	-0.2281	-0.0879	-0.0961
NFAY			1.0000	0.0044	0.3489	-0.2310	-0.0165	0.3284	-0.2258	0.3045	0.0074	0.0200
y(T)				1.0000	0.1757	0.7490	0.9877	0.1732	0.7518	0.0266	-0.1054	-0.0965
y(N)					1.0000	-0.5206	0.1443	0.9834	-0.5068	0.1434	-0.2371	-0.2163
y(T/N)						1.0000	0.7595	-0.5117	0.9931	-0.0735	0.0682	0.0619
y(T/T*)							1.0000	0.1583	0.7721	0.0060	-0.1022	-0.0983
y(N/N*)								1.0000	-0.5052	0.1237	-0.2315	-0.2172
HBS									1.0000	-0.0744	0.0596	0.0539
TOT										1.0000	-0.0333	-0.0224
g											1.0000	0.9969
G/g*												1.0000

Observaciones: TCR-5 y TCRT representan los índices de tipo de cambio real con la canasta de países industriales y con la canasta ampliada (que incluye economías emergentes), respectivamente. NFAY es el coeficiente de activos externos netos con respecto al PBI. Asimismo, y(T) es el producto por trabajador del sector transable, y(N) es el producto por trabajador del sector no transable, y(T/N) es el producto medio del sector transable respecto del sector no transable en Chile. Por otra parte, y(T/T*), y(N/N*) representan los productos medios del sector transable y no transable de Chile vis-a-vis el resto del mundo, respectivamente. HBS es el coeficiente de y(T/T*) respecto de y(N/N*). Los términos de intercambio están representados por TOT. Finalmente, g es el coeficiente del gasto de gobierno con respecto al PBI; mientras que g/g* es el coeficiente gasto-producto en Chile con respecto al coeficiente gasto-producto del resto del mundo.

de coeficientes ($n \times n$) cuyo rango determina el número de vectores de cointegración. Si Π tiene rango completo (n) o rango cero, podemos afirmar que no existe cointegración entre el tipo de cambio real y sus fundamentos. Sin embargo, si el rango de Π es igual a r , donde $r < n$; entonces existen las matrices α y β de rango $n \times r$, tales que $\Pi = \alpha\beta'$. La matriz β es la llamada matriz de cointegración según la cual $\beta'X_t \sim I(0)$ si es cierto que $X_t \sim I(1)$. Por otra parte, α es una matriz de ajuste que contiene la velocidad a la cual el sistema responde a desviaciones del nivel del TCR de equilibrio ocurridas en el período anterior.

Para contrastar la presencia de cointegración entre las variables contenidas en el vector X_t utilizamos

¹⁸ En resumen, para probar la existencia de cointegración, se usa: (a) la prueba de la traza cuya hipótesis nula es que no hay más de r vectores de cointegración; (b) el estadístico del valor propio máximo (l -max), que nos permite contrastar la hipótesis nula de que existen no más de r vectores de cointegración contra la alternativa de que existen $r+1$. Dado que la prueba de la traza tiene mayor poder que la prueba del valor propio máximo (Johansen, 1995), brindaremos mayor énfasis a la primera prueba durante el análisis e inferencia estadística que se realice.

dos pruebas de cociente de verosimilitud propuestos por Johansen: la prueba de la traza, cuya hipótesis nula es que existen no más de r vectores de cointegración distintos y la prueba del valor propio máximo (λ -max) donde se contrasta la hipótesis nula de que no hay más de r vectores de cointegración contra la hipótesis alternativa de que existen $r+1$ vectores de cointegración. Ambas pruebas no tienen una distribución estándar bajo la hipótesis nula (Johansen, 1988). Sin embargo, se pueden aproximar los valores críticos de estos estadísticos mediante el uso de técnicas de Monte Carlo.¹⁸ Una mayor discusión rigurosa del tema puede verse en Johansen (1995).

En nuestro caso, las variables incluidas en la matriz X son el coeficiente de activos externos netos con respecto al PIB, la productividad media del trabajador en los sectores transable y no transable, los términos de intercambio y el gasto de gobierno como porcentaje del PIB. En los estadísticos de la prueba de la traza y del valor máximo propio encontramos evidencia de tres vectores de cointegración. Por lo tanto, podemos concluir que existe una relación de largo plazo entre el TCR y sus fundamentos (cuadro 3).

CUADRO 3

Análisis de Cointegración Multivariado Información Trimestral, 1977.I – 2003.III

Prueba de hipótesis	Modelo sin país foráneo		Modelo con país foráneo	
	Ec. (M. 1)	Ec. (M. 2)	Ec. (M. 3)	Ec. (M. 4)
I. Prueba del valor propio máximo (l-max)				
$r=0$ vs. $r=1$	55.6 **	42.6 **	62.4 **	40.4 **
$r=1$ vs. $r=2$	25.4 **	25.1 **	25.3 **	24.7 **
$r=2$ vs. $r=3$	23.2 **	18.1 **	22.0 **	20.1 **
$r=3$ vs. $r=4$	18.2	14.7	19.5	16.9
$r=4$ vs. $r=5$	11.0	1.0	15.1	0.2
$r=5$ vs. $r=6$	1.6	...	1.3	...
II. Prueba de la Traza				
$r \leq 0$ vs. $r=1$	134.9 **	101.6 **	145.7 **	102.3 **
$r \leq 1$ vs. $r=2$	79.4 **	59.0 **	83.3 **	61.9 **
$r \leq 2$ vs. $r=3$	53.9 **	33.9 **	58.0 **	37.2 **
$r \leq 3$ vs. $r=4$	30.8	15.7	36.0	17.1
$r \leq 4$ vs. $r=5$	12.6	1.0	16.5	0.2
$r \leq 5$ vs. $r=6$	1.6	...	1.3	...

Nota: Los valores críticos par estas pruebas de cointegración son provistos por Osterwald-Lenum (1992). * (**) indica que la prueba es significativa al 10 (5) por ciento.

3. Resultados

En los cuadros 4-7 se presentan las estimaciones de la ecuación del tipo de cambio real para Chile durante el período 1977-2003. En primer lugar, se presentan estimaciones uniecuacionales de dicha ecuación —mínimos cuadrados ordinarios y dinámicos (cuadros 4 y 5). Luego, se presenta la estimación multiecuacional de los vectores de cointegración de Johansen (1988). Finalmente, se presenta un análisis de robustez de nuestras estimaciones al utilizar el índice de tipo de cambio real con canasta ampliada, TCRT.

Técnicas Uniecuacionales

En la estimación de las diferentes especificaciones de la ecuación de tipo de cambio real para Chile mediante mínimos cuadrados ordinarios (MCO), los signos de los coeficientes de las variables

explicativas reflejan las predicciones del modelo teórico, con algunas excepciones. La posición de activos externos netos tiene un coeficiente negativo y significativo en todas las especificaciones. Es decir, una mejora en la posición de activos externos netos está asociada con una apreciación del TCR.

El coeficiente de la productividad del sector transable es negativo, significativo y robusto a cambios en la especificación o medición. En este sentido, mejoras en la productividad del sector transable están asociadas a una apreciación del TCR. Por su parte, el coeficiente estimado de la productividad del sector no transable es positivo aunque no robusto a cambios en la especificación. Los términos de intercambio están asociados negativamente con el TCR, aunque dicha variable no es significativa en todas las especificaciones. Finalmente, el gasto de gobierno tiene una asociación negativa y significativa con el TCR (cuadro 4).

CUADRO 4

**El Tipo de Cambio Real en Chile: Mínimos Cuadrados Ordinarios
Información Trimestral, 1977.I – 2003.III**

Variable	Excluyendo el país foráneo		Incluyendo el país foráneo	
	[1]	[2]	[3]	[4]
Constante	1.6453 (1.16)	6.7211 ** (0.73)	5.9138 ** (1.50)	5.6363 ** (0.80)
F/Y	-0.1977 ** (0.02)	-0.1281 ** (0.01)	-0.1139 ** (0.02)	-0.1094 ** (0.01)
$\ln y_T$	-0.5728 ** (0.07)	...	-0.2153 ** (0.10)	...
$\ln y_N$	1.1030 ** (0.15)	...	0.2734 (0.35)	...
$\ln(y_T/y_N)$...	-0.2639 ** (0.09)	...	-0.2039 ** (0.09)
$\ln(p_X/p_M)$	0.0302 (0.14)	-0.1930 (0.16)	-0.2479 (0.18)	-0.2513 (0.18)
$\ln(G/Y)$	-0.1739 ** (0.08)	-0.4941 ** (0.07)	-0.5267 ** (0.10)	-0.5315 ** (0.09)
R^2	0.7823	0.7295	0.6946	0.6945

Observaciones: Nuestra variable dependiente es el índice de tipo de cambio real TCR5. En las dos primeras columnas del cuadro, las cifras de productividad y gasto de gobierno de Chile no son expresadas en relación a los valores registrados por el grupo de socios comerciales incluido en el TCR5. Dicha productividad y gasto de gobierno relativo a los valores del resto del mundo son utilizados en las dos últimas columnas. Los números entre paréntesis representan errores estándar robustos a problemas de heteroscedasticidad y autocorrelación. * (**) denota significancia estadística al 10 (5) por ciento.

Nuestros resultados de MCO presentados en el cuadro 4 deben ser interpretados muy cuidadosamente, dado que ellos pasan por alto la posible correlación entre choques a los fundamentos y choques al TCR en la representación triangular (Phillips, 1991). Este problema no solo genera estimaciones incongruentes sino que también deja fuera problemas de autocorrelación y causalidad inversa. Dichos problemas pueden ser corregidos paramétricamente mediante la inclusión de rezagos y adelantos de las primeras diferencias de las variables explicativas en la ecuación de cointegración. Tal procedimiento es conocido como “mínimos cuadrados dinámicos” y fue desarrollado paralelamente por Saikkonen (1991), Phillips y Loretan (1991) y Stock y Watson (1993).

Como señaláramos anteriormente, la técnica de mínimos cuadrados dinámicos corrige un problema no resuelto por la metodología de Engle y Granger (1987); es decir, corregir el problema de causalidad inversa debido a la correlación entre choques al TCR y a las fluctuaciones en sus fundamentos. Los coeficientes estimados en las diferentes especificaciones de la ecuación del TCR presentan signos coherentes con las predicciones del modelo (cuadro 5).

En primer lugar, la posición de activos externos netos tiene una correlación negativa y significativa con el índice de tipo de cambio real, la cual es robusta a cambios de especificación en el modelo. Según nuestras estimaciones, la reducción del coeficiente de activos externos netos respecto del PIB desde un promedio de -2.2 en el año 2000 a un promedio de -2.6 el 2002 explica una depreciación real acumulada del peso chileno de entre 3.1 y 5.9% en el período 2000-2002. Dicho impacto es mayor que el hallado por Céspedes y De Gregorio (1999), pero más acorde con los hallazgos de Lane y Milesi-Ferreti (2002).

Segundo, la productividad media del trabajador en los sectores transable y no transable presenta coeficientes significativos y coherentes con las predicciones del modelo, con excepción de la ecuación (M.3) (columna [3] del cuadro 5). Durante el período 2000-2002, la productividad relativa del sector transable respecto del sector no transable en Chile acumuló un crecimiento de 4.7%, lo cual explicaría una apreciación real acumulada del peso

CUADRO 5

**El Tipo de Cambio Real en Chile: Mínimos Cuadrados Dinámicos
Información Trimestral, 1977.I – 2003.III**

Variable	Excluyendo el país foráneo		Incluyendo el país foráneo	
	[1]	[2]	[3]	[4]
Constante	5.9212 ** (1.86)	9.5812 ** (1.04)	6.7683 ** (1.96)	8.5430 ** (1.04)
F/Y	-0.1359 ** (0.03)	-0.1022 ** (0.01)	-0.0209 ** (0.04)	-0.0726 ** (0.01)
$\ln y_T$	-0.3339 ** (0.13)	...	-0.0343 (0.13)	...
$\ln y_N$	0.5630 ** (0.26)	...	-0.3760 (0.44)	...
$\ln(y_T/y_N)$...	-0.3079 ** (0.10)	...	-0.1817 ** (0.09)
$\ln(p_X/p_M)$	-0.4362 ** (0.22)	-0.8082 ** (0.22)	-0.9382 ** (0.23)	-0.8829 ** (0.23)
$\ln(G/Y)$	-0.3010 ** (0.13)	-0.5146 ** (0.07)	-0.6707 ** (0.11)	-0.6156 ** (0.10)
R^2	0.9758	0.9776	0.9772	0.9754

Observaciones: Ver nota en el cuadro 1. Asimismo, las estimación de mínimos cuadrados dinámicos se realizaron con 3 rezagos y 1 adelanto en las primeras diferencias de las variables explicativas. estándar robustos a problemas de heteroscedasticidad y autocorrelación. * (**) denota significancia estadística al 10 (5) por ciento.

chileno de 1.5%—según estimaciones de la ecuación (M.2). Por otra parte, dicho producto relativo en Chile creció a una tasa mayor que la equivalente para el país foráneo —a una tasa acumulada de 3.8% en el período 2000-2002— lo que explicaría una apreciación real acumulada de 0.7% durante el período señalado según estimaciones de la ecuación (M.4). En síntesis, el coeficiente estimado de la productividad está en el rango estimado por Soto y Valdés (1998) y Valdés y Délano (1999).

Tercero, el coeficiente estimado de los términos de intercambio es positivo, significativo y robusto a las diferentes especificaciones del modelo, a diferencia de Soto y Valdés (1998) que no hallan significancia estadística para esta variable. Según nuestras estimaciones, un incremento acumulado de 6.2% en los términos de intercambio de Chile —como el experimentado entre los años 2000 y 2002— explicaría una apreciación real acumulada dentro de un rango de 2.7-5.5% durante ese período.

Finalmente, la absorción pública tiene un impacto negativo y significativo sobre el índice de TCR en todas las especificaciones de la ecuación de regresión (cuadro 5). Durante el período 2000-2002, el gasto de gobierno en Chile se elevó en 0.7 punto porcentual del PIB, lo cual explica una apreciación real acumulada de entre 1 y 1.6%. Por otra parte, el coeficiente de absorción pública a producto de Chile se redujo en 4.1%, explicando

una depreciación real acumulada del peso de 2% durante el período 2000-2002. Cabe destacar que nuestras estimaciones del impacto del gasto de gobierno sobre el TCR se encuentran dentro del rango pronosticado por Schmidt-Hebbel y Servén (1996).

Técnicas Multiecuacionales

Dado que la evidencia indica la existencia de más de un vector de cointegración entre el tipo de cambio real y sus fundamentos (cuadro 3), procedemos a estimar dichos vectores mediante la técnica de vectores autorregresivos con corrección de error (VECM) estipulada por Johansen (1988, 1991, 1995). Con excepción de la ecuación (M.3), los coeficientes de los fundamentos económicos del TCR presentan signos coherentes con el modelo teórico. Es decir, el peso chileno se aprecia en términos reales si la posición de activos externos neta mejora, si crece la productividad del sector transable respecto de la del no transable, si los términos de intercambio se elevan, y si existe un mayor gasto de gobierno (cuadro 6).

Sin embargo, los valores estimados de los coeficientes varían significativamente entre vectores dentro de un mismo modelo. En este sentido, cabe destacar que, si bien es cierto que los procedimientos de Johansen (regresión de rango reducido) y el de mínimos cuadrados dinámicos (basado en la representación triangular) son asintóticamente equivalentes cuando se usa el mismo sistema de

CUADRO 6

**El Tipo de Cambio Real en Chile: Análisis de VECM
Información Trimestral, 1977.I – 2003.III**

Model	F/Y	$\ln y_T$	$\ln y_N$	$\ln(y_T/y_N)$	$\ln(p_X/p_M)$	$\ln(G/Y)$
Ec.(M.1): v1	-0.0369	-0.6997	0.8717	...	-2.8441	-0.5841
Ec.(M.1): v2	-0.2497	-0.7383	1.5062	...	0.7512	0.0630
Ec.(M.2): v1	-0.0939	-0.1354	-0.2698	-0.7206
Ec.(M.2): v2	-0.1889	-1.0629	-0.3586	-0.3320
Ec.(M.3): v1	-0.0493	-0.0268	-0.0916	...	-0.4006	-1.1460
Ec.(M.3): v2	-0.2199	-0.9493	3.1079	...	-1.6821	0.0408
Ec.(M.4): v1	-0.0646	-0.0198	-1.0433	-1.0099
Ec.(M.4): v2	-0.1713	-1.0538	-0.5374	-0.2720

Observaciones: El rezago óptimo elegido para el vector autorregresivo con corrección de error de Johansen (1988, 1995) es 4. En este cuadro se reportan 2 vectores de cointegración por modelo, v1 y v2.

coordinadas en el espacio de cointegración, también lo es que estos procedimientos no son equivalentes en muestras finitas (Phillips, 1994). Así, las regresiones de rango reducido son más sensibles y proclives a producir valores fuera de la muestra extremos que otros procedimientos alternativos basados en la representación triangular. Ello porque el sistema de representación triangular explícitamente incorpora condiciones de identificación en el espacio de cointegración que aísla a un conjunto de regresores integrados de rango completo e identifica las ecuaciones de cointegración como ecuaciones estructurales individuales.¹⁹ El método de Johansen no impone restricciones a priori sobre el espacio de cointegración, sino que emplea reglas de normalización que únicamente determinan estimaciones

¹⁹ Cabe resaltar que dichas condiciones son análogas a las restricciones de identificación tradicionales en modelos de ecuaciones simultáneas.

empíricas de los vectores de cointegración como vectores propios generalizados en un análisis de correlación canónica entre los niveles y las diferencias de las series involucradas en el análisis (Phillips, 1994).

Análisis de robustez: El tipo de cambio real con una canasta ampliada

Para poder contrastar la robustez de nuestros resultados de mínimos cuadrados dinámicos, procedemos a reemplazar nuestro indicador del tipo de cambio real (TCR-5) por un índice del TCR con una canasta de países ampliada (TCRT). Dichas regresiones son reproducidas en el cuadro 7, y sus resultados se comparan con los reportados en el cuadro 5.

Cuando excluimos el país foráneo de nuestras mediciones de productividad y gasto de gobierno, los resultados de nuestras regresiones son cuantitativa y cualitativamente similares; es decir, los coeficientes

CUADRO 7

**El Tipo de Cambio Real en Chile:
Análisis de Robustez Uso de Canasta Ampliada de Países en el Índice de TCR
Información Trimestral, 1977.I – 2003.III
Técnica de Estimación: Mínimos Cuadrados Dinámicos**

Variable	Excluyendo el país foráneo		Incluyendo el país foráneo	
	[1]	[2]	[3]	[4]
Constante	7.6163 ** (1.88)	11.1410 ** (1.06)	7.6200 ** (2.09)	9.3042 ** (1.11)
F/Y	-0.0965 ** (0.03)	-0.0660 ** (0.01)	0.0356 ** (0.04)	-0.0195 ** (0.02)
ln y_T	-0.2214 * (0.14)	...	0.1299 ... (0.14)	...
ln y_N	0.4483 * (0.27)	...	-0.5346 (0.47)	...
ln(y_T/y_N)	...	-0.1987 ** (0.10)	...	-0.0218 ** (0.10)
ln(p_X/p_M)	-0.5406 ** (0.22)	-0.8881 ** (0.22)	-1.0895 ** (0.25)	-1.0227 ** (0.24)
ln(G/Y)	-0.6828 ** (0.13)	-0.8949 ** (0.07)	-1.1975 ** (0.12)	-1.1344 ** (0.11)
R ²	0.9744	0.9762	0.9733	0.9710

Observaciones: Nuestra variable dependiente es el índice de tipo de cambio real TCR total publicado por el Banco Central (este incluye países de América Latina y economías emergentes). Ver nota en el cuadro 1. La estimación de mínimos cuadrados dinámicos se realizaron con 3 rezagos y 1 adelanto en las primeras diferencias de las variables explicativas.

tienen el mismo signo, conservan la significancia estadística y sus valores son relativamente cercanos. Por otra parte, cuando incluimos en nuestros análisis las magnitudes de productividad y gasto de gobierno en relación con las del país foráneo, nuestros resultados cambian: el coeficiente de activos externos se vuelve no significativo y cambia de signo en el caso de la ecuación (M.3) (columna [3] del cuadro 7). También, los términos de productividad se convierten en regresores estadísticamente no significativos. Esto podría deberse a que las magnitudes foráneas de los regresores no incluyen los países de América Latina y Asia, ya que algunos de ellos no contaban con información trimestral de producto sectorial, empleo sectorial y gasto del gobierno para el período cubierto por nuestras estimaciones.

4. Explicando los Movimientos del TCR

Para poder discutir la evolución del tipo de cambio real en Chile, procedemos a tomar ciertas decisiones en torno a la especificación a usar y a la estimación preferida. Dados los problemas señalados con relación a las regresiones de rango reducido,

elegiremos nuestras estimaciones de mínimos cuadrados dinámicos (MCD) como las preferidas para discutir el comportamiento del TCR. Por otra parte, dado que los resultados de regresión excluyendo el país foráneo son coherentes —cualitativa y cuantitativamente— tanto para el índice TCR-5 como para el índice de TCR con canasta ampliada, elegiremos las ecuaciones de regresión (M.1) y (M.2) como el foco de nuestra discusión.

A partir de los modelos elegidos, procedemos a evaluar la capacidad de los mismos para pronosticar los movimientos del tipo de cambio real y cuáles serían las fuentes principales de variación del TCR en períodos específicos dentro de la muestra. En el cuadro 8 se reportan las fuentes de variación de las fluctuaciones del TCR de Chile en el mediano plazo para las estimaciones de MCD de las ecuaciones (M.1) y (M.2) utilizando el índice de tipo de cambio real TCR-5. En el cuadro 9 se reportan los mismos resultados para el índice de TCR de canasta ampliada, TCRT. Nuestra discusión de los resultados se concentrará en la proyección estática del modelo (M.2). Específicamente, analizaremos los movimientos del TCR y sus fundamentos en tres períodos: 1978-85, 1986-97, y

CUADRO 8

Fuentes de Variación del Tipo de Cambio Real en Chile
Información Trimestral, 1977.I – 2003.III
Técnica de Estimación: Mínimos Cuadrados Dinámicos
Índice de Tipo de Cambio Real TCR5, Proyección Estática

Variable	1978-85	1980-89	1986-97	1990-97	1998-02
Cambios observados	6.1%	3.9%	-2.7%	-5.2%	5.5%
I. Fuentes de Variación según el modelo M.1					
Cambios explicados	6.2%	4.4%	-2.4%	-3.0%	1.0%
<i>F/Y</i>	6.5%	3.0%	-3.7%	-3.1%	2.4%
$\ln y_T$	-1.5%	-0.3%	-0.7%	-1.7%	-1.8%
$\ln y_N$	-0.4%	0.1%	2.1%	2.2%	0.7%
$\ln(p_X/p_M)$	1.1%	0.1%	-0.7%	0.1%	0.4%
$\ln(G/Y)$	0.6%	1.5%	0.6%	-0.4%	-0.6%
II. Fuentes de Variación según el modelo M.2					
Cambios explicados	6.3%	4.8%	-2.5%	-3.2%	0.1%
<i>F/Y</i>	4.9%	2.2%	-2.8%	-2.3%	1.8%
$\ln(y_T/y_N)$	-1.6%	-0.2%	0.5%	-0.4%	-1.3%
$\ln(p_X/p_M)$	2.0%	0.1%	-1.3%	0.1%	0.8%
$\ln(G/Y)$	1.0%	2.6%	1.1%	-0.7%	-1.1%

1998-2002. Las magnitudes que se indicarán a continuación son variaciones porcentuales promedio del TCR para el período.

Entre 1978 y 1985, la crisis de la deuda se manifestó en una posición de activos externos netos desfavorable para el país, que contribuyó a una depreciación de 4.9%. La caída de los términos de intercambio y un menor gasto de gobierno contribuyeron a una depreciación real del peso chileno de 2 y 1%, respectivamente. Por otra parte, la mayor productividad del sector transable respecto del no transable en Chile condujo a una apreciación real de 1.6%. En resumen, nuestro modelo explica una apreciación real de 6.3% para dicho período (con respecto a una depreciación observada de 6.1%).

Durante la época de alto crecimiento en Chile, 1986-97, el tipo de cambio real se apreció a una tasa anual de 2.7%, mientras que el modelo explica una apreciación de 2.5%. La mayor parte de dicha apreciación atribuida a la mejor posición de activos externos netos (que explica una apreciación real del peso de 2.8%), seguido por las mejoras en los términos de intercambio (que explican una apreciación real de 1.3%). Por otra parte, el mayor

dinamismo de la productividad en el sector no transable con respecto al sector transable (con tasas de crecimiento promedio anual de 3.7 vs. 2%, respectivamente) llevó a que el producto relativo del sector transable en Chile cayera durante este período y ello explicara una depreciación real del peso de 0.5% al año. Finalmente, el gasto de gobierno se redujo durante el período, lo que contribuyó a una depreciación anual del TCR de 1.1%.

Finalmente, el peso chileno se depreció a una tasa promedio anual de 5.5% entre los años 1998 y 2002. Sin embargo, nuestro modelo solo explica una depreciación real de 0.1%. Las posiciones de activos externos netos y de los términos de intercambio pronostican conjuntamente una depreciación real de 2.5%, mientras que las trayectorias de la productividad relativa del sector transable y del gasto de gobierno predicen una apreciación real de 2.4% (panel II del cuadro 8).

5. El Tipo de Cambio Real de Equilibrio

Para poder discutir la evolución del tipo de cambio real de equilibrio de Chile, procedemos a tomar

CUADRO 9

Fuentes de Variación del Tipo de Cambio Real en Chile
Información Trimestral, 1977.I – 2003.III
Técnica de Estimación: Mínimos Cuadrados Dinámicos
Índice de Tipo de Cambio Real con Canasta Ampliada (TCRT), Proyección Estática

Variable	1978-85	1980-89	1986-97	1990-97	1998-02
Cambios observados	6.1%	3.9%	-2.7%	-5.2%	5.5%
I. Fuentes de Variación según el modelo M.1					
Cambios explicados	5.9%	5.5%	-0.9%	-2.4%	0.0%
<i>F/Y</i>	4.6%	2.1%	-2.6%	-2.2%	1.7%
$\ln y_T$	-1.0%	-0.2%	-0.4%	-1.2%	-1.2%
$\ln y_N$	-0.4%	0.1%	1.7%	1.7%	0.5%
$\ln(p_X/p_M)$	1.3%	0.1%	-0.9%	0.1%	0.5%
$\ln(G/Y)$	1.3%	3.4%	1.4%	-0.9%	-1.5%
II. Fuentes de Variación según el modelo M.2					
Cambios explicados	6.1%	5.9%	-1.0%	-2.7%	-0.8%
<i>F/Y</i>	3.2%	1.4%	-1.8%	-1.5%	1.1%
$\ln(y_T/y_N)$	-1.0%	-0.1%	0.3%	-0.3%	-0.8%
$\ln(p_X/p_M)$	2.2%	0.2%	-1.4%	0.2%	0.8%
$\ln(G/Y)$	1.7%	4.5%	1.9%	-1.1%	-1.9%

GRÁFICO 2

El Tipo de Cambio Real en Chile, 1977-2003

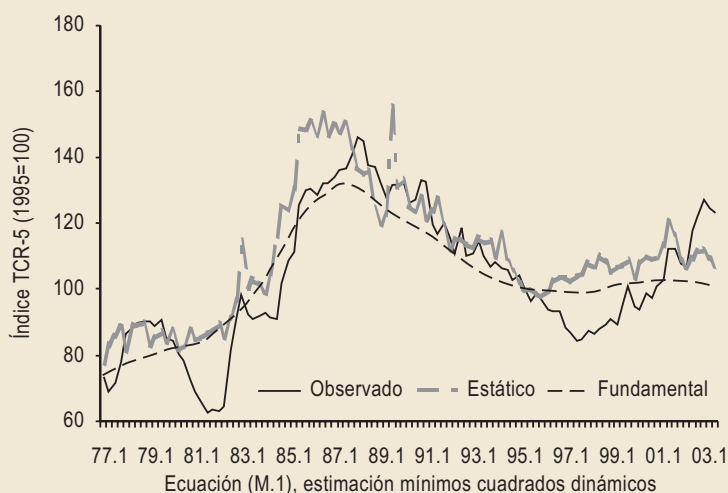
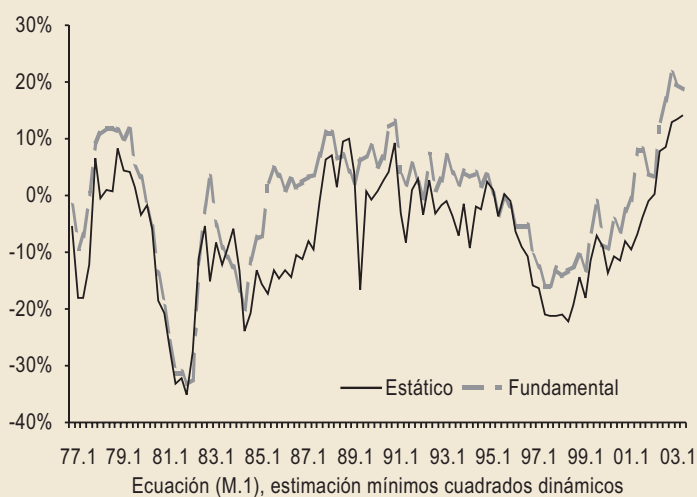


GRÁFICO 3

Desalineamientos del TCR en Chile, 1977-2003



ciertas decisiones en torno a qué especificación usar y cuál es la estimación preferida. Dados los problemas señalados en relación con las regresiones de rango reducido, elegimos nuestras estimaciones de mínimos cuadrados dinámicos como las preferidas para estudiar el comportamiento del TCR. Además, dado que los resultados de la regresión excluyendo el país foráneo son coherentes —cualitativa y cuantitativamente— tanto para el índice TCR-5 como para el índice de TCR con canasta ampliada, elegimos las ecuaciones de regresión (M.1) y (M.2) para el foco de nuestra discusión.

En la línea del trabajo de Soto y Valdés (1998) se presentan dos tipos de proyecciones del tipo de cambio real de equilibrio: (1) la proyección estática, que calcula el valor ajustado del TCR usando los valores observados de los fundamentos, y que nos da una buena medida del desempeño del modelo dentro de la muestra; (2) la proyección fundamental —o el tipo de cambio real de equilibrio fundamental— que calcula el valor del TCR utilizando el componente permanente de los fundamentos del TCR. Para poder obtener el componente permanente de nuestras variables explicativas utilizamos el filtro de *band-pass* de Baxter y King (1999).²⁰

En los gráficos 2 y 4 se presenta el tipo de cambio observado y proyectado utilizando las estimaciones de mínimos cuadrados dinámicos de las ecuaciones (M.1) y (M.2), respectivamente. Grosso modo, podemos observar que la trayectoria proyectada del TCR —ya sea estática o fundamental— logra replicar la trayectoria observada del tipo de cambio salvo para el período 1981-83 y el tercer trimestre de 1989. Asimismo, la proyección fundamental muestra una tendencia creciente en el tipo de cambio real durante el período 1977-85, seguida de

una tendencia hacia la apreciación real del peso chileno durante los años dorados del crecimiento económico (1986-97). Luego, el peso chileno ha mostrado una ligera tendencia hacia la apreciación

²⁰ El filtro de band-pass de Baxter y King es un filtro lineal, dado que el componente permanente de la serie se construye a partir de

promedios móviles centrados óptimos, de la forma $x_t^p = \sum_{i=k}^k a_i x_{t-i}$.

Sin embargo, la elección de la longitud del promedio móvil (k) y de sus ponderaciones (a_i) varía entre los diferentes fundamentos y se calcula en base a las propiedades estadísticas de las mismas.

real (a una tasa anual aproximada de 0.5% en el período 1998-2002).

El grado de desalineamiento del TCR en Chile correspondiente a las estimaciones de mínimos cuadrados ordinarios de los modelos (M.1) y (M.2) se presenta en los gráficos 3 y 5. Basados en los desalineamientos obtenidos a partir de la proyección fundamental, podemos señalar que el peso chileno estaba subvaluado durante el período 1978-80, seguido de una sobrevaluación en el período 1981-85 que fue interrumpida por la crisis de 1983. Otro período de sobrevaluación significativa (alrededor de 10% con respecto al nivel proyectado) puede observarse durante el período 1997-98 (cuadro 10).

Los resultados presentados más arriba en torno a los niveles de equilibrio del tipo de cambio real y del grado de desalineamiento tienen que interpretarse con mucho cuidado. El cálculo de los mismos, como se señalara en la sección II, depende de juicios en torno a la elección del modelo y al período muestral utilizado. En el primer caso, Chinn (2000) muestra que las monedas de los países del Este Asiático durante la crisis de 1997 podrían presentar una subvaluación o una sobrevaluación dependiendo del modelo utilizado; ya sea que dichos grados de desalineamiento sean medido por un un modelo de paridad del poder de compra, de productividad, o un modelo monetario. En el segundo caso, en cambio, la estimación de la ecuación de TCR para el período 1990-2003 nos produce un grado diferente de desalineamiento. Por ejemplo, el grado de sobrevaluación del TCR para el

GRÁFICO 4

El Tipo de Cambio Real en Chile, 1977-2003

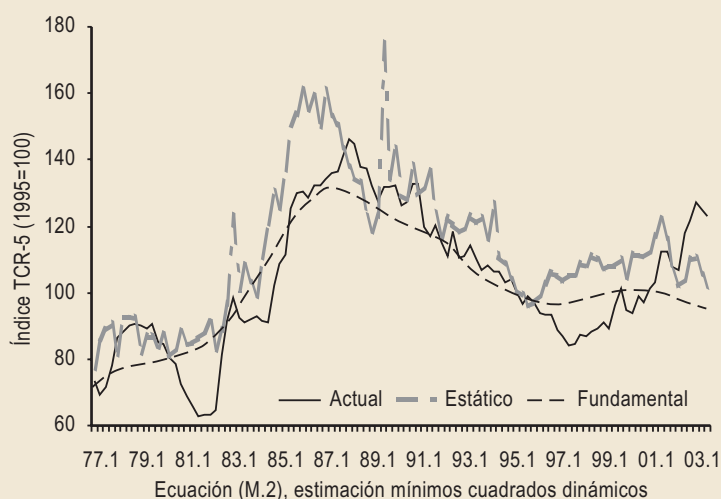
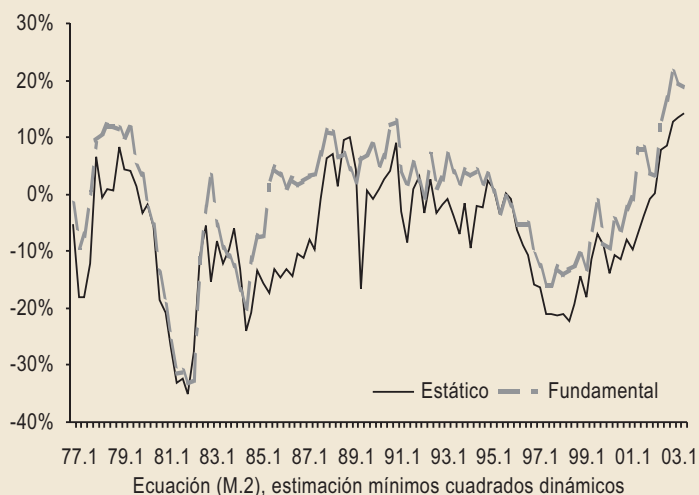


GRÁFICO 5

Desalineamientos del TCR en Chile, 1977-2003



período 1998-2002 es de alrededor de 4.5% según el modelo (M.1) para la muestra total (1977-2003). Si estimamos el mismo modelo para el período 1990-2002, el grado de sobrevaluación es menor de 3%.²¹

V. CONCLUSIONES

El objetivo del presente artículo es el de estimar la trayectoria de equilibrio del tipo de cambio para Chile, usando datos trimestrales para el período 1977-2003. Para poder brindar una interpretación

²¹ Aunque no reportadas, las estimaciones del modelo para el período 1990-2003 pueden ser solicitadas al autor.

estructural a nuestros resultados especificamos un modelo simple de determinación del TCR basado en la versión transable vs. no transable de Obstfeld y Rogoff (1995).

Entre los principales resultados tenemos:

- existe una relación de largo plazo entre el tipo de cambio real y sus fundamentos (activos externos netos, productividad en los sectores transable y no transable), los términos de intercambio, y el gasto de gobierno. Los signos de los coeficientes son coherentes con las predicciones del modelo y sus magnitudes están en línea con estudios previos. Así, el coeficiente de diferenciales de productividad obtenido es coherente con las estimaciones de Soto y Valdés (1998) y Valdés y Délano (1999). El coeficiente de gasto de gobierno se encuentra en el intervalo definido por los valores estimados por Soto y Valdés (1998) y Schmidt-Hebbel y Servén (1996). A diferencia del trabajo de Soto y Valdés, los términos de intercambio tienen un efecto significativo sobre el TCR. Finalmente, el coeficiente de los activos externos netos resulta superior al estimado por Soto y Valdés (1998) pero inferior al reportado por Céspedes y De Gregorio (1999).
- se observan dos períodos de depreciación pronunciada del peso chileno en 1978-85 y 1998-02. Durante el primer período, la depreciación real

del peso chileno es principalmente explicada por un mayor endeudamiento internacional neto (es decir, un empeoramiento de la posición de activos externos netos) y por la caída secular de los términos de intercambio. Específicamente, el coeficiente de activos externos netos respecto del PIB se redujo de -1.2 en 1977 a -5 en 1985, mientras los términos de intercambio declinaron a una tasa promedio anual de 2.5% entre los mismos años. Durante el período 1998-2002, ambas variables logran explicar solo una depreciación real de 2.6% anual (1.8% se atribuye a activos externos netos y 0.8% a términos de intercambio) de una depreciación real observada de 5.5%.

- el peso chileno se apreció a una tasa anual de 2.7% durante la época dorada del crecimiento en 1986-97, aunque nuestras estimaciones logran explicar una apreciación real de 2.5%. De acuerdo con nuestro modelo, la tendencia a la apreciación cambiaria se atribuyó a una posición favorable de activos externos netos (con un promedio anual que pasó de -5.0 en 1985 a -1.7 en 1997) y favorable de términos de intercambio (creciendo a una tasa promedio anual de 1.9%). Por otra parte, el mayor crecimiento de la productividad media del trabajador en el sector no transable respecto del trabajador del sector transable explica una depreciación real del peso de 0.5% anual durante este período.

CUADRO 10

Grado de Desalineamiento del Tipo de Cambio Real en Chile Información Trimestral, 1977.I – 2003.III

Técnica de Estimación: Mínimos Cuadrados Dinámicos
Índice de Tipo de Cambio Real con Canasta Ampliada (TCRT), Proyección Estática

Variable	1978-85	1980-89	1986-97	1990-97	1998-02
I. Tipo de Cambio Real TCR-5					
(M.1) Proy. Estática	-0.2%	-0.5%	-0.3%	-2.3%	4.5%
(M.1) Proy. Fundamental	0.3%	-0.5%	-1.0%	-2.3%	4.6%
(M.2) Proy. Estática	-0.2%	-0.9%	-0.2%	-2.0%	5.4%
(M.2) Proy. Fundamental	-0.1%	-0.7%	-0.8%	-2.0%	5.2%
II. Tipo de Cambio Real con canasta ampliada, TCRT					
(M.1) Proy. Estática	-0.1%	-1.1%	-0.4%	-1.7%	4.3%
(M.1) Proy. Fundamental	0.0%	-0.6%	-0.8%	-2.1%	3.9%
(M.2) Proy. Estática	-0.3%	-1.6%	-0.2%	-1.4%	5.1%
(M.2) Proy. Fundamental	-0.5%	-0.9%	-0.6%	-1.7%	4.5%

- la caída de la absorción pública (como porcentaje del PIB) durante los ajustes fiscales en el período 1978-85 explicó una depreciación real del peso chileno de 0.6% (dicha contribución es de 1.5% en el período 1980-89). Sin embargo, el mayor gasto fiscal en el período 1998-02 ayuda a explicar una tasa promedio real anual de apreciación de 0.6%.
- finalmente, queremos recalcar que los resultados en torno a la trayectoria de tendencia estimada del TCR para Chile, y el grado de desalineamiento, deben ser interpretados con cuidado. Primero, los valores del nivel de equilibrio —y, por ende, del grado de desalineamiento— dependen del modelo teórico que se use. Además, el modelo que utilizamos no impone juicios normativos en torno al equilibrio interno y externo de la economía. En este sentido, este artículo calcula un nivel de tipo de cambio de tendencia para Chile, el cual es útil para evaluar las fluctuaciones del TCR. Por último, los niveles de equilibrio y de desalineamiento son sensibles al período de estimación utilizado. Ejercicios no reportados nos muestran que el grado de desalineamiento cambiario varía cuando se cambia la muestra empleada para estimar la ecuación del TCR.

REFERENCIAS

- Alberola, E., S.G. Cervero, H. López, A. Ubide, (1999). “Global Equilibrium Exchange Rates: Euro, Dollar, ‘Ins,’ ‘Outs’ and Other Major Currencies in a Panel Cointegration Framework.” IMF Working Paper N°175, diciembre.
- Alberola, E. y H. López, (2001). “Internal and External Exchange Rate Equilibrium in a Cointegration Framework: An Application to the Spanish Peseta.” *Spanish Economic Review* 3(1): 23-40.
- Annicchiarico, B. (2002). “Fiscal Policy and Exchange Rates.” Universidad de Roma “Tor Vergata” Mimeo.
- Arrau, P., J.A. Quiroz y R. Chumacero (1992). “Ahorro y Tipo de Cambio Real.” *Cuadernos de Economía* 88: 349-86.
- Balassa, B. (1964). “The Purchasing Power Parity Doctrine: A Reappraisal.” *Journal of Political Economy* 72: 584-96.
- Balvers, R.J. y J.H. Bergstrand (2002). “Government Expenditure and Equilibrium Real Exchange Rates.” *Journal of International Money and Finance* 21: 667-92.
- Baxter, M. y R.G. King (1999). “Measuring Business Cycles: Approximate Band-pass Filters for Economic Time Series.” *The Review of Economics and Statistics* 81: 575-93.
- Bennett, H. y R. Valdés (2001). “Series de Términos de Intercambio de Frecuencia Mensual para la Economía Chilena: 1965-1999.” Documento de Trabajo N°98, Banco Central de Chile.
- Black, S.W. (1994). “On the Concept and Usefulness of the Equilibrium Rate of Exchange.” En *Estimating Equilibrium Exchange Rates*, editado por J. Williamson. Institute for International Economics, Washington, DC .
- Broner, F., N. Loayza y H. López (1999). “Real Exchange Rate Misalignment in Latin America.” Mimeo, Banco Mundial. Washington DC.
- Budnevich, C., G. Lefort y L. Riveros (1986). “Trimestralización de las Series Nacionales del Empleo.” *Estudios de Economía* 13(1): 155-65.
- Calderón, C.A. (2002). “Real Exchange Rates in the Long and Short Run: A Panel Cointegration Approach.” Documento de Trabajo N°153, Banco Central de Chile.
- Calderón, C.A. y R. Duncan (2003). “Purchasing Power Parity in an Emerging Market Economy: A Long-span Study for Chile.” *Estudios de Economía* 30(1): 103-32.
- Canzoneri, M.B., R.E. Cumby y B. Diba (1999). “Relative Labor Productivity and the Real Exchange Rate in the Long Run: Evidence for a Panel of OECD Countries.” *Journal of International Economics* 47: 245-266.
- Cassel, G. (1922). *Money and Foreign Exchange After 1914*. Constable and Co. Londres, Reino Unido.
- Cavallo, M. y F. Ghironi (2002). “Net Foreign Assets and the Exchange Rate: Redux Revived.” *Journal of Monetary Economics* 49: 1057-97.
- Clark, P.B. y R. MacDonald (1999). “Exchange Rates and Economic Fundamentals: A Methodological Comparison of BEERs and FEERs.” En: *Equilibrium Exchange Rates*, editado por R. MacDonald y J.L. Stein. Kluwer Academic Publishers, Londres, Reino Unido.
- Clark, P.B. y R. MacDonald (2000). “Filtering the BEER: A Permanent and Transitory Decomposition.” IMF Working Paper N°144, agosto.
- Céspedes, L.F. y J. De Gregorio (1999). “Tipo de Cambio Real, Desalineamiento y Devaluaciones: Teoría y Evidencia para Chile.” Mimeo, Centro de Economía Aplicada, Departamento de Ingeniería Industrial, Universidad de Chile, marzo.
- Chinn, M.D. (1997). “Sectoral Productivity, Government Spending, and Real Exchange Rates: Empirical Evidence for OECD Countries.” NBER Working Paper N°6017.
- Chinn, M.D. (2000). “Three Measures of East Asian Currency Overvaluation.” *Contemporary Economic Policy* 18: 205-14.
- De Gregorio, J. (1996). “Determinantes del Tipo de Cambio Real.” En: *Análisis del Tipo de Cambio en Chile*, editado por F.G. Morandé y R. Vergara. Centro de Estudios Públicos, Santiago de Chile.

- De Gregorio, J. y H. Wolf (1994). "Terms of Trade, Productivity and the Real Exchange Rate." NBER Working Paper N°4807.
- Drine, I. y C. Rault (2003). "On the Long-run Determinants of Real Exchange Rates for Developing Countries: Evidence from Africa, Latin America, and Asia." Williamson Davidson Working Paper N°571, mayo.
- Duval, R. (2002). "What Do We Know about Long Run Equilibrium Real Exchange Rates? PPPs vs. Macroeconomic Approaches." *Australian Economic Papers* 41: 382-403.
- Edwards, S. (1989). *Real Exchange Rates, Devaluation, and Adjustment*. Cambridge, MA: MIT Press.
- Elbadawi, I.A. y R. Soto (1997). Capital Flows and Long-term Equilibrium Real Exchange Rates in Chile." *Revista de Análisis Económico* 12(1): 35-62.
- Engel, C.M. (2000). "Long Run PPP May Not Hold After All." *Journal of International Economics* 57: 243-73.
- Engle, R.F. y C.W.J. Granger (1987). "Cointegration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing." *Econometrica* 55: 251-76.
- Faruqee, H. (1995). Long-run Determinants of the Real Exchange Rate: A Stock-Flow Equilibrium Approach. *IMF Staff Papers* 42: 80-107.
- Froot, K.A. y K. Rogoff (1995). "Perspectives on PPP and Long-run Real Exchange Rates." En *Handbook of International Economics*, Vol. 3, editado por G. Grossman y K. Rogoff. North Holland, Amsterdam.
- Harberger, A.C. (1989). "Applications of Real Exchange Rate Analysis." *Contemporary Policy Issues* 7: 1-26.
- Isard, P. y H. Faruqee (1988). "Exchange Rate Assessment: Extensions of the Macroeconomic Balance Approach." IMF Occasional Paper N°167, Washington, DC.
- Johansen, S.J. (1988). "Statistical Analysis of Cointegration Vectors." *Journal of Economic Dynamics and Control* 12: 231-54.
- Johansen, S.J. (1995). Likelihood-based Inference in Cointegrated Vector Autoregressive Models. Oxford, Oxford University Press.
- Lane, P.R. y G.M. Milesi-Ferreti (2000). "The Transfer Problem Revisited: Net Foreign Assets and Real Exchange Rates." IMF Working Paper N°123, Washington, DC.
- LeFort, G., 1986. "Trimestralización del Producto Geográfico Bruto por Origen y Destino." *Estudios de Economía* 13(1): 167-89.
- Lothian, J.R. y M.P. Taylor (2003). "Real Exchange Rates, Non-linearities and Balassa-Samuelson Effects." Fordham University, School of Business, Mimeo.
- Lucas, R.E. (1982). "Interest Rates and Currency Prices in a Two-country World." *Journal of Monetary Economics* 10: 335-59.
- Nurkse, R. (1945). "Conditions of International Monetary Equilibrium." *Princeton Essays in International Finance* N°4. Princeton, NJ: Princeton University Press
- Obstfeld, M. y K. Rogoff (1995). "Exchange Rate Dynamics Redux." *Journal of Political Economy* 103: 624-60.
- Obstfeld, M. y A.M. Taylor (1997). "Nonlinear Aspects of Goods-market Arbitrage and Adjustment: Heckscher's Commodity Points Revisited." *Journal of the Japanese and International Economies* 11: 441-78.
- Phillips, P.C.B. (1994). "Some Exact Distribution Theory for Maximum Likelihood Estimators of Cointegrating Coefficients in Error Correction Models." *Econometrica* 62: 73-93.
- Phillips, P.C.B. y M. Loretan (1991). "Estimating Long-run Economic Equilibria." *Review of Economic Studies* 58: 407-36.
- Rogoff, K. (1996). "The Purchasing Power Parity Puzzle." *Journal of Economic Literature* 34: 647-68.
- Samuelson, P.A. (1964). "Theoretical Notes on Trade Problems." *Review of Economics and Statistics* 46: 145-54.
- Saikkonen, P. (1991). "Asymptotically Efficient Estimation of Cointegration Regressions." *Econometric Theory* 7: 1-21.
- Sarno, L. y M.P. Taylor (2002). "Purchasing Power Parity and the Real Exchange Rate." *IMF Staff Papers* 49(1): 65-105.
- Schmidt-Hebbel, K. y L. Servén (1996). "Ajuste Fiscal y Tipo de Cambio bajo Expectativas Racionales en Chile." En *Análisis del Tipo de Cambio en Chile*, editado por F.G. Morandé y R. Vergara. Centro de Estudios Públicos, Santiago, Chile.
- Soto, C. y R. Valdés (1998). "Tipo de Cambio Real de Equilibrio y Desalineamiento Cambiario en Chile." Mimeo, Banco Central de Chile.
- Stein, J.L. (1994). "The Natural Real Exchange Rate of the US Dollar and Determinants of Capital Flows." En *Estimating Equilibrium Exchange Rates*, editado por J. Williamson. Institute for International Economics, Washington DC.
- Stein, J.L. (1999). "The Evolution of the Real Value of the US Dollar Relative to the G-7 Currencies." En *Equilibrium Exchange Rates*, editado por R. MacDonald y J.L. Stein. Kluwer Academic Press, Londres, Reino Unido.
- Stein, J.L. y P.R. Allen (1995). *Fundamental Determinants of Exchange Rates*. Oxford: Oxford University Press.
- Stock, J.H. y M.W. Watson (1993). "A Simple Estimator of Cointegrating Vectors in Higher Order Integrated Systems." *Econometrica* 61: 783-820.
- Stockman, A.C. (1987). "The Equilibrium Approach to the Exchange Rates." *Federal Reserve Bank of Richmond Economic Review* 73: 12-30.

- Tille, C., N. Stoffels y O. Gorbachev (2001). "To What Extent Does Productivity Drive the Dollar?" *Federal Reserve Bank of New York Current Issues in Economics and Finance* 7(8): 1-6.
- Valdés, R. y V. Délano (1999). "Productividad y Tipo de Cambio Real de Largo Plazo." *Revista de Análisis Económico* 14: 3-21.
- Wei, S.-J. y D.C. Parsley (1995). "Purchasing Power Parity during the Floating Rate Period: Exchange Rate Volatility, Trade Barriers and Other Culprits." NBER Working Paper N°5032.
- Williamson, J. (1983). "The Exchange Rate System." *Policy Analyses in International Economics* 5 Rev. Ed. 1985. Institute for International Economics, Washington DC.
- Williamson, J. (1994). *Estimating Equilibrium Exchange Rates*. Institute for International Economics, Washington DC.
- Wren-Lewis, S. (1992). "On the Analytical Foundations of the Fundamental Equilibrium Exchange Rate." En *Macroeconomic Modeling of the Long Run*, editado por C.P. Hargreaves. Edward Elgar: 220-48.

APÉNDICE

PRINCIPALES CARACTERÍSTICAS DEL MODELO TEÓRICO

En el presente apéndice se describen las características básicas del modelo especificado en Calderón (2002). Entre los principales aspectos del modelo, podemos apreciar:

En primer lugar tenemos dos países, el país propio (H) y el país foráneo (F). Cada uno cuenta con dos sectores de producción: un sector de bienes transables y un sector de bienes no transables. Mientras el sector transable tiene un bien homogéneo cuyo precio es determinado en los mercados mundiales de manera competitiva, el sector no transable tiene una estructura monopólica y precios rígidos. Segundo, cada representante del país propio está dotado de una cantidad constante del bien transable en cada período, \bar{y}_T , teniendo además el poder monopólico sobre uno de los bienes no transables $z \in [0,1]$. Los productores residen en ambos países, donde los productores del país propio se encuentran sobre el intervalo $[0,n]$ y los productores foráneos se localizan en el intervalo $(n,1]$. Tercero, las preferencias sobre el consumo real y el esfuerzo laboral son similares para todos los agentes en el mundo.¹ Finalmente, el gobierno consume únicamente bienes no transables, ejerciendo una presión adicional sobre la demanda del mismo.

A partir del modelo obtenemos las siguientes condiciones de primer orden:

- i. existe un desplazamiento de consumo futuro al presente a medida que la tasa de interés real basada en el consumo es más baja si el nivel de precios agregado relativo al precio de bienes transables en el presente es menor a su valor en el futuro (efecto intertemporal). Sin embargo, ello también incentiva la sustitución desde bienes transables hacia no transables (efecto intratemporal). El efecto

intertemporal prevalecerá sobre el intratemporal si la elasticidad intertemporal de sustitución es mayor que la elasticidad de sustitución intratemporal.

- ii. el consumo relativo de bienes transables con respecto al de no transables depende inversamente de su precio relativo, con una elasticidad constante de sustitución entre dichos bienes.
- iii. a partir de la oferta de equilibrio de bienes no transables, se observa que el nivel de producción de no transables es menor si el consumo agregado o el gasto de gobierno es más elevado.²

Llevando a cabo una aproximación alrededor del estado estacionario de nuestro modelo (donde $\tilde{X} \equiv dX/X_0$ denota el cambio porcentual relativo al estado estacionario de referencia), tenemos:

$$\tilde{P}_N - \tilde{P}_T = \frac{1+\sigma}{\theta(1+\sigma)+\gamma(\sigma-\theta)} \left[r\tilde{F} + \tilde{Y}_T + \tilde{P}_T^X \right] - \frac{\sigma}{1+\sigma} \tilde{A}_N + \tilde{G} \quad (\text{A.1})$$

$$\tilde{P}_N^* - \tilde{P}_T^* = \frac{1+\sigma}{\theta(1+\sigma)+\gamma(\sigma-\theta)} \left[-\left(\frac{n}{1-n}\right)r\tilde{F} + \tilde{Y}_T^* \right] + \tilde{P}_T^X - \frac{\sigma}{1+\sigma} \tilde{A}_N^* + \tilde{G}^* \quad (\text{A.2})$$

De acuerdo con estas ecuaciones, las fluctuaciones alrededor del estado estacionario en el precio relativo de transables a no transables, $(\tilde{P}_N - \tilde{P}_T)$, están determinadas por fluctuaciones de los activos externos netos, $\tilde{F} \equiv dF/C_{T0} = (1/\gamma)(dF/Y_0)$, fluctuaciones de la productividad de los sectores de bienes transables y no transables (\tilde{Y}_T y \tilde{A}_N , respectivamente), movimientos de los términos de intercambio $(\tilde{P}_T^X - \tilde{P}_T^M)$, y cambios en el gasto del gobierno con respecto al PIB (\tilde{G}).

¹ Dada la simetría de preferencias y restricciones presupuestarias entre individuos, procedemos a resolver el problema de optimización para el consumidor-productor representativo del país propio.

² Junto con estas condiciones de primer orden, requerimos de una condición de transversalidad (es decir, que la deuda externa tenga un límite) para poder caracterizar el equilibrio del modelo.