



Documento de Trabajo

ISSN (edición impresa) **0716-7334**

ISSN (edición electrónica) **0717-7593**

Fundamentos del Tipo de Cambio Real en Chile.

**Rodrigo Cerda N.
Alvaro Donoso B.
Aldo Lema N.**

Versión impresa ISSN: 0716-7334
Versión electrónica ISSN: 0717-7593

PONTIFICIA UNIVERSIDAD CATOLICA DE CHILE
INSTITUTO DE ECONOMIA

Oficina de Publicaciones
Casilla 76, Correo 17, Santiago
www.economia.puc.cl

**FUNDAMENTOS DEL TIPO DE
CAMBIO REAL EN CHILE**

**Rodrigo Cerda Norambuena
Alvaro Donoso Barros
Aldo Lema Navarro**

Documento de Trabajo N° 244

Santiago, Junio 2003

INDICE

RESUMEN	1
1. INTRODUCCION	2
2. INVESTIGACION RECIENTE DE LOS DETERMINANTES DEL TCR EN CHILE	3
3. MEDICION DEL TCR	4
4. ANALISIS EMPIRICO DE LA EVOLUCION DEL TCR	8
4.1. Los fundamentos del TCR	8
4.2. Resultados empíricos	11
4.3. Descomposición de la variación del TCR en el período muestral	17
4.4. Modelo de corto plazo	18
5. CONCLUSIONES Y CONSECUENCIAS DE POLITICA	20
6. REFERENCIAS	23
ANEXO DESCRIPCION DE LOS DATOS	25

FUNDAMENTOS DEL TIPO DE CAMBIO REAL EN CHILE

Rodrigo Cerda Norambuena*

Alvaro Donoso Barros**

Aldo Lema Navarro***

Resumen

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

Clasificación JEL: F31, F41.

Palabras Clave: Tipo de Cambio Real; Fundamentales; Productividad, Chile, Efecto Balassa-Samuelson, Efecto Salter-Swan.

* Instituto de Economía de la Pontificia Universidad Católica de Chile. Correo 17, Casilla 76, Santiago, Chile. E-mail: rcerda@faceapuc.cl

** Vicepresidente Ejecutivo del Centro de Investigación en Economía y Finanzas (CIEF) de la Universidad Andrés Bello (UNAB). Dirección: Fernández Concha 700 (La Casona de las Condes, piso 2). Santiago de Chile. E-mail: a_donoso@unab.cl

*** Director Ejecutivo del Centro de Investigación en Economía y Finanzas (CIEF) de la Universidad Andrés Bello (UNAB). Dirección: Fernández Concha 700 (La Casona de las Condes, piso 2). Santiago de Chile. E-mail: a_lema@unab.cl.

Agradecemos a Angel Cabrera, Sebastián Cerda, Jorge Desormeaux, Larry Sjaastad, Raimundo Soto y los participantes en un Seminario del Cief, por sus valiosos comentarios y sugerencias a versiones preliminares de este documento. Los errores que subsistan son de responsabilidad exclusiva de los autores.

1. INTRODUCCIÓN

Es difícil encontrar en la literatura económica chilena un tema más investigado que el tipo de cambio real (TCR). Su posición privilegiada se justifica no sólo por su importancia en la asignación de los recursos entre sectores transables y no transables en la economía, sino además por su rol clave para definir la estrategia de inversión financiera y endeudamiento externo de los agentes económicos y el diseño de la política monetaria y cambiaria. Por ejemplo, ante desequilibrios importantes de cuenta corriente (problema de solvencia intertemporal), la primera perspectiva destaca el rol del TCR para estimular la oferta de transables y atenuar el desempleo en los no transables derivado de la ineludible corrección del exceso de gasto¹. Con un aumento del TCR, se dejaría a la economía operando en condiciones más eficientes (con menor desempleo).

En la perspectiva financiera, su importancia radica en que sin la existencia de controles a los capitales externos, la tasa de interés real en Chile debe igualarse a la suma de la tasa de interés externa relevante, la prima por riesgo país y el incremento porcentual esperado para el TCR. Así, el intento del Banco Central de desarrollar una política monetaria independiente durante los '90, se vio obstaculizado por las expectativas de apreciación real de la moneda que justificaban tasas de interés domésticas más bajas que las efectivamente observadas. Una solución parcial se alcanzó incorporando controles a la entrada de capitales (encaje).

Este trabajo busca responder interrogantes como: ¿Qué factores determinaron la trayectoria registrada por el TCR en la segunda mitad de los '80? ¿A qué se debió la fuerte caída observada entre mediados de los '80 y fines de los '90, período en el cual el régimen cambiario fue administrado? ¿Hubo algún grado de responsabilidad de la política monetaria en la caída observada durante los '90? ¿Estaba desalineado el TCR al irrumpir la crisis internacional de fines de los '90 respecto a lo sugerían sus fundamentos? ¿Con qué parámetros debería proyectarse su evolución en los próximos años?

En general, existe cierto consenso respecto a que la relación gasto-PIB (efecto Salter-Swan) y los términos de intercambio son variables relevantes para explicar la trayectoria del TCR. Es así como en trabajos anteriores, la semielasticidad del TCR a la relación gasto-producto ha fluctuado entre -0,1 y -2,1 (exceptuando los modelos anuales de Arellano y Larraín con un valor de -3,2 y Corbo y Fischer con -5,0), y la elasticidad respecto a términos de intercambio entre 0 y -0,95. Sin embargo, luego de controlar por ambos factores, el TCR registró una tendencia decreciente durante la segunda mitad de los '80 y entre 1990 y 1997.² Recuérdese que en el primero de estos períodos, la economía procesó un ajuste de gasto interno (reducción en el déficit de cuenta corriente corregido por términos de intercambio) equivalente a 10 puntos del PIB. También en dicho período, la tasa de ahorro nacional pasó de 7,8% del PIB en 1985 a 23,2% en 1990, para luego declinar gradualmente hasta alcanzar a 20,5% del PIB durante 1998. En el segundo período el aumento del gasto o deterioro del déficit en cuenta corriente alcanzó a 6% del PIB.

Por su parte, también resulta difícil conciliar el fuerte ajuste experimentado por la relación gasto-producto durante 1998 y 1999, derivado de la crisis económica internacional y las medidas adoptadas por las autoridades para atenuar sus efectos, con el moderado incremento registrado por el TCR en el período mencionado. En efecto, mientras que el déficit en cuenta corriente -corregido por términos de intercambio- se ajustó en casi 7 puntos porcentuales entre 1997 y 1999, el TCR prácticamente no subió en dicho período.³ Considerando el valor modal del efecto Salter-Swan en trabajos anteriores, el alza derivada de TCR debería haber sido de al menos 10%. Esta es una

¹ Ante una reducción del gasto, caerá la demanda de no transables y de transable cae (suponiendo preferencias homotéticas), por lo cual se produce un exceso de oferta de no transables, induciendo un aumento de TCR que la autoridad económica debería facilitar.

² Ello incluso indujo al Banco Central a incorporar en la regla cambiaria el supuesto de una caída del TCR de 2,0 anual.

³ Como definición de TCR se escoge una basada en el Índice de Precios de Importaciones en dólares excluyendo Petróleo y desestacionalizado.

estimación conservadora dado que además debería añadirse el impacto del deterioro de los términos de intercambio que aconteció en este período.

En resumen, un modelo plausible basado en estos factores habría predicho un incremento más pronunciado del TCR en Chile durante la segunda mitad de los '80, una caída menos acentuada entre 1990 y 1997, y un aumento más fuerte a partir de 1998 cuando irrumpió la crisis financiera internacional. Por lo tanto, resulta insoslayable identificar la presencia de otras variables en la determinación de largo plazo del TCR. En definitiva, a pesar de la extensa investigación relacionada a este tema, el debate sobre los determinantes del TCR en Chile no está cerrado.

Es por esta razón que este trabajo, enmarcado en la línea de investigación inaugurada por Sjaastad (1996), explora otros eventuales determinantes tanto desde la perspectiva de la oferta como de la demanda, nucleados en una forma reducida estándar. El trabajo utiliza como periodo muestral el periodo comprendido entre el primer trimestre de 1986 y el tercer trimestre de 1999. Se eligió este periodo de tiempo porque se caracteriza por ser una etapa en que el Banco Central de Chile administraba la evolución del tipo de cambio nominal. A partir de finales de 1999, el régimen monetario fue modificado y el tipo de cambio pasó a ser completamente flexible. Por lo tanto, para no contaminar nuestras estimaciones con cambios de política, se decidió trabajar con el periodo muestral de tipo de cambio fijado.

Como paso previo se efectúa un repaso breve a los principales resultados sobre los determinantes del TCR en Chile (Sección 2). Para realizar el trabajo empírico se parte discutiendo la medida de TCR utilizada. Siguiendo a Sjaastad (1996) se define una medida que represente una mejor aproximación a la trayectoria verdadera de la razón de precios relativos entre el sector transable y el no transable en la economía. Esta medida es llamada TCR verdadero (TCRV). Estos desarrollos, junto con la elección de los precios externos relevantes para el caso chileno, forman parte de la Sección 3. En cambio, la sección 4 presenta el enfoque teórico, la metodología utilizada y los resultados empíricos. Los parámetros de largo plazo se rescataron utilizando el enfoque de cointegración de Engle-Granger. La dinámica de corto plazo se estimó tanto en base a un enfoque de corrección de errores para el TCR como a un modelo simple para la aceleración inflacionaria. Con los parámetros de largo plazo, la parte final de la Sección 4 se destinó a descomponer la variación experimentada por el TCR entre 1986.1 y 1999.3. Finalmente, la sección 5 concluye el trabajo, explicitando las principales consecuencias en materia de política económica.

2. INVESTIGACIÓN RECIENTE DE LOS DETERMINANTES DEL TCR EN CHILE

Existiendo cierto consenso respecto a la influencia de la relación gasto-producto (efecto Salter-Swan) y de los términos de intercambio en la determinación en la trayectoria del TCR en Chile, en el último quinquenio se generó una extensa investigación dedicada a explorar otros eventuales determinantes.

Una primera corriente se concentró en factores de oferta, destacando el énfasis otorgado a la verificación del efecto Balassa-Samuelson (1964), denominación alusiva a la elasticidad del TCR respecto al diferencial de crecimiento entre la productividad de bienes transables y la de no transables.

Valdés-Délano (1998), utilizando tres enfoques metodológicos alternativos (calibración de un modelo simple, series de tiempo y la extrapolación de evidencia internacional en base a un panel de países), estiman el efecto Balassa-Samuelson en torno -0,45 (medido en términos de elasticidad).⁴ En De Gregorio (1996) el efecto del diferencial de productividad (respecto a EE.UU.) fluctúa entre -0,5 y -1,5 en función de la muestra utilizada. En ese trabajo, como reconoce el propio

⁴ Éste es un cálculo propio ya que estos autores reportaron los coeficientes en forma de semielasticidades sin informar los niveles de las variables.

autor, la omisión de variables relevantes podría haber generado sesgos en los estimadores. La única variable incorporada adicionalmente fue el gasto corriente del gobierno. De hecho, Céspedes-De Gregorio (1999) estimaron -a partir de un modelo que además incluyó términos de intercambio y la posición de activos externos netos del país- que el efecto Balassa-Samuelson se ubicaba en torno a $-0,4$, mientras que la semielasticidad asociada a la razón gasto del gobierno-PIB fluctuaba entre $-1,1$ y $-1,3$.⁵

Una segunda corriente puso énfasis en factores de demanda adicionales al mencionado efecto Salter-Swan que surge de considerar preferencias homotéticas y estables. La literatura del caso chileno le ha otorgado gran importancia al impacto de la composición del gasto público en la trayectoria del TCR. La hipótesis que se plantea es que el gasto fiscal no sólo influiría negativamente en el TCR a través de su efecto en la relación gasto-producto, sino adicionalmente por ser más intensivo en bienes no transables que el sector privado. El detalle pormenorizado de los estudios que se focalizaron en este factor se encuentra en Schmidt Hebbel y Servén (1996). Los resultados en este sentido son ambiguos.

Arrau, Chumacero y Quiroz (1992), en base a simulaciones de modelos de equilibrio general, sitúan la elasticidad del gasto público respecto al TCR en magnitudes que varían entre $-0,8$ y $-2,5$, dependiendo de los supuestos adoptados sobre las restricciones al endeudamiento y de la participación de los bienes no transables en el gasto fiscal. Marshall y Schmidt Hebbel (1994), utilizando como medida de gasto público la suma de consumo e inversión de gobierno de Cuentas Nacionales, estiman semielasticidades no distintas de cero para el efecto del gasto fiscal sobre el TCR. Schmidt-Hebbel y Servén (1996), calibrando un modelo de equilibrio general para el período 1960–1992, encuentran que esta elasticidad en el largo plazo estaría entre 0 y $-0,67$ dependiendo de la interpretación de la temporalidad de variaciones en el gasto fiscal (cambios transitorios o permanentes). Luego irrumpió un interesante debate acerca de este efecto a partir de Arellano-Larraín (1996 y 1998) y Sjaastad (1998b). Arellano-Larraín (1996) estiman un efecto Salter-Swan de $-3,1$ y una semielasticidad del TCR al gasto fiscal (como porcentaje del PIB) de $-3,6$, alejándose de la visión más establecida sobre la materia. Sin embargo Sjaastad (1998) muestra que la existencia conjunta de ambos valores encontrados por Larraín y Arellano es, desde un punto de vista teórico, poco plausible. Según se plantea, el efecto desaparece sometiendo los mismos datos a un tratamiento estadístico más exigente, con la finalidad de evitar resultados contaminados por correlaciones espúreas entre las tendencias implícitas en el TCR y en el gasto fiscal durante el período. Además, en el estudio de Arellano y Larraín se omitió testear la hipótesis Balassa-Samuelson, por lo cual la presencia de algún sesgo en los parámetros estimados es probable. Por último, en investigaciones más recientes basadas en modelos de series de tiempo también se recoge el efecto de la política fiscal sobre el TCR. En Valdés-Délano (1998), la semielasticidad del TCR respecto a la razón gasto público a PIB varía entre $-2,6$ y $-3,8$, dependiendo de la especificación utilizada, mientras que en Céspedes-De Gregorio (1999) se inserta en el rango $-1,0$ a $-3,0$.

Finalmente, cabe mencionar que la mayoría de estas investigaciones realizadas en Chile utilizaron la medición de TCR que realiza el Banco Central (tipo PPP). Como se discute en la próxima sección, ésta no necesariamente representa una aproximación adecuada al TCR verdadero.

3. MEDICIÓN DEL TCR

Un primer elemento en común con la línea de investigación inaugurada por Sjaastad (1996) es la definición y medición de la variable dependiente. Como fue planteado por dicho autor, el TCR

⁵ Debe notarse que Valdés-Délano (1998) y Céspedes-De Gregorio (1999) no recogen en forma explícita la influencia de la relación gasto-producto (efecto Salter-Swan) como determinante del TCR. Así, al incluir como principal variable de demanda el stock de Activos Externos Netos (AEN) y no su variación (lo que sí equivaldría a introducir la relación gasto-producto), se habría buscado endogeneizar el comportamiento de esta última variable, alejándose del enfoque estándar en la materia.

verdadero (TCRV) surge del cociente entre el nivel de precios de los sectores transables (PT) y el de no transables (PNT):

$$(1) \quad TCRV = \frac{PT}{PNT} = \frac{E * PT^{US}}{PNT}$$

donde E es el nivel del tipo de cambio nominal y PT^{US} es el nivel de los precios externos relevantes para el caso de Chile medido en dólares. Utilizando letras minúsculas para representar las variables en logaritmos se obtiene:

$$(1') \quad tcrv = e + pt^{US} - pnt$$

PT^{US} difiere del Índice de Precios Externos implícito en el cálculo del TCR del Banco Central que denominaremos IPEX. Como se muestra en (2), PT^{US} se construye a partir de los índices de precios exportaciones e importaciones, medidos en dólares norteamericanos (px^{US} y pm^{US} , respectivamente), extraídos de las transacciones comerciales del país. En consecuencia, se plantea:

$$(2) \quad pt^{US} = \Omega px^{US} + (1-\Omega) pm^{US}$$

donde el hecho que los ponderadores sumen uno está dado por el postulado de homogeneidad. En cambio, de acuerdo al Banco Central de Chile, el IPEX “se calcula con los IPM, expresados en dólares, de los principales socios comerciales, ponderándolos por la importancia relativa de las importaciones y exportaciones -excluyendo petróleo y cobre- que Chile realiza desde ellos (aproximadamente 82% del comercio global de Chile en 1997, excluidos el petróleo y cobre)”. A la medida de TCR resultante se le conoce habitualmente como TCR basado en Paridad de Poder de Compra (TCR-PPP). Sin embargo, como es planteado por Sjaastad (1996), el IPEX no necesariamente refleja en forma adecuada la trayectoria del índice de precios de transables relevante para Chile. Las razones son las siguientes.

A partir del abandono del régimen de Bretton Woods, los TCRV han resultado más inmunes a la fuerte volatilidad que han exhibido las principales paridades entre monedas. Por su parte, los TCR tipo PPP han internalizado dicha volatilidad, conduciendo a potenciales errores de interpretación para el manejo cambiario. En segundo lugar, las canastas que componen el IPM de los socios comerciales, pueden ser muy distintas a la canasta de bienes que compone el índice de precios transables de nuestro país. En tercer lugar, si bien es correcto que el índice de precios de un conjunto de bienes de exportación e importación de un determinado país, puede ser expresado como una combinación lineal de los índices de precios llevados a dólares de las principales economías del mundo, dichos ponderadores dependen de la influencia de éstas en los mercados correspondientes. Por lo tanto, el uso de ponderaciones extraídas de las transacciones entre Chile y sus socios comerciales podría resultar en un índice perfectamente arbitrario, que sólo reflejará por coincidencia los pesos relativos adecuados. De esta forma, aunque países como Argentina o Brasil tengan alta influencia en el comercio con Chile, estos países no necesariamente son los que tienen el poder suficiente en el mercado mundial como para influir el precio de los bienes transables Chilenos, sino por el contrario ellos están generalmente determinados por países desarrollados como USA, Japón o el bloque Europeo. En cuarto lugar, la teoría indicaría que es relativamente más pertinente ponderar los IPC en vez de los IPM de los países socios comerciales.⁶

En conclusión, el IPEX representaría erróneamente la evolución de los precios de transables relevantes para Chile, requiriéndose una mejor aproximación a este indicador. Como se plantea en

⁶ Ver Sjaastad (1996 y 1998b).

Sjaastad (1996), la idea es determinar PT^{US} a partir de variables observadas. Para ello se parte de expresar el Índice de Precios al Consumidor (P) como un promedio ponderado de precios de transables (p_T) y no transables (p_{NT}):

$$(3) \quad p = w p_T + (1-w) p_{nt} = w (pt^{US} + e) + (1-w) p_{nt}$$

donde w es la participación de los bienes transables en la canasta del IPC y p_T está medido en pesos chilenos. De esta forma es posible determinar los precios externos relevantes para el caso de Chile. De (2) y (3) se desprende:

$$(4) \quad p = w\Omega px^{US} + w(1-\Omega) pm^{US} + w e + (1-w) p_{nt}$$

Por lo tanto, dados índices de precios de no transables, importaciones, exportaciones y el tipo de cambio, se pueden determinar w y Ω , y como consecuencia, el índice de precios externos relevante. Los índices de precios de importaciones y exportaciones medidos en dólares (PM^{US} y PX^{US}) se derivaron a partir de los deflatores de Cuentas Nacionales y se utilizó el índice de precios de servicios implícito en el IPC como aproximación a precios de no transables. La ecuación (4) despejada de restricciones se transforma en la ecuación (5), cuya estimación en base a datos trimestrales para el período 1986.1 a 1999.3 se presenta en el Cuadro 3.1.

$$(5) \quad p_i = \beta_1 + \beta_2 px_{us_i} + \beta_3 pm_{us_i} + \beta_4 tc_i + \beta_5 pnt_i + \mu_i$$

CUADRO 3.1
ESTIMACIÓN DE LA ECUACIÓN (5)

	1986.1 – 1999.3	1986.1 – 1999.3
Constante	-0.735 (-4.759)	-0.719 (-4.897)
px_{us} (Precios Export)	-0.009 (-0.356)	
pm_{us} (Precios Import)	0.209 (4.416)	0.196 (6.474)
pnt (Servicios)	0.797 (51.311)	0.795 (54.142)
tc (Tipo de Cambio Nom)	0.192 (6.100)	0.194 (6.399)
	$R_c^2 = 0.999$ EER= 0.012	$R_c^2 = 0.999$ EER= 0.012

Los resultados muestran que: (i) los precios de los bienes no transables tiene una importancia cercana al 80% dentro de la canasta de consumo, (ii) la evolución del tipo de cambio nominal es una variable altamente relevante -el peso del tipo de cambio nominal (w) es 19 por ciento- en la evolución de los precios transables y (iii) de los coeficientes de px_{us} y pm_{us} se concluye que Ω no es significativamente distinta de cero,⁷ y por lo tanto los precios de transables relevantes para la inflación en Chile corresponderían a los de bienes importados.⁸

El cuadro 3.2 presenta estimaciones utilizando los precios de los bienes exportables e importables medidos en pesos Chilenos. Tal como el en el cuadro 3.1 la conclusión es los bienes

⁷ Esto discrepa del hallazgo de Sjaastad (1996), cuya estimación de Ω fue 26%.

⁸ La ecuación (4) también sugiere que el coeficiente asociado al índice de precios de transables o inflación externa relevante no sea distinto del asociado al tipo de cambio nominal.

transables que componen la canasta de consumo son altamente intensivos en bienes importables, mientras que los bienes no transables tienen un peso cercano al 80%.

CUADRO 3.2
ESTIMACIÓN DE LA ECUACIÓN (5)

	1986.1 – 1999.3	1986.1 – 1999.3
Constante	-0.724 (-5.091)	-0.717 (-5.154)
pnt	0.794 (74.976)	0.794 (75.655)
tc + pm _{us}	0.203 (6.462)	0.195 (9.828)
tc + px _{us}	-0.007 (-0.313)	
	R _c ² = 0.999 EER=0.012	R _c ² = 0.999 EER= 0.012

Debido a estos resultados, se eligió una definición de TCR que utiliza como inflación externa relevante la implícita en el índice de precios de importaciones (PM^{US}) y que denominaremos TCRM, donde

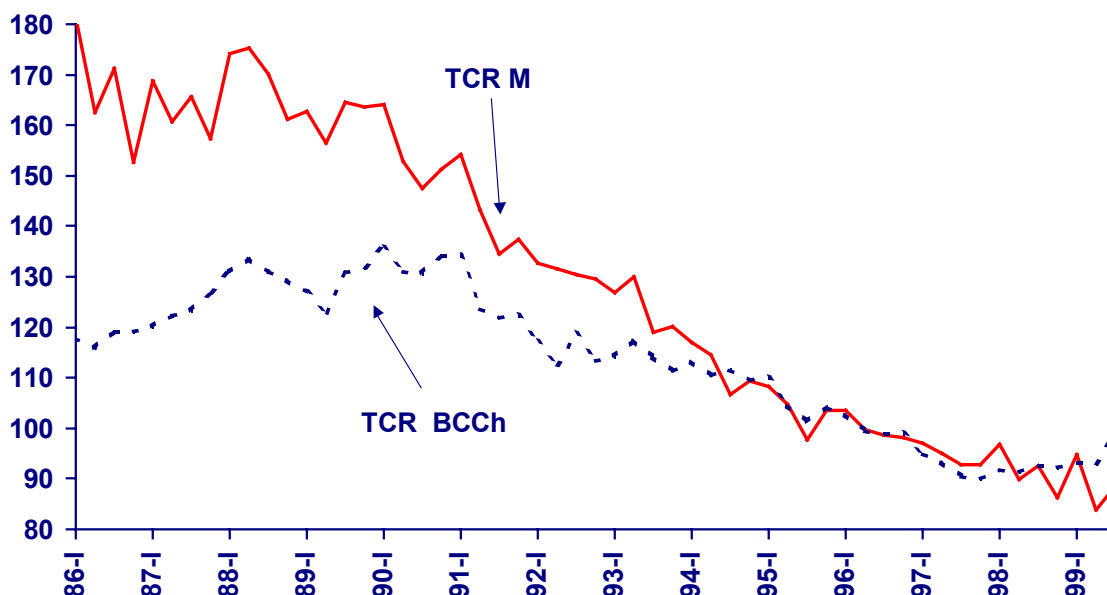
$$(6) \quad \text{tcrm} = e + \text{pm}^{\text{US}} - \text{pnt}$$

La utilización de pm^{US} como indicador de precios de transables no sólo se sustenta de las razones empíricas anteriormente planteadas, sino también de la alta influencia que detenta el precio del cobre en el índice de precios de exportaciones (px^{US}).

Si bien la definición de TCR utilizada en este estudio difiere ligeramente de la Sjaastad, al asumir $\Omega=0$, un eventual error por omitir px^{US} no tendría consecuencias significativas en los resultados, ya que dicha variable se refleja como parte de los términos intercambio (px^{US} - pm^{US}) al lado derecho de la ecuación. Una segunda diferencia marginal con Sjaastad (1996) radica en la variable utilizada para reflejar la trayectoria de los precios de bienes no transables. Las medidas alternativas a utilizar serán el IPC subyacente y el índice de precios de servicios implícito en la canasta del IPC. Se descartó el uso del IPC efectivo considerando la fuerte volatilidad que recoge del comportamiento de los precios de combustibles y perecibles.

De esta forma se define el TCR basado en el IPC subyacente y en el índice de precios de importaciones (excluyendo petróleo pero incluyendo aranceles, desestacionalizado) que se denominará TCRM_{SA} y se utilizará como variable dependiente en las estimaciones de la próxima sección. En el gráfico 3.1 se muestra su evolución en conjunto con la medida de TCR elaborada por el Banco Central de Chile (TCRBC).

GRÁFICO 3.1
TCRMSA y TCR del BCCh (1986=100)



4. ANÁLISIS EMPÍRICO DE LA EVOLUCIÓN DEL TCR

4.1. LOS FUNDAMENTOS DEL TCR

El modelo que rescata los efectos de los fundamentos de largo plazo del TCR y cuya estimación se presentará en esta sección, puede derivarse fácilmente de enfoques teóricos alternativos aplicados a una economía pequeña y abierta al exterior. La forma reducida, que incorpora tanto factores de oferta como de demanda en la determinación de largo plazo del TCR, se postula en (7) y se enmarca en el espíritu del modelo australiano.⁹ Así, en esta especificación el TCR depende de la relación gasto-producto medida a precios corrientes (GYN), de los términos de intercambio (TIT), de la razón gasto fiscal-producto (GFY), y del diferencial de crecimiento entre la productividad de los transables y los no transables (DIFPROD).

$$(7) \text{ tcrv} = f(\text{GYN}, \text{TIT}, \text{GFY}, \text{DIFPROD})$$

El impacto de la **relación gasto-producto** medida a precios corrientes (GYN) en el TCR es conocido como efecto **Salter-Swan**. Un aumento del gasto total de la economía (público y privado), manteniéndose constante el nivel de producto, se manifestará -en parte- en un aumento de la demanda de bienes no transables, lo que traerá como consecuencia un aumento del precio de éstos con la consiguiente caída del TCR. Ello supone que para todo nivel de actividad en la economía la oferta de bienes transables es siempre más elástica que la de bienes no transables. Sin embargo, existen niveles de desempleo en cuyas circunstancias la oferta de bienes no transables se hace más elástica.

Por su parte, un aumento (o disminución) en los **términos de intercambio (TIT)** sería la segunda fuente de alteración del TCR. La influencia de esta variable es ambigua, ya que existen dos

⁹ Esta ecuación se asimila a la estimada por Valdés-Délano (1998) y Céspedes-De Gregorio (1999) o resulta una simple extensión de la planteada por Salter (1959), Rodríguez (1989a y 1989b), Edwards (1989), Arrau, Chumacero y Quiroz (1993), Arellano y Larraín (1996) y Sjaastad (1996).

efectos simultáneos de signo opuesto. El primero es un efecto riqueza, de signo negativo, que se produce en la medida que un shock de términos de intercambio es percibido como permanente. Esto afecta el ingreso disponible del país, provocando aumentos en el consumo que presionan la demanda de bienes no transables y elevan su precio, con lo cual disminuye el TCR. El segundo es un efecto sustitución, generado por el cambio en los precios relativos de bienes importables, exportables y no transables. Si producto del aumento de términos de intercambio, los bienes importables se abaratan relativamente, aumentará su demanda afectando también la de bienes no transables, en la medida que sean bienes sustitutos o complementarios. Si la demanda por bienes no transables aumenta, los precios de estos bienes se incrementarán y caerá el TCR. Por el contrario, si esa demanda disminuye, los precios de los bienes no transables caerán, conllevando un aumento del TCR.

La influencia del **diferencial de productividad entre los sectores transables y no transables (DIFPROD)** se popularizó como el **efecto Balassa-Samuelson**. Esta hipótesis plantea que un crecimiento más rápido de la productividad media del trabajo en el sector transable, en relación a la del no transable, irá acompañado de un incremento de los salarios reales en ambos sectores, encareciendo relativamente los precios de los no transables y, por tanto, disminuyendo el TCR. Si se produce un aumento en la productividad de los bienes transables, mientras la de los bienes no transables se mantiene constante, se genera un aumento de los salarios reales que mantiene el equilibrio en el sector transable, pero aumenta el costo marginal de producir bienes no transables, presionando un aumento de sus precios con la consiguiente caída del TCR.¹⁰

El **efecto composición del gasto fiscal** ha sido extensamente descrito en la literatura sobre los determinantes del TCR, destacando los trabajos de Rodríguez (1982, 1989a, 1989b y 1991).¹¹ El argumento es simple. Se postula que si la composición del gasto del gobierno es más (menos) intensiva en bienes no transables que la del sector privado, un aumento de gasto público financiado con impuestos induciría un menor (mayor) nivel de TCR. Por lo tanto, el efecto es ambiguo.

En resumen, la ecuación (7) reúne en forma exhaustiva la mayoría de los fundamentos del TCR, muchos de los cuales, como se mencionó en la sección 2 de este trabajo, fueron considerados sólo en forma parcial o aislada en estudios previos. Dos variables presentes en algunos de ellos han sido expresamente excluidas: los aranceles y el flujo de capitales. Las razones son simples. En primer lugar, al trabajar con el índice de precios de importaciones incluyendo aranceles en la medida de inflación externa relevante, la política arancelaria no debería tener efectos en el TCR. Al respecto véase Sjaastad (1980 y 1998). En segundo lugar, en estudios previos la presencia del flujo de capitales o la balanza comercial como porcentaje del PIB obedeció a la necesidad de disponer de una proxy de la relación gasto-producto, indicador con el que sí se cuenta en este trabajo para captar el efecto Salter-Swan.¹²

Los siguientes gráficos comparan la evolución del TCR con la de sus fundamentos. El efecto de la relación gasto-producto se dividió entre el efecto de formación bruta de capital fijo y el efecto del consumo, donde esta última variable contiene no sólo consumo privado, sino también gasto de gobierno y acumulación de inventarios. Se ocupa esta descomposición, porque es esperable que el consumo sea más intensivo en bienes no transables y por lo tanto tenga mayor efecto sobre el TCR. Para captar el efecto Balassa-Samuelson se muestra la evolución de la relación PIB de Chile a

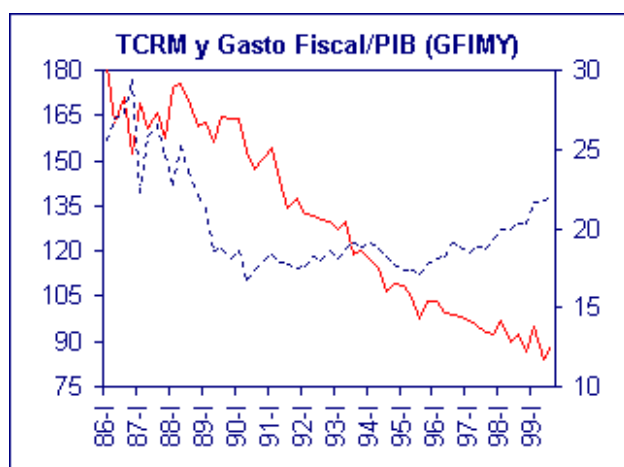
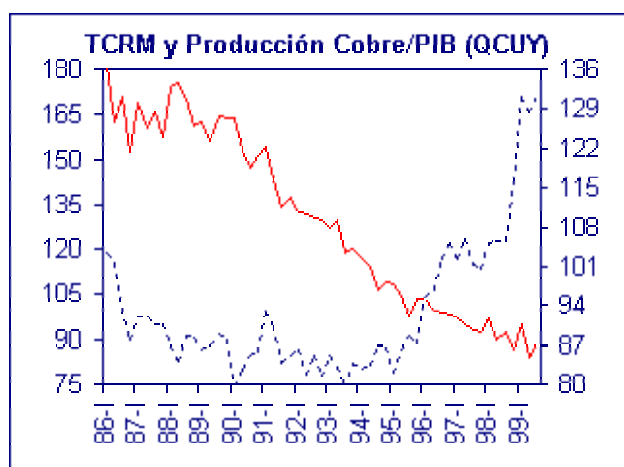
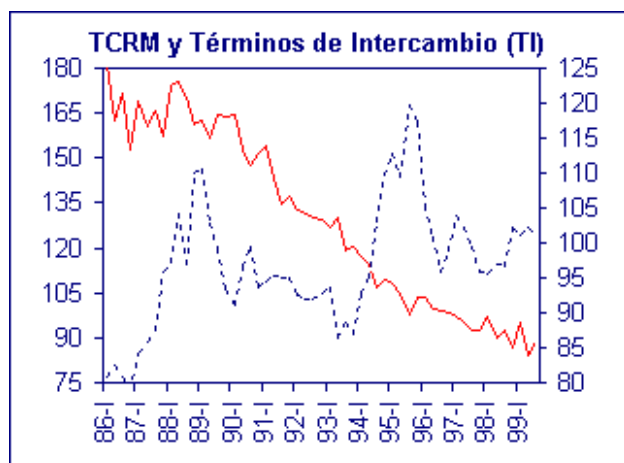
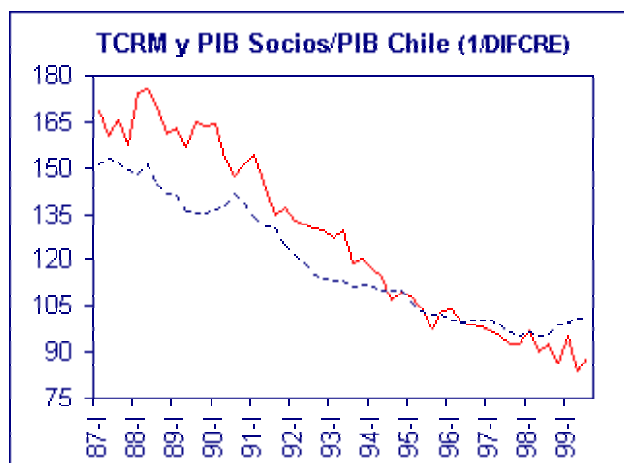
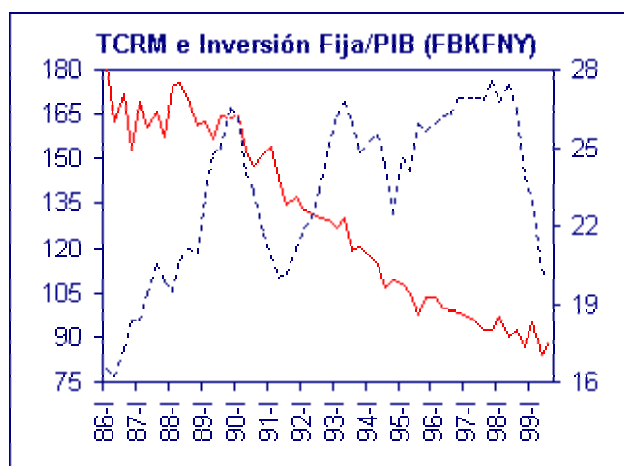
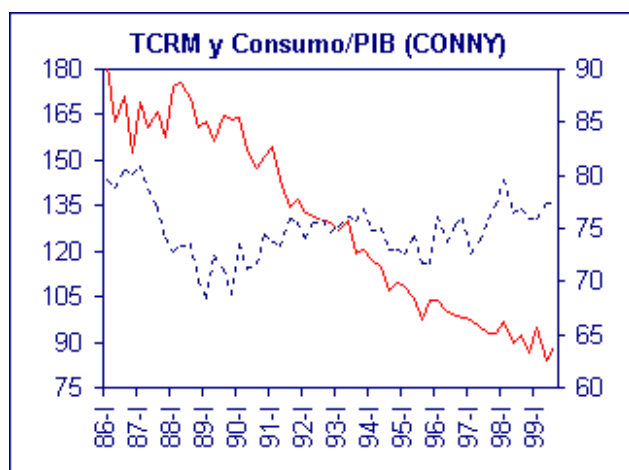
¹⁰ Se asumen funciones de producción con retornos constantes a escala tanto en la agrupación de sectores transables como en la de no transables, el cumplimiento de la ley de un solo precio en el mercado de transables, perfecta movilidad de capitales a nivel internacional ($r=r^*$) y entre sectores de la economía.

¹¹ En la literatura sobre los determinantes del TCR en Chile, discusión teórica y resultados empíricos se presentan en Arrau, Chumacero y Quiroz (1993), Arellano y Larraín (1996), Larraín (1996), Schmidt-Hebbel y Servén (1996), Soto (1996), Sjaastad (1998a), Valdés-Délano (1998) y Céspedes-De Gregorio (1999).

¹² Como se mencionó anteriormente, estudios como los de Valdés-Délano (1998) y Céspedes-De Gregorio (1999) incluyeron como principal variable de demanda el stock de Activos Externos Netos (AEN) como aproximación o endogeneización de la relación gasto-producto.

un promedio ponderado del PIB de los socios comerciales de Chile¹³ como una forma de captar cambios de productividad de largo plazo en la economía Chilena.

TCRM Y SUS FUNDAMENTOS



También se incluye para captar el efecto Balassa-Samuelson, los cambios en la producción minera como proporción del PIB. Esta variable puede captar cambios exógenos en la oferta de la minería, y por lo tanto del sector transable, debido a descubrimientos de yacimientos mineros y flujos de inversión para ese sector, que no están relacionados con cambios de productividad en el largo plazo.

El paso siguiente podría ser estimar directamente la ecuación (7). Sin embargo, como es sugerido por Sjaastad (1980 y 1996), el efecto Salter-Swan podría diferir según la composición sectorial de la producción (tamaño relativo del sector transable) y niveles de desempleo.

Por una parte, sus estimaciones para Argentina, Suiza y Canadá, demuestran la hipótesis de que un mayor tamaño relativo del sector transable en la economía atenúa el efecto Salter-Swan. Es decir, un aumento de la relación gasto-producto puede ser absorbida en mayor proporción por el sector transable, amortiguando, por lo tanto, el impacto negativo sobre el TCR. Por otro lado, la verificación de un mayor nivel de desempleo en la economía también atenúa la respuesta de los precios de los bienes y servicios no transables derivada de un aumento de la relación gasto-producto. Así, en un período de alto desempleo como el observado en la segunda mitad de los '80 en Chile, los aumentos de gasto se reflejaron fundamentalmente en incrementos de la producción de no transables.

En consideración a todos los elementos anteriormente planteados, se especificó la siguiente relación de largo plazo para el TCR:

$$(8) \text{ tcrv} = \beta_1 + \beta_2 \text{ GYN} + \beta_3 \text{ tit} + \beta_4 \text{ GFY} + \beta_5 \text{ difprod} + \beta_6 (\text{YTYN}, \text{U}) * \text{GYN} + \mu$$

donde la notación en minúsculas sigue reflejando que las variables están expresadas en logaritmo natural y en mayúsculas en los niveles originales. YTYN mide la participación de la agrupación de sectores transables en el PIB y U denota la tasa de desempleo. El término μ representa un error aleatorio estacionario.

4.2. RESULTADOS EMPÍRICOS

Previo a las estimaciones y con la finalidad de verificar la existencia de raíces unitarias, en el Cuadro 4.2.1 se reportan los tests ADF de las variables utilizadas en este estudio, confirmandose en términos generales los órdenes de integración encontrados en trabajos anteriores. En particular, cabe resaltar que la serie de TCR basada en precios de importaciones (TCRMRsa) es integrada de orden 1, al 5% de confianza. El mismo resultado se encuentra para la serie de TCR del Banco Central (TCRBC). Ambos casos podrían estar condicionados por el uso de una muestra relativamente pequeña.

En el cuadro 4.2.1 las variables CONNYsa y FBKFNYsa corresponden a una descomposición de la relación gasto-producto nominal entre consumo y formación bruta de capital fijo. La serie FBKFNYsa corresponde a la razón entre la formación de capital fijo y el producto, mientras que CONNYsa corresponde al cociente entre el resto del gasto interno (consumo privado, gasto de gobierno y acumulación de inventarios) y el producto. Todas las series están expresadas a precios corrientes. Estas variables se utilizarán para distinguir si existen distintos efectos sobre TCR de aumentos por el lado de la demanda, de acuerdo al tipo de gasto realizado. Tal como se indicaba anteriormente, a priori es esperable que la formación bruta de capital fijo sea más intensiva en bienes transables que el consumo privado o gasto de gobierno, por lo que el efecto de un aumento en esta variable sobre el TCR debiera ser menor comparado con un aumento de CONNYsa. Similarmente la variable DIFCRECsa mide la razón entre el nivel de producto de Chile y el del resto del mundo (socios comerciales). En consecuencia, un aumento en DIFCREC lleva implícito un diferencial de crecimiento positivo entre Chile y sus socios comerciales. La variable QCU/Ysa

mide la razón entre la producción de cobre Chile y el PIB de Chile, por lo que un cambio en esta variable es la diferencial de crecimiento entre el sector cobre y el resto de la economía Chilena. Estas últimas dos variables se incluyen con la finalidad de medir de forma alternativa el efecto Balassa-Samuelson. La variable DIFPRODsa es una mezcla de ambas, por lo que en algunos casos reemplazaremos DIFPRODsa por DIFCRECsa y QCU/Ysa para distinguir entre shocks exógenos de producto en el sector transable y variaciones en productividad en el sector transable, comparado al resto del mundo.

Cuadro 4.2.1
Orden de integración

	Tendencia	Constante	Rezagos	Test ADF	Valor Crítico (5%)	Orden de Integración
<i>Variables fundamentales</i>						
LN (TCMRsa)	SI	SI	0	-2.8	-3.5	I (1)
LN (TCRBC)	SI	SI	0	+0.3	-1.6	I (1)
GYNsa	SI	SI	4	-4.4	-3.5	I (0)
CONNYsa	SI	SI	8	-3.8	-3.5	I (0)
FBKFNYsa	NO	SI	4	-2.6	-2.5	I (0)
LN(DIFPRODsa)	SI	SI	1	-1.1	-3.4	I (1)
LN (TITsa)	NO	SI	2	-2.9	-2.9	I (0)
GFYsa	SI	SI	1	-2.0	-3.5	I (1)
<i>Variables Auxiliares</i>						
LN(DIFCREsa)	NO	SI	1	-1.6	-2.6	I (1)
LN(QCU _{sa} /Ysa)	SI	SI	0	-2.9	-3.2	I (1)
Usa	NO	SI	1	-3.1	-2.6	I (0)
YTYNsa	SI	SI	1	-3.0	-3.2	I (1)
GYNsa * YTYNsa	SI	SI	2	-1.8	-3.2	I (1)
GYNsa * Usa	NO	SI	1	-2.4	-2.6	I (1)

El prefijo LN indica logaritmo natural y la terminación sa señala que la variable se ajustó por estacionalidad.

Por su parte, en el Cuadro 4.2.2 se presentan relaciones de largo plazo alternativas a partir de las ecuaciones presentadas en la sección anterior. Estas ecuaciones fueron estimadas usando como variable dependiente la medida de TCR definida en la sección 3, es decir, con el índice de Precios de Importaciones sin Petróleo en el numerador (desestacionalizado) y el IPC subyacente en el denominador.

En el Cuadro 4.2.2, la primera columna muestra la relación de largo plazo para el TCR implícita en la ecuación (7). En la columna 2 se presenta la estimación de la ecuación (8) donde se permite que el parámetro de la relación gasto-producto aparezca dependiendo del nivel de desempleo (Usa) y de la composición sectorial de la producción (YTYNsa).

Para evitar la obtención de relaciones espúreas en la estimación de las ecuaciones (7) y (8), se requiere verificar la existencia de al menos un vector cointegrador entre las variables incorporadas. La verificación de cointegración en la ecuación (7) no presenta mayores problemas y puede realizarse por los criterios tradicionales, por ejemplo en base al enfoque de Engle-Granger. Se descartó el uso de la prueba de Johansen debido a que el tamaño de la muestra y la cantidad de regresores impedían la incorporación de un elevado número de rezagos en el VAR. La verificación de cointegración no lineal, situación que se presenta en la ecuación (8), es menos trivial. Este es un tema de desarrollo reciente en la literatura, cuyos primeros esbozos han sido realizados por Van Dijk y Franses (1995) y Granger (1996). Si bien el enfoque de cointegración surgió como un enfoque lineal, estos autores han extendido los resultados a modelos no lineales. En particular, se ha

concluido que la aplicación de este enfoque a la ecuación (8) es posible ya que la tasa de desempleo (Usa) y la composición sectorial de la producción (YTYNsa) son variables acotadas a un rango entre 0 y 1. Los resultados de los tests ADF confirman la existencia de cointegración en las ecuaciones, por lo cual las relaciones resultantes pueden interpretarse como de largo plazo (no espúreas) y es factible derivar interpretaciones económicas de ellas.

La ecuación (8b), presentada en la columna 3, descompone el efecto Salter-Swan entre gasto en formación bruta de capital fijo y resto, donde resto incluye consumo privado, gasto de gobierno y acumulación de inventarios. Se comprueba que la magnitud del efecto de resto es mayor que la de formación bruta de capital fijo. Esto se debe a que la formación bruta de capital fijo es altamente intensiva en maquinaria y equipos, de carácter mayoritariamente transable. Además, la inversión fija para ser marginalmente no significativa al 5% de confianza. La columna 4, ecuación (8c), permite que la no linealidad del efecto Salter-Swan se concentre en el gasto distinto a formación bruta de capital fijo. Los coeficientes son en general muy significativos, salvo para el caso de la formación bruta de capital fijo y el efecto del gasto fiscal.

CUADRO 4.2.2 RESULTADOS DEL MODELO DE LARGO PLAZO

Variable Dependiente: TCR basado en Índice de Precios de Importaciones (sin Petróleo) e IPCX
Período: 1986.1 a 1999.3

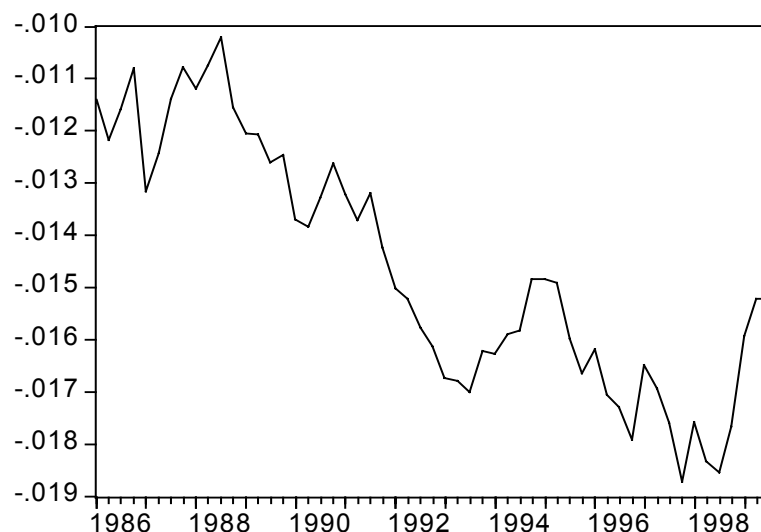
	Ecuación (7)	Ecuación (8a)	Ecuación (8b)	Ecuación (8c)	Ecuación (8d)
Constante	21.444 (15.467)	13.954 (11.042)	14.916 (11.140)	14.943 (11.35)	18.493 (14.747)
GYNsa	-0.049 (-11.603)	-0.019 (-4.075)			
LN(TITsa)	-1.520 (-9.533)	-0.840 (-5.951)	-0.992 (-6.211)	-0.989 (-6.300)	-0.244 (-2.271)
GFYsa		0.003 (0.745)	0.003 (0.754)	0.002 (0.519)	
LN(DIFPRODsa)	-1.072 (-4.451)	-1.055 (-4.247)	-1.033 (-4.250)	-1.034 (-4.282)	
GYNsa*Usa		0.0002 (2.292)	0.0004 (3.108)		
GYNsa*YTYNsa		0.030 (7.617)	0.027 (6.822)		
CONNYsa			-0.026 (-4.352)	-0.031 (-5.494)	-0.005 (-1.48)
CONNYsa*YTYNsa				0.036 (6.984)	0.005 (1.54)
CONNYsa*Usa				0.0005 (3.482)	-0.0002 (-2.951)
FBKFNYsa			-0.011 (-1.962)	0.002 (0.326)	
LN(DIFCRECsa)					-1.011 (-6.811)
LN(QCU/Ysa)					-0.155 (-3.725)
R ² ajustado	0.803	0.92	0.93	0.934	0.981
F	74.50	118.9	107.1	110.9	441.6
EER	0.104	0.062	0.061	0.060	0.031
DW	0.900	1.72	1.97	2.01	1.42
ADF	-3.84	-6.72	-7.47	-7.53	-5.56

(*) El sufijo sa indica que las serie fue desestacionalizada. Entre paréntesis se muestran los estadísticos t para la hipótesis nula $\beta_1=0$.

Finalmente, la última columna (ecuación 8d) descompone el diferencial de productividad entre diferenciales de crecimiento de Chile con el resto del mundo (DIFCREC_sa) y shocks de oferta en el sector minería, donde este último factor mide shocks exógenos de oferta que no son sustentables a través del tiempo.

De la tabla se obtienen distintas conclusiones. En primer lugar, el efecto Salter-Swan es negativo y difiere según niveles de desempleo y de tamaño relativo del sector transable. Al considerar los valores promedio en la muestra para estas dos variables (desempleo 8,2%, participación en el producto de los sectores transables 33%), el efecto Salter-Swan promedio es -1.5 . Es decir, en condiciones promedio de desempleo y tamaño del sector transable, un incremento de un punto porcentual en la relación gasto-producto (asociado a un aumento de la relación consumo-producto) deprime el TCR en 1,5%. Como se observa en el Gráfico 4.2.1 este efecto se potencia en condiciones de pleno empleo y mayor participación relativa de los sectores no transables, como se verificó hacia mediados de los '90, acercándose a -1.9 . En cambio, este efecto se debilita con alto desempleo y elevado tamaño relativo de los transables, como ocurrió en la segunda mitad de los '80, acercándose a -1 .

GRÁFICO 4.2.1
EVOLUCIÓN DEL COEFICIENTE QUE RECOGE EL EFECTO SALTER-SWAN¹⁴



De los factores que influyen en la variabilidad del efecto Salter-Swan, el más importante es la composición sectorial de la producción.¹⁵ De hecho, es interesante notar que si los transables representaran el 90% del PIB, el impacto de un aumento de la relación gasto-producto sobre TCR sería casi nulo, considerando una tasa de desempleo de 8%. Esta es una conclusión muy importante y poco investigada en la literatura: *una economía más abierta al exterior, y por lo tanto con un mayor sector transable, tiene menores fluctuaciones en su TCR, para un mismo nivel de flujos de capitales* (y por lo tanto de variaciones en su relación gasto-producto).¹⁶

¹⁴ Expresado en términos de semielasticidad. Por ejemplo, hacia el final de la muestra, un aumento de un punto porcentual en la relación gasto-producto induciría una caída de TCR de 1,9%.

¹⁵ Es factible que el grado de utilización de los factores productivos (capital y trabajo) tenga un impacto más significativo en la dinámica de corto plazo del TCR. Esta hipótesis se verifica en la subsección 4.4.

¹⁶ Ver Sjaastad (1980).

Pero no debe soslayarse el efecto del desempleo sobre la variabilidad del coeficiente que recoge el efecto Salter-Swan. Como se observa en el gráfico 4.2.1, dicho coeficiente aumentó en valor absoluto a lo largo de los '90 debido a que la caída en la tasa de desempleo volvió más inelástica la curva de oferta de no transables. En todo caso, el alza del desempleo observada a partir de 1998 introdujo algún mayor grado de elasticidad y como resultado, una caída en el valor absoluto del coeficiente.

Los resultados presentados en el Cuadro 4.2.2 también confirman la importancia del efecto Balassa-Samuelson en la determinación del TCR. Así, un incremento de un punto porcentual en el diferencial de productividad entre sectores transables y no transables deteriora el TCR en 1%. Al separar esta variable en DIFCRECsa y QCU/Ysa, el efecto de DIFCRECsa sigue siendo cercano a -1.0, lo que corrobora el efecto encontrado con DIFPRODsa. El shock minero también afecta, aunque su efecto es menor.

A su vez, la variable términos de intercambio también resultó con signo negativo y altamente significativa. Esto corrobora la hipótesis constatada en trabajos anteriores respecto al predominio del efecto riqueza sobre el efecto sustitución. En efecto, de acuerdo a nuestras estimaciones un aumento de 1% en los términos de intercambio, conduce a una apreciación real de la moneda de 1%.

Por último, el efecto del gasto fiscal sobre el TCR (efecto adicional al ya recogido a través de la relación gasto-producto o en la relación consumo-producto) tiende a ser no significativo, como se observa en la mayoría de las columnas del Cuadro 4.2.2. Este resultado sería consistente con la noción de que la estructura de gasto del gobierno (entre transables y no transables) no difiere significativamente de la prevaleciente en la economía en su conjunto, como sugieren los hallazgos de De Gregorio (1996) y Sjaastad (1996 y 1998a). Sin embargo, y considerando el signo negativo y significativo del coeficiente asociado a la relación gasto agregado-PIB, el gasto fiscal incide inexorablemente en el TCR por ser parte del gasto agregado. Con todo, un efecto extra asociado a su composición (eventualmente sesgada hacia no transables) aparece estadísticamente no significativo en la especificación que recoge el efecto Salter-Swan a través del gasto agregado (sin separar entre consumo e inversión). De esta forma, el efecto composición del gasto fiscal es menor al estimado por Arellano y Larraín (1996), Valdés y Délano (1998) y Céspedes y De Gregorio (1999).

En los estudios previos, es probable que la omisión de variables relevantes en la explicación del TCR y una medida poco adecuada de la variable dependiente, habría generado sesgos en los parámetros de la ecuación de TCR. Como se observa en el Cuadro 4.2.3, al utilizar como TCR la medida tipo PPP calculada por el Banco Central de Chile, los resultados son similares a los obtenidos con anterioridad con excepciones. En primer lugar, la descomposición del efecto Balassa-Samuelson muestra que el diferencial de crecimiento deja de ser significativa y de hecho, la magnitud de ese coeficiente se acerca a cero. Además, el coeficientes de los términos de intercambio disminuye considerablemente su magnitud e incluso deja de ser significativo en la última columna, lo que contradice las estimaciones del cuadro 4.2.2. El gasto fiscal es no significativo al 5% de confianza y su magnitud es sólo del orden de 0.5%.

CUADRO 4.2.3
RESULTADOS DEL MODELO DE LARGO PLAZO

Variable Dependiente: TCR del Banco Central de Chile
Período: 1986.1 a 1999.3

	Ecuación (7)	Ecuación (8a)	Ecuación (8b)	Ecuación (8c)	Ecuación (8d)
Constante	13.98 (19.67)	10.10 (12.60)	10.62 (12.29)	10.62 (12.25)	9.92 (6.39)
GYNsa	-0.027 (-12.42)	-0.014 (-4.76)			
LN(TITsa)	-0.59 (-7.31)	-0.38 (-4.30)	-0.46 (-4.55)	-0.47 (-4.55)	-0.15 (-1.19)
GFYsa		-0.005 (-1.62)	-0.005 (-1.68)	-0.005 (-1.76)	
LN(DIFPRODsa)	-0.90 (-7.30)	-0.65 (-4.15)	-0.64 (-4.11)	-0.63 (-3.97)	
GYNsa*Usa		0.0001 (1.59)	0.0002 (2.43)		
GYNsa*YTYNsa		0.015 (6.28)	0.014 (5.52)		
CONNYsa			-0.018 (-4.61)	-0.02 (-5.48)	-0.012 (-2.55)
CONNYsa*YTYNsa				0.019 (5.55)	0.005 (1.26)
CONNYsa*Usa				0.0002 (2.42)	-8.97E-5 (0.32)
FBKFNYsa			-0.009 (-2.49)	-0.003 (-0.70)	
LN (DIFCRECsa)					-0.25 (-1.39)
LN (QCU_sa/Ysa)					-0.15 (-3.05)
R ² ajustado	0.82	0.90	0.90	0.90	0.90
F	84.7	84.1	73.1	72.5	85.7
EER	0.053	0.039	0.039	0.039	0.039
DW	1.33	1.48	1.71	1.68	0.83
ADF	-5.22	-5.67	-6.51	-6.42	-3.34

4.3 DESCOMPOSICIÓN DE LA VARIACIÓN DEL TCR EN EL PERÍODO MUESTRAL

En esta subsección se atribuye la variación experimentada por el TCR de Chile entre 1986 y 1999 en base a la ecuación que reúne a sus fundamentos de largo plazo (8c). La descomposición se efectúa considerando tres períodos marcadamente diferenciados que se obtuvieron a partir de la evolución del TCR.

CUADRO 4.3.1
DESCOMPOSICIÓN DE LA VARIACIÓN DEL TCRMSA (*)
(Variación porcentual)

	1986-90	1991-1996	1997-1999.3
Variación Total TCRMSA	-13.1	-35.7	-7.6
Variación Total TCR BCCh	13.9	-26.3	3.8
Relación Consumo (c/Inventarios)-Producto	-1.9	-41.9	16.5
Términos de Intercambio	-14.7	-5.4	-2.2
Diferencial de Productividad	11.3	-3.5	-15.6
Gasto Fiscal	0.0	0.0	0.0
Residuo (No explicado)	(†) -2.5	(†) 4.4	(†) -4.9

(*) Se consideran los resultados de la ecuación 8c.

(†) Revela la existencia de desalineamientos positivos del TCR en 1990, 1996 y 1999.3.

Entre 1986 y 1990, el TCRMSA acumula una caída moderada (-13,1%), aproximadamente 2.6% como promedio anual. Ello como resultado de que los efectos del agudo ajuste en el gasto interno (la cuenta corriente pasó de un déficit de 7% del PIB en 1986 a 2% en 1990), y del fuerte recuperación de términos de intercambio se vieron compensados por el diferencial de crecimiento respecto al resto del mundo.

La aguda caída exhibida por el TCR durante los '90 (35,7% según TCRMSA, 26,3% según la medida del Banco Central) obedeció mayoritariamente al efecto Salter-Swan, combinado con un leve efecto Balassa-Samuelson, y un escenario favorable de términos de intercambio. El efecto negativo del fuerte aumento de la relación gasto-producto (cuya contrapartida fue el tránsito desde un déficit en cuenta corriente de la Balanza de Pagos de 0,5% del PIB en 1988 a uno de casi 8% del PIB a mediados de 1998), se potenció por la proximidad al pleno empleo y la reducción del tamaño del sector transable, y habría ameritado por sí sólo una apreciación real del peso del 26%. A su vez, se constató un fuerte diferencial positivo de crecimiento respecto a los socios comerciales -4,6 puntos porcentuales como promedio anual entre 1990 y 1998-. Nótese además que el modelo predecía para dicho período una apreciación real del peso mayor a la efectivamente observada -de ahí que se registre un residuo positivo de casi 4,4%- lo cual confirma la existencia de un desalineamiento levemente positivo del TCR (respecto a lo que sugerían los fundamentos) cuando irrumpió la crisis financiera internacional a comienzos de 1998.

El último subperíodo escogido va desde 1997 al tercer trimestre de 1999, cuando el régimen cambiario pasó a ser totalmente flexible. En él se explicitan las consecuencias de la crisis financiera mundial y el severo ajuste monetario implementado por el Banco Central para ajustar el déficit en cuenta corriente y atenuar la salida de capitales. El deterioro de términos de intercambio y la caída del gasto interno jugaban a favor de una depreciación real de la moneda, pero ello fue completamente neutralizado por una aceleración en el diferencial de crecimiento de la productividad entre transables y no transables asociada a un fuerte dinamismo en la minería.¹⁷

¹⁷ Entre el tercer trimestre de 1998 y el primero de 2000, la producción de cobre creció 22%.

4.4 MODELO DE CORTO PLAZO

Una vez definida la relación de largo plazo para el TCR, se estimó un modelo de corrección de errores partiendo de una ecuación sobreparametrizada y con mucha dinámica. Nuestro interés en la dinámica de corto plazo surge de que es posible que existan variables que afecten la evolución del TCR sólo en el corto plazo. Por lo tanto, en la especificación de corto plazo inicial también se admitieron variables ausentes en el modelo de largo plazo con eventuales efectos en el corto plazo. Dentro de estos, se evaluó: (1) la influencia de la política monetaria, incorporando el desalineamiento monetario resultante de una relación de largo plazo para la demanda por dinero; y (2) la influencia de la política cambiaria, a través de considerar el efecto del ritmo de devaluación nominal. El efecto del desalineamiento monetario se examinó a través de la estimación de una demanda de largo plazo por M1A. Considerando que los objetivos de este trabajo no incluyen el estudio en detalle de la forma funcional para la demanda por dinero, en el Cuadro 4.4.1 nos limitamos a presentar los resultados de dicha estimación, que se usan como insumo para el modelo de corto plazo del TCR.

CUADRO 4.4.1
RESULTADOS DEMANDA POR DINERO DE LARGO PLAZO

Variable Dependiente: $\ln(M1A_sa/IPC_sa)$
Período: 1986.1 a 1999.3

Constante	-14.09 (-43.46)
LN (PIB)	1.09 (54.3)
I	-0.06 (-5.98)
R ² ajustado	0.98
F	2483.8
EER	0.035
DW	0.53

Todas las series fueron desestacionalizadas utilizando X12-ARIMA.

Los resultados decantados para el comportamiento de corto plazo del TCR, luego de eliminar secuencialmente las variables no significativas, se presentan en el Cuadro 4.4.2.

CUADRO 4.4.2
MODELOS DE CORRECCIÓN DE ERRORES

	Con desalineamiento monetario extraído de demanda lineal en i
Constante	-0.023 (-5.71)
D(LN(DIFPRODsa(-2)))	-0.23 (-2.03)
D(LN(ITCO))	0.78 (6.89)
D(LN(ITCO(-3)))	-0.20 (-1.83)
D(LN(TITsa(-1)))	0.15 (2.44)
Desalineamiento Monetario	0.24 (2.14)
Desalineamiento Monetario (-1)	-0.22 (-1.85)
Residuo largo plazo (-1)	-0.18 (-3.00)
R_c^2	0.61
R_c^2 reparametrizado	0.99
Test F	9.92
Error Estándar Regresión	0.020
LM (4) p-value (χ^2)	0.90
ARCH (4) p-value (χ^2)	0.41
Jarque-Bera p-value	0.89

(*) El desalineamiento monetario fue extraído de una demanda por dinero de largo plazo que contempló como determinantes el PIB y la tasa de interés nominal de corto plazo. La terminación sa indica que las serie fue desestacionalizada. La variable D(LN(ITCO)) es la tasa de devaluación nominal.

Desde un punto de vista econométrico, el modelo de corrección de errores es altamente satisfactorio, con un ajuste de 61% para la ecuación en diferencias, y de 99% para la ecuaciones reparametrizadas en niveles. Los tests correspondientes permiten rechazar la presencia de autocorrelación y heterocedasticidad en los errores. A su vez, el *p-value* del test Jarque-Bera que verifica la propiedad de normalidad en ellos es levemente superior a 85% en la ecuación de corto plazo. Por último, el modelo resultó globalmente estable sometido a las pruebas tradicionales (CUSUM y CUSUM2).

Como era esperable, el término de corrección de errores resultó altamente significativo y mostró signo negativo. El valor absoluto del parámetro que lo acompaña es alto, indicando que casi el 20% del desalineamiento cambiario se corrige en el trimestre posterior. Esta es evidencia de un rápido traspaso de desalineamientos cambiarios a inflación, tal como se encuentra en Cerda y Lema (2003). Indicamos que es evidencia de traspaso a inflación porque el modelo controla por la variación en el tipo de cambio nominal, por lo tanto el ajuste restante se realiza vía aceleración inflacionaria.

En relación a los desalineamientos en el mercado monetario, debe precisarse que si bien no es esperable que afecten la trayectoria de largo plazo del TCR, si pueden afectar la trayectoria de corto plazo, al presionar el tipo de cambio nominal o inducir cambios en el nivel de precios. Estos desalineamientos monetarios corresponden a presiones sobre tipo de cambio o sobre inflación no recogidas en la dinámica de corto plazo a través de la tasa de devaluación nominal, cuyo impacto contemporáneo es fuertemente positivo (0,77). La influencia de la variable monetaria, se diluye al siguiente trimestre, desapareciendo casi completamente (los coeficientes que acompañan al desalineamiento monetario contemporáneo y rezagado son 0.24 y -0.22), lo que indica que el traspaso a inflación es relativamente rápido.

Asimismo, la dinámica de corto plazo del TCR está fuertemente influida por la trayectoria de la relación diferencial de productividad (DIFPRODsa) y las variaciones en los términos de intercambio, únicas variables que -formando parte del vector de cointegración- subsistieron en el modelo de corrección de errores.

Esta evidencia indica que, si bien existe un anclaje del TCR en sus fundamentos de largo plazo, variables controladas por la autoridad (alternativamente la tasa de devaluación o la expansión monetaria) pueden influir significativamente en la dinámica de corto plazo del TCR.

5. CONCLUSIONES Y CONSECUENCIAS DE POLÍTICA

A partir de la incorporación en forma exhaustiva de factores de oferta y demanda en la determinación de largo plazo del TCR y usando una medida para éste construida con una mejor aproximación a precios de transables que la implícita en estudios previos, en este artículo se concluye que:

1. Un aumento (caída) de la relación gasto-producto afecta negativamente (positivamente) la trayectoria del TCR. La magnitud de este fenómeno, conocido como efecto Salter-Swan, difiere según los niveles de desempleo y del tamaño relativo del sector transable imperantes en la economía. Un aumento (caída) de un punto porcentual en la relación gasto-producto genera una apreciación (depreciación) real en promedio de 1,4%.
2. Una mejora (deterioro) de términos de intercambio impacta negativamente (positivamente) en el TCR, confirmando la hipótesis del predominio del efecto riqueza sobre el efecto sustitución. Un aumento de 1% de los términos de intercambio conllevaría una disminución de 1% del TCR.
3. El efecto Balassa-Samuelson aparece como un argumento clave en la determinación del TCR. Así, la verificación de un diferencial positivo de crecimiento entre Chile y sus socios comerciales –que a su vez se concentró en el sector transable y especialmente en la gran minería del cobre-, explicó una parte importante de la caída experimentada por el TCR en Chile durante los '90 y amortiguó el alza que se habría derivado del agudo ajuste de gasto verificado a partir de 1998.
4. Considerando el signo negativo y significativo del coeficiente asociado a la relación gasto agregado-PIB, el gasto fiscal incide negativamente en el TCR por ser parte del gasto agregado. Con todo, la estimación de un efecto extra asociado a su composición (eventualmente sesgada hacia no transables) arroja resultados mixtos, con una semielasticidad que fluctuaría entre cero y -0.005 como máximo. Es decir, un aumento de un punto porcentual en la relación gasto-fiscal a producto induciría, por efecto composición, una caída del TCR como máximo de 0.5%.

En términos de lecciones de política económica también se derivan algunas proposiciones relevantes:

1. La aguda caída exhibida por el TCR durante los '90 se fundamentó en la evolución de los determinantes antes mencionados:

- a) El efecto negativo del fuerte aumento de la relación gasto-producto (cuya contrapartida fue el tránsito desde un déficit en cuenta corriente de la Balanza de Pagos de 0,5% del PIB en 1988 a uno de casi 8% del PIB a mediados de 1998), se potenció por la proximidad al pleno empleo y la reducción del tamaño del sector transable (menor apertura).
 - b) Se constató un fuerte diferencial positivo de crecimiento respecto a los socios comerciales principales –del orden de 4,3% promedio anual entre 1986 y 1997–, factor que por sí sólo justificó una caída de 4% promedio anual del TCR.
 - c) El alto crecimiento observado por la minería en los últimos 15 años, período en el cual la producción de cobre casi se cuadruplicó, arrojando un crecimiento promedio anual de 9% (2,5 puntos porcentuales superior al promedio de la economía), habría inducido –ceteris paribus– una caída promedio de 0,9% del TCR.
 - d) Entre 1993 y 1995, los términos de intercambio mostraron un repunte cercano a 30% y luego se estabilizaron a ganancia de términos de intercambio (respecto a la media histórica) fue de 1,2% del PIB, contribuyendo a la apreciación del peso.
 - e) La política fiscal habría contribuido al deterioro del TCR en dicho período fundamentalmente por su aporte a la trayectoria fuertemente expansiva del gasto total de la economía. De hecho, el gasto fiscal con impacto macroeconómico subió desde 17% del PIB a mediados de 1990 a valores cercanos a 23% del PIB en 2002. Sin embargo, nuestras estimaciones muestran resultados ambiguos respecto a la presencia de un efecto adicional del gasto fiscal sobre el TCR asociado a su composición (eventualmente sesgada hacia no transables). Un aporte negativo adicional del gasto fiscal se obtiene, en forma robusta, sólo cuando la medida del TCR es tipo PPP.
2. Un mayor grado de apertura de la economía, que lleve asociado un incremento en la participación de los sectores transables en la producción, inducirá menores fluctuaciones en la trayectoria del TCR derivados de la volatilidad en los flujos de capitales (y por ende en la relación gasto producto). En efecto, si los transables representaran el 90% del PIB, el impacto de un aumento de la relación gasto-producto sobre TCR sería nulo, considerando una tasa de desempleo de 8%.
 3. La desaceleración prevista en el ritmo de crecimiento de la minería en el próximo quinquenio podría atenuar significativamente el diferencial de crecimiento entre la productividad de los sectores transables y no transables. En efecto, se estima que su expansión sería similar al crecimiento del PIB, por lo que tendría un rol neutral en el recorrido del TCR.
 4. El modelo aquí estimado indica que hacia finales de 2002 y principios de 2003 el TCR se ubicaba significativamente sobre el nivel sugerido por sus fundamentos. Este desalineamiento positivo estaría influido por el desalineamiento monetario que surge de la estimación de la demanda por dinero. En este trabajo se concluye que un exceso de oferta de dinero de 10% induce transitoriamente un alza de 2% del TCR. Ello sin considerar que dicho exceso también afectaría el ritmo de devaluación nominal en el corto plazo, cuyo impacto contemporáneo sobre el TCR (de corto plazo) es fuertemente positivo (0,77).
 5. En una visión de mediano plazo, un escenario de aceleración de la relación gasto-producto (aumento del déficit en cuenta corriente de la Balanza de Pagos desde los bajos niveles alcanzados en el último quinquenio), de recuperación de términos de intercambio asociado al debilitamiento internacional de dólar (que sólo estuvo apreciándose entre 1996 y 2001) y de un mayor diferencial de crecimiento respecto a los socios comerciales, abre la perspectiva de una renovada tendencia a la apreciación del peso. En todo caso, estas eventuales presiones a la baja podrían verse atenuadas por un mayor tamaño relativo de los sectores transables y una lenta caída del desempleo.
 6. Debe advertirse que la agenda de investigación en materia cambiaria no se agota con el estudio de los fundamentos de largo plazo del TCR y su dinámica de corto plazo. En primer lugar, a partir del pronóstico del TCR puede derivarse la evolución del tipo de cambio nominal dada la trayectoria de los precios externos relevantes para Chile y una meta inflacionaria. En este

sentido, los esfuerzos deben concentrarse en el análisis de los determinantes de la inflación externa relevante,¹⁸ entre los cuales aparecen como candidatos naturales la inflación en países desarrollados y las paridades externas principales (euro versus dólar, yen versus dólar). En segundo lugar, debe profundizarse el análisis de la conexión entre los desalineamientos cambiarios y la evolución de la inflación. En tercer lugar, estos desajustes también ayudarían a explicar el comportamiento de los flujos de capitales.¹⁹ Por último, creemos que tampoco está cerrado el debate respecto al régimen cambiario óptimo para Chile. La sobrevivencia del sistema actual (flotación pura sin controles a la entrada capitales) dependerá de la expectativa de apreciación del peso para los próximos años y la intención del Banco Central respecto a seguir fijando la tasa de interés para controlar el ciclo económico.

¹⁸ En este trabajo la implícita en el índice promedio de precios de importaciones de Chile.

¹⁹ Evidencia respecto a la conexión entre desalineamientos cambiarios y el flujo de capitales hacia Chile se encuentra en Cerda, S. (2000).

6. REFERENCIAS

- Arellano, S. y F. Larraín (1996) "Tipo de Cambio Real y Gasto Público: Un modelo econométrico para Chile" *Cuadernos de Economía PUC*, N° 98, Año 33, Abril.
- Arellano, S. y F. Larraín (1996) "Comment to Comment by Sjaastad" *Cuadernos de Economía PUC*, N° 104, Año 35, Abril.
- Arrau, P; J. Quiroz y R. Chumacero (1992): "Ahorro Fiscal y Tipo de Cambio Real", *Cuadernos de Economía PUC*, N° 98, Año 29, Diciembre.
- Balassa, B. (1964) "The Purchasing-Power-Parity Doctrine: A Reappraisal" *Journal of Political Economy* 72, Diciembre.
- Banco Central de Chile, "Boletines Mensuales y Quincenales". www.bcentral.cl. Varios números.
- Banco Central de Chile (2000a) "Informe de Política Monetaria". www.bcentral.cl. Mayo y Septiembre.
- Banco Central de Chile (2000b) "Política Monetaria del Banco Central de Chile: Objetivos y Transmisión". www.bcentral.cl. Mayo.
- Cerda, R., A. Donoso y A. Lema (1998) "Tipo de Cambio Nominal: a Merced de las Paridades Externas", *Revista Economía y Administración UC*, Otoño.
- Cerda, R; A. Donoso y A. Lema "Tipo de Cambio Real en Chile: Fundamentos y Desalineamientos. *Documento de Trabajo N°2, CIEF*. Octubre.
- Cerda, R y A. Lema (2003) "Desalineamientos monetarios, desalineamientos cambiarios y aceleración inflacionaria". *Mimeo, Pontificia Universidad Católica de Chile y CIEF-UNAB*. Junio.
- Cerda, S. "Flujos de Capital Extranjero y el Rol de los Factores Internos y Externos: El Caso Chileno en los Noventa. *Documento de Trabajo N°3, CIEF*. Diciembre.
- Céspedes, L.F. y J. De Gregorio (1999) "Tipo de cambio real, desalineamiento y devaluaciones: teoría y evidencia para Chile", *Mimeo*.
- De Gregorio, J. y H. Wolf (1994) "Terms of Trade, Productivity, And The Real Exchange Rate". NBER, Working Paper Series N° 4807.
- De Gregorio, J. (1996) "Determinantes del Tipo de Cambio Real". *Análisis Empírico del Tipo de Cambio en Chile*, editado por F. Morandé y R. Vergara. Centro de Estudios Públicos, ILADES/Georgetown. Santiago.
- De Gregorio, J., A. Giovannini y H. Wolf (1993), "International Evidence on Tradables and Nontradables In ation", *European Economic Review*, 38.
- Dornbush, R (1983) "Real Interest Rates, Home Goods, and Optimal External Borrowing". *Journal of Political Economy* 91, Febrero.
- Edwards, S (1989) "Real Exchange Rates, Devaluation, and Adjustment: Exchange Rate Policy in Developing Countries" Cambridge, MA: MIT Press.
- Engle, R. y C. Granger (1987), "Co-integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing," *Econometrica* 55.
- Feliú, C. (1992) "Inflación Externa y Tipo de Cambio Real: Nota Metodológica". *Serie Estudios Económicos del Banco Central del Chile*, N° 37. Abril.
- Granger, C (1996), "Introducing Non-Linearity into Cointegration". *Revista do Econometrica (Brazilian Review of Econometrics)* 16.
- Hamilton, J. D. (1994), *Time Series Analysis*, Princeton: Princeton University Press.
- Harrod, R. (1939), *International Economics*, Cambridge, U.K.: Cambridge University Press.
- Johansen, S. (1988), "Statistical Analysis of Cointegration Vectors", *Journal of Economics Dynamics and Control* 12.
- Johansen, S. (1992), "Cointegration in Partial Systems and the Efficiency of Single-Equation Analysis", *Journal of Econometrics* 52.
- Johansen, S. y K. Juselius (1990), "Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration-with Applications to the Demand for Money", *Oxford Bulletin of Economics and*

Statistics 52(2).

Lagos, L.F (1992) "Política Cambiaria, Tipo de Cambio Real de Equilibrio e Inflación" Documento de Trabajo PUC N° 151. Noviembre.

Lagos, L.F (1994) "Reflexiones en Torno a la Inflación en Chile" Documento de Trabajo PUC N° 167.

Larraín, G. (1996) "Productividad del gasto público y tipo de cambio real en *Análisis Empírico del Tipo de Cambio en Chile*, editado por F. Morandé y R. Vergara. Centro de Estudios Públicos, ILADES/Georgetown. Santiago.

Marshall, J.y K. Schidt-Hebbel (1991), "Macroeconomics of Public Sector Deficits: The Case of Chile", PRE Working Paper, The World Bank, WPS 696, Junio.

Morandé, F. (2001), "Una Década de Metas de Inflación en Chile: Desarrollos, Lecciones y Desafíos", *Revista de Economía Chilena*, volumen 4, N°1, abril.

Repetto, A.(1992) "Determinantes de Largo Plazo del Tipo de Cambio Real: Una Aplicación al Caso Chileno (1960-90)", *Colección Estudios Cieplan*, N° 36. Diciembre.

Repetto, A.(1994) "Políticas Macroeconómicas y Tipo de Cambio Real: Chile, 1980-1991", *Colección Estudios Cieplan*, N° 39. Junio.

Rodríguez, C.A. (1982) "Gasto Público, Déficit y Tipo Real de Cambio: Un análisis de sus interrelaciones de largo plazo" *Cuadernos de Economía PUC*, N°57.

Rodríguez, C.A.(1989a) "Macroeconomic Policies for Structural Adjustment" *PRE Working Paper*, WPS 247, The World Bank. Agosto.

Rodríguez, C.A.(1989b) "The Externa Effects of Public Sector Deficits" *PRE Working Paper*, WPS 299, The World Bank. Noviembre.

Rodríguez, C.A.(1991) " The Macroeconomics of The Public Sector Deficit". World Bank Working Paper 632.

Salter, W.E. (1959) "Internal and external Balance: The Role of Prices and Expenditure Effects" *Economic Record*, Volumen 35, N°71, Agosto.

Samuelson, P. (1964) "Theoretical Notes on Trade Problems", *Review of Economics and Statistics*, Vol. 46, Marzo.

Schmidt-Hebbel, K. y L. Servén (1996) "Ajuste fiscal y tipo de cambio bajo expectativas racionales en Chile" en *Análisis Empírico del Tipo de Cambio en Chile*, editado por F. Morandé y R. Vergara. Centro de Estudios Públicos, ILADES/Georgetown. Santiago.

Sjaastad, L. (1980) "Commercial Policy, 'True Tariffs' and Relative Prices" in *Current Issues in Commercial Policy and Diplomacy*, editado por J. Black y Brian Hindley. London. Macmilan.

Sjaastad, L. (1996) "Recent Evolution of the Chilean Real Exchange Rate", *Cuadernos de Economía PUC*, N° 98, Año 33, Abril.

Sjaastad, L. (1998a) "Comment on 'Tipo de Cambio Real y Gasto Público: Un Modelo Econométrico para Chile'" *Cuadernos de Economía PUC*, N° 104, Año 35, Abril.

Sjaastad, L (1998b) "On Exchange Rates, Nominal and Real", *Journal of International Money and Finance*. Volumen 17, N°3. Junio.

Stock, J. y M. Watson (1993), "A Simple Estimator of Cointegrating Vectors in Higher Order Integrated Systems", *Econometrica* 61(4).

Swan, T. (1960), "Economic Control in a Dependent Economy" *Economic Record*, Marzo.

Theil, H y Boot J.C.G. (1962) " The Final Form of Econometric Equation Systems" *Review of the International Statistical Institute*.

Valdés, R. y R. Délano (1998) "Productividad y Tipo de Cambio Real en Chile", Documento de Trabajo 38, Banco Central de Chile. Diciembre.

Van Dijk, D. y P.H. Franses (1995) "Empirical Specification of Non Linear Error Correction Models". Report 44. Econometric Institute. Rotterdam.

ANEXO

DESCRIPCIÓN DE LOS DATOS

Los datos utilizados son de frecuencia trimestral desde el primer trimestre de 1986 hasta el primer trimestre de 2003. Estos fueron obtenidos de los datos publicados por el Banco Central de Chile (BCCCH) y por estimaciones propias realizadas en el Centro de Investigación de Economía y Finanzas (CIEF) de la Universidad Andrés Bello (UNAB). Todas las series fueron desestacionalizadas por X12-Arima, motivo por el cual se les agregó la terminación sa.

CERsa: Índice de Crecimiento Externo Relevante (Socios Comerciales) calculado por CIEF-UNAB. La elaboración del CER se basó en series trimestrales de producto de los trece países con mayor participación en las exportaciones de bienes de Chile entre 1985 y 2002. En este período, las exportaciones a estos países constituyeron en conjunto por lo menos el 75% del total, bordeando incluso en algunos años el 80%. La agregación de los productos individuales se realizó tomando la participación respectiva en las exportaciones totales de bienes chilenas. Los ponderadores utilizados corresponden a los observados en cada año, es decir, son variables.

DIFPROD sa: Cuociente entre la Productividad Media del Trabajo en los Sectores Transables y la Productividad Media del Trabajo en los Sectores No Transables. La serie de transables resultó de considerar a los sectores Agropecuario-Silvícola, Pesca, Minería e Industria Manufacturera, para los cuales se tomaron las cifras oficiales de Cuentas Nacionales 1996 en el período 1996-2003 y se realizó un empalme para el período previo. La serie de no transables se obtuvo por diferencia respecto al producto total. Las series trimestrales de empleo sectorial fueron obtenidas de los boletines del INE.

FBKFN_sa: Formación Bruta de Capital fijo a precios corrientes. Desde 1990 se utilizó la serie oficial. Para el período previo la serie es el resultado de combinar un empalme de la serie trimestral a precios constantes y una trimestralización propia del deflactor respectivo.

CONN_sa: Consumo más inventarios a precios corrientes (Resto de la demanda interna). Desde 1990 se utilizó la serie oficial. Para el período previo la serie corresponde a la diferencia entre el gasto interno y la formación bruta de capital fijo, ambas a precios corrientes.

GFIMYsa: Gasto fiscal con impacto macroeconómico (gasto total menos inversión financiera e intereses) como porcentaje del PIB, ambos medidos a precios corrientes. Desde 1989 estos datos corresponden a la información de ejecución presupuestaria entregada por la Dirección de Presupuestos del Ministerio de Hacienda. Para el período previo la fuente es Arellano y Larraín (1996).

GYNsa: Relación Gasto-Producto a precios corrientes. Para el período 1990-2003 la serie de gasto es la oficial. Para el período previo se trimestralizó la serie anual del Banco Central.

IPCX_sa: IPC subyacente (IPC excluyendo combustibles, y frutas y verduras). Para el período 1999-2003 la fuente es INE. Para el período previo la serie fue elaborada por CIEF-UNAB en base a la canasta de precios informada mensualmente por el INE.

QCU_sa: Producción de cobre fino en miles de toneladas. Fuente: INE.

TCMRsa: Tipo de Cambio Real de importaciones construido acorde a lo planteado en la sección 2. Como indicador de precios de transables se utiliza el índice de precios de importaciones en dólares excluyendo petróleo que se deriva de Cuentas Nacionales. La medida de tipo de cambio nominal corresponde al tipo de cambio observado compilado por el Banco Central. Para el numerador se utiliza el IPC subyacente (IPCX).

TCRBC: Tipo de Cambio Real del Banco Central de Chile calculado "con los IPM, expresados en dólares, de los principales socios comerciales, ponderándolos por la importancia relativa de las importaciones y exportaciones -excluyendo petróleo y cobre- que Chile realiza desde ellos (aproximadamente 82% del comercio global de Chile en 1997, excluidos el petróleo y cobre)".

TITsa: Términos de Intercambio calculados como el cuociente entre índice de precios de exportaciones y el de importaciones. Ambos fueron derivados a partir de los deflatores de Cuentas Nacionales publicados con frecuencia trimestral por el Banco Central de Chile desde 1990. Para el período previo los datos corresponden a la trimestralización de las series anuales.

Y_sa: PIB a precios constantes. Fuente: Banco Central de Chile.

YN_sa: PIB a precios corrientes. Corresponde a la serie oficial entre 1990 y 2003 y una trimestralización de CIEF-UNAB para el período previo.

YTYNsa: Composición sectorial de la producción. Se calcula como el cuociente entre el valor agregado de los sectores transables y el PIB, ambas variables medidas a precios corrientes. Los valores agregados de cada sector transable (Agropecuario-Silvícola, Pesca, Minería e Industria Manufacturera) a precios corrientes se calcularon a partir de las cifras oficiales a precios constantes y la trimestralización de los deflatores anuales respectivos. Considerando que el Banco Central publicó los datos anuales de deflatores sólo hasta 2001, se hicieron estimaciones trimestrales de estos en base a precios sectoriales para 2002.