

# TIPO DE CAMBIO REAL EN CHILE Y SUS FUNDAMENTOS

SEMINARIO DE TÍTULO INGENIERO COMERCIAL MENCIÓN ECONOMÍA

**AUTOR:**  
Waldo Riveras V.

**PROFESOR GUÍA:**  
Sr. Klaus Schmidt-Hebbel Dunker.

Santiago, Febrero, 2008

# Tipo de Cambio Real en Chile y sus Fundamentos

Waldo Riveras\*

Febrero 2008

**AUTOR:**

Waldo Riveras V.

**PROFESOR GUÍA:**

Sr. Klaus Schmidt-Hebbel Dunker.

## Resumen

Este trabajo analiza el comportamiento del tipo de cambio real de equilibrio para Chile durante el periodo 1986-2007. Utilizando métodos de cointegración se encuentra una relación de largo plazo entre el índice TCR-5 y distintos fundamentos como; productividad entre sectores transable y no transable, términos de intercambio, gasto del gobierno y activos externos netos. La metodología utilizada para la estimación de la ecuación fundamental corresponde a mínimos cuadrados dinámicos, lo cual permite controlar por los posibles problemas de correlación entre las variables fundamentales del modelo. Con estas estimaciones se construye el TCR de equilibrio para Chile y se calculan los desequilibrios entre el TCR observado y nuestra estimación. Los resultados obtenidos son robustos ante cambios en el índice de tipo de cambio real que se utilice. Además se realizan test de estabilidad y quiebres en los parámetros, los cuales confirman la hipótesis de quiebres estructurales y de alta inestabilidad durante el periodo analizado. Finalmente, según nuestra estimación, el TCR se encuentra bastante alineado con los fundamentos de la economía e incluso podría ser consistente con una apreciación real mayor.

---

\*wriveras@fen.uchile.cl

## 1. Introducción

El comportamiento del tipo de cambio real de Chile se observa muy volátil y con distintos periodos de apreciación y depreciación real. La literatura empírica ha tratado de explicar estas grandes fluctuaciones a través de distintos enfoques teóricos y metodológicos entregando disímiles resultados e incluso distintos efectos. Actualmente este tema ha sido muy mencionado debido a las fuertes presiones que se ejercen para que las autoridades intervengan, evitando que el TCR continúe apreciándose. Los argumentos de estos sectores son que el actual tipo de cambio está fuertemente desalineado con los fundamentos y que no estamos en un equilibrio. Ante esto la autoridad no ha respondido a sus demandas argumentando que estamos muy cerca del equilibrio consistente con los fundamentos y que los periodos anteriores de grandes depreciaciones reales no son consistentes con el equilibrio del país y por lo tanto no serían sostenibles actualmente.

Con la anterior motivación procederemos a estimar el tipo de cambio real de equilibrio para Chile, calculando sus desalineamientos y relaciones de largo plazo. Para esto usamos una muestra desde 1986 hasta el segundo semestre del 2007, utilizando metodologías que analizan relaciones de largo plazo y luego estiman modelos dinámicos que permitan corregir por posibles correlaciones entre las variables fundamentales.

A pesar de la gran cantidad de literatura sobre el tema y de la percepción general de que debieran existir inestabilidades o quiebres entre distintos periodos de tiempo, no se han realizado estimaciones del TCR de equilibrio que testeen aquellos posibles quiebres. Por esto, en nuestro análisis se incluyen test de quiebres estructurales y de estabilidad en los parámetros. Finalmente analizamos si actualmente existen grandes desalineamientos con respecto a nuestro equilibrio.

## 2. Análisis de Literatura

### 2.1. Que entendemos por tipo de cambio real

Existen distintas teorías que definen el tipo de cambio real de equilibrio pero las más importantes y mayormente estudiadas son aquellas que se relacionan con el análisis de los fundamentos económicos de cada país. Por una parte está la definición de TCR que da el enfoque FEER (fundamental equilibrium exchange rate) el cual define el tipo de cambio real de equilibrio como aquel consistente con un equilibrio interno y externo de largo plazo, donde las variables fundamentales de la economía son consistentes con sus valores estructurales o de pleno empleo. La mayor desventaja de este enfoque es que requiere criterios personales para modelar los valores potenciales de los fundamentos. Por otra parte está el enfoque BEER (behavioral equilibrium exchange rate), el cual a diferencia del anterior no requiere del modelamiento de valores estructurales para los fundamentos, ya que el objetivo es estimar el comportamiento del tipo de cambio real efectivo y no de pleno empleo o estructural. Para esto se analizan los fundamentos de la economía y se estima un valor de equilibrio consistente con en el corto, mediano y largo plazo.

Los modelos anteriores se basan en el análisis de los fundamentos de una economía, los que podemos agrupar según distintos factores: Primero, la Productividad, este es un factor de oferta y la teoría detrás de él es el efecto Balassa-Samuelson, el cual predice que los diferenciales de productividad entre el sector transable y no transable de los países generan también diferencias entre los precios y salarios del sector no transable, lo cual afecta el tipo de cambio real.

Segundo, la Política Fiscal, este es un factor de demanda y según Repetto (1992) pueden existir dos efectos; al aumentar el gasto aumenta la demanda por bienes no transables lo que genera una apreciación del TCR, por otra parte existe un efecto negativo sobre la riqueza de los privados lo que disminuye su consumo de no transables provocando una depreciación del TCR. Por lo tanto el efecto final dependerá de la fracción del gasto que es destinada al sector transable o no transable.

El tercer grupo son los Términos de Intercambio, ya que ante cualquier cambio en precios existirá un efecto ingreso y un efecto sustitución que debieran aumentar el consumo de transables, lo cual generará una apreciación real debido a los cambios en precios relativos entre el sector transable y no transable.

El cuarto factor está asociado a los Flujos de Capital, debido a que si existe un mayor flujo de capitales hacia el país se genera un mayor consumo presente generando un aumento de la demanda por no transables y una apreciación real.

Finalmente se encuentran los factores de Política Comercial, los cuales

debieran mostrar que al existir mayor apertura comercial el efecto dependerá de si el país es un importador o exportador neto, lo cual implicaría una depreciación o apreciación real.

Debido a la gran cantidad de evidencia existente y a las desventajas que posee el modelo FEER para el análisis que queremos realizar, la estrategia escogida será estimar un modelo BEER, el cual incluirá distintos fundamentos que creemos (y que la evidencia demuestra) son relevantes para la economía chilena.

## 2.2. Evidencia para Chile

En esta sección se muestran y discuten los resultados obtenidos anteriormente sobre este tema. Se debe tener en cuenta la gran heterogeneidad de muestras, definición de variables y metodologías que se han utilizado, por lo cual es muy difícil realizar una comparación muy exacta. A pesar de esto, la evidencia nos sirve para tener una idea de los signos y ciertos órdenes de magnitud, para así poder compararlos con los obtenidos en este estudio.

La evidencia para Chile sobre los factores que determinan el tipo de cambio real es amplia y variada, tal como se puede ver en la tabla 1. En esta tabla se muestran varios estudios sobre el tema y sus principales resultados. El estudio realizado por De Gregorio (1996) es uno de los primeros trabajos en los que se incluye como variable explicativa el diferencial de productividad entre Chile y países industrializados. Según este estudio, un aumento del 1 % en el diferencial de productividad hace que el TCR disminuya entre 1.0 % a 1.5 %, resultado que el autor atribuye al efecto Balassa-Samuelson.

Conclusiones similares a estas muestra Calderón (2004) pero con distintas metodologías de estimación. Según este autor el TCR se aprecia ante aumentos en las variables de activos externos netos, en los términos de intercambio, en la productividad y en el gasto fiscal. Caputo y Dominichetti (2005) estiman un modelo muy parecido obteniendo los mismos resultados, pero ellos además incluyen una medida de aranceles como variable explicativa.

Repetto (1992) estima también un efecto negativo en torno al 0.2 % para el gasto fiscal, pero difiere de los otros estudios en el efecto asociado a los términos de intercambio el cual estima positivo y cercano a 0.3.

Utilizando una metodología diferente a los demás Soto (1998) estima un modelo donde intenta capturar los posibles cambios estructurales de la economía. Para esto estima un modelo de transición endógena el cual busca evitar el sesgo que se generaría en las estimaciones ante cualquier cambio de régimen. Según este autor el signo de los términos de intercambio no es claro a priori y dependerá de si domina el efecto sustitución o el efecto ingreso.

Por otra parte, Céspedes y De Gregorio (1999) encuentran relaciones negativas para todas las variables, lo cual es replicado por otros autores en estudios posteriores. También podemos ver estudios donde se observan

disímiles resultados en variables como apertura, spread y términos de intercambio, lo cual nos muestra que este tipo de modelos dependen mucho de la metodología econométrica utilizada y del periodo muestral que se considere, entre otras cosas.

### 2.3. Evidencia Internacional

A nivel internacional existen también muchos estudios sobre este tema, en los cuales se utilizan metodologías muy similares. Algunos de estos trabajos realizados para economías emergentes y otros para paneles de países son presentados en la tabla 2.

Podemos ver que en general para el análisis individual de países, el gasto público como porcentaje del PIB presenta signo negativo pero una gran varianza en las magnitudes de los parámetros para los distintos países emergentes. Es así como para Perú se estiman parámetros cercanos a  $-0.1$ , pero para India el valor es cercano a  $-1.245$ .

En cuanto a la variable de términos de intercambio se observan aún más diferencias incluso en los signos. En especial Elbadawi y Soto (1996) estiman un parámetro positivo para México ( $0.239$ ). Para la variable de spread se puede decir que en general domina un efecto negativo pero que la magnitud del efecto es bastante pequeña, tal como se veía para el caso de Chile. Así mismo, se estiman parámetros negativos asociados a las productividades para Perú y Ecuador.

Por otra parte, la evidencia presentada por Calderón (2002) para un panel de países indica que el efecto de los activos externos netos sobre el tipo de cambio real es positivo, lo cual contradice el efecto observado sólo para Chile. Algo parecido sucede con la variable de términos de intercambio, donde al parecer estaría dominando el efecto ingreso provocado por la distorsión, lo cual hace que el parámetro tenga signo positivo.

Finalmente, Drine y Rault (2003) con una metodología muy similar a la de Calderón (2002) encuentran que los fundamentos que cointegran con el tipo de cambio real son el gasto público, los términos de intercambio y la política comercial o apertura.

## 3. Datos

Nuestro análisis consideró datos trimestrales para el tipo de cambio real y sus fundamentos correspondientes al período 1986.1 a 2007.2. La construcción de las series y las fuentes de referencia se detallan a continuación.

El tipo de cambio real considerado correspondió al índice TCR-5 calculado por el Banco Central de Chile. Este índice considera el tipo de cambio real de Chile con respecto a sus 5 principales socios comerciales y se calcula mediante un promedio geométrico ponderado de los tipos de cambio reales bilaterales, donde la suma de los ponderadores es igual a 1. Su elección se

Tabla 1. Evidencia para Chile

Autores	Modelo	AEN	Productividad	Gasto Público	IOI	Open	Spread	Aranceles
Calderón (2004)	MCD (1977-2003)	-0.102	-0.308	-0.515	-0.808	--	--	--
Caputo y Dominichetti (2005)	MCD (1977-2004)	-0.137	-0.467	-0.125	-0.352	--	--	-0.02
Soto (1998)	Modelo Cointeg. (1978-1994)	0.6	--	-0.86	0.37	--	-0.04	0.11
""	Modelo transición endógena	0.77	--	-0.53	1.08	--	0.002	0.25
Lema y Cerda (2000)	Modelo Cointeg.(1986-2000)	--	-0.28	-0.01	-0.406	--	--	--
Elbadawi y Soto (1996)	Corrección error (1960-1993)	--	--	-0.62	--	-0.039	-0.005	--
""	Modelo Cointegración	--	--	0.214	-0.151	-1.233	-0.04	--
Arellano y Larrain (1996)	MCO (1984-1993)	--	--	-0.273	0.45	--	--	--
Repetto (1992)	Variables Instrumentales (1960-1990)	--	--	-0.21	0.3	1.45	--	--
Céspedes y De Gregorio (1999)	MCD (1977-1998)	-0.18	-0.4	-0.01	-0.4	--	--	--
De Gregorio (1996)	MCO en primera diferencia (1982-1994)	--	-0.4	--	--	--	--	--

Tabla 2. Evidencia Internacional

Autores	Modelo	Países	AEN	Productividad	Gasto Público	IOI	Open	Spread
Kemine y Roy (2005)	MCD (1995-2001, base mensual)	Polonia	--	--	-0.825	-0.792	-0.182	--
Elbadawi y Soto (1996)	Modelo cointegración (1960-1993)	México	--	--	-0.4	0.239	-0.253	-0.07
""	Modelo cointegración (1960-1993)	India	--	--	-1.245	-0.121	-0.546	-0.04
Ferreira y Herrada (2003)	MCD (1980-2001)	Perú	--	-0.61	-0.03	0.53	0.051	0.59
Goldfajn y Valdés (1999)	MCD (1960-1994)	Perú	--	--	-0.13	-0.66	--	-0.007
Lora y Orellana (2000)	Corrección de error (1988-1999)	Bolivia	--	--	-0.04	-0.6	0.25	--
Segovia (2003)	Corrección de error (1993-2003)	Ecuador	--	-1.01	--	-0.604	0.013	--
Calderón (2002)	Panel cointegrado (1966-1997, anual)	67 países	0.213	-0.184	--	0.743	--	--
""	Panel cointegrado (1966-1997, anual)	33 (sitio ingreso)	0.157	-1.432	--	1.053	--	--
Drine y Rault (2003)	Panel cointegrado (1973-1996, anual)	17 (Lat-América)	--	--	0.1	--	-0.09	--
""	Panel cointegrado (1975-1996, anual)	7 (Asia)	--	--	-0.13	0.53	-0.39	--
""	Panel cointegrado (1980-1996, anual)	21 (África)	--	--	-0.05	0.56	-0.16	--

(\*) La variable productividad se mide de distintas maneras, acá sólo se reporta el ratio entre productividades medias del sector no transable

basó, fundamentalmente, en el hecho que los 5 principales socios comerciales de Chile representan más del 40 % del comercio nacional. Algunas series debieron ser trimestralizadas mediante el promedio simple del índice TCR-5.

El coeficiente de stock de activos externos netos con respecto al PIB fue calculado de la siguiente forma:

$$AEN_t = \frac{F_0 + \sum_{i=1}^t CA_i}{Y_t}$$

Donde  $F_0$  es la posición de activos externos netos en el primer trimestre del año 1986, aproximado por el stock de deuda externa y reservas internacionales en igual período,  $CA_t$  es el saldo de la cuenta corriente existente en el período  $i$  ( $1986, 1 \leq i \leq 2007, 2$ ).  $Y_t$  es el PIB real con base en el año 2003. Todas las series se encuentran en frecuencia trimestral y son publicadas por el Banco Central de Chile.

La productividad media de los sectores transable y no transable fue estimada según Calderón (2004), mediante:

$$A_t^T = \frac{Y_t^T}{L_t^T}$$

$$A_t^{NT} = \frac{Y_t^{NT}}{L_t^{NT}}$$

Donde  $Y_t^T$  es el producto del sector transable (agricultura, pesca, minería e industria),  $L_t^T$  es la cantidad de empleados en el sector transable,  $Y_t^{NT}$  es el producto del sector no transable (resto del PIB), y  $L_t^{NT}$  es la cantidad de empleados en el sector no transable. Ambas series del producto y la cantidad de trabajadores (las primeras en frecuencia trimestral y las segundas trimestralizadas mediante promedio simple), corresponden a aquellas publicadas por el Banco Central de Chile y por el Instituto Nacional de Estadísticas, respectivamente.

Los términos de intercambio corresponden al cociente entre el precio de exportaciones e importaciones de Chile. El presente estudio utilizó dos series en las estimaciones: la serie utilizada por Bergoing y Suárez (2001), en formato trimestral, y actualizada hasta el segundo trimestre del año 2007; y el precio internacional del cobre y del petróleo publicadas por el Banco Central de Chile, y trimestralizadas según promedio simple. El segundo set de variables responde al hecho que el cobre y el petróleo corresponden a los principales productos exportados e importados por Chile, respectivamente, y su precio es una buena aproximación para los términos de intercambio. Por esto se incluirán separadamente como variables alternativas a los términos de intercambio para algunas estimaciones.

La apertura comercial fue estimada como la suma entre exportaciones e importaciones como porcentaje del producto. Tanto las series de exportaciones e importaciones, como la serie del producto, se encuentran expre-



sadas en términos trimestrales y en millones de pesos del año 2003, y fueron obtenidas desde el sitio web del Banco Central de Chile.

Asimismo, el gasto fiscal se calculó como el cociente entre el gasto corriente y el PIB corriente, ambos en frecuencia trimestral y publicados por la Dirección de Presupuestos (DIPRES) y el Banco Central de Chile. Finalmente, el flujo de capitales fue aproximado mediante el spread de tasas de interés de política monetaria de Chile y Estados Unidos. Además del spread se incluye como una variable alternativa la cuenta de capitales, construida como porcentaje del PIB y expresada en pesos del 2003. Esta aproximación se basa en los resultados encontrados por Repetto (1992), los cuales indican que una liberalización de la cuenta de capitales conlleva a una convergencia en la tasa de interés doméstica a niveles internacionales, generando así un mecanismo de transmisión hacia el tipo de cambio real de equilibrio.

#### 4. La Ecuación de Comportamiento del Tipo de Cambio Real

Como una forma de dar una interpretación a nuestra ecuación empírica del tipo de cambio real, se presenta la siguiente especificación general a testear:

Modelo General:

$$\begin{aligned} \ln(TCR_t) = & \alpha_0 + \alpha_1 AEN_t + \alpha_2 \ln\left(\frac{A_t^T}{A_t^{NT}}\right) + \alpha_3 \ln\left(\frac{G_t}{Y_t}\right) + \alpha_4 \ln(tot_t) \\ & + \alpha_5 \ln(open_t) + \alpha_6 (spread_t) + \epsilon_t \end{aligned}$$

La variable  $TCR_t$  es el índice TCR-5,  $(A_t^T/A_t^{NT})$  es la razón entre la productividad media del sector transable sobre la del sector no transable,  $(G_t/Y_t)$  es el gasto de gobierno como porcentaje del PIB (en términos corrientes),  $AEN_t$  son los activos externos netos como porcentaje del PIB,  $spread_t$  es el diferencial de tasas entre Chile y USA,  $open_t$  es la apertura comercial (exportaciones más importaciones sobre PIB) y  $tot_t$  son los términos de intercambio.

La especificación responde a ciertos criterios básicos: primero, la productividad de los sectores transable y no transable fue incluida como una forma de testear la validez del efecto Balassa - Samuelson en la economía chilena. Esta hipótesis plantea que ante aumentos en la productividad en el sector transable se producirá un aumento en los salarios reales y en el costo de los bienes no transables, ya que como la productividad del sector no transable no ha cambiado entonces el aumento en salarios reales es traspasado completamente a un aumento en los precios de bienes no transables. Esto aumenta el precio de los no transables relativo a los transables, generando

así una apreciación del tipo de cambio real. Por este efecto se espera que el parámetro asociado a la variable de productividad tenga signo negativo ( $\alpha_2 < 0$ ).

La posición deudora del país, modelada por los activos externos netos, es una característica importante de países emergentes y, por lo tanto, una variable clave para la determinación del tipo de cambio real. La teoría detrás de esta variable corresponde al modelo de dos sectores de Obstfeld y Rogoff (1995), donde se predice un efecto negativo sobre el tipo de cambio real. Esto se produce debido a la transferencia de riqueza entre nuestro país y el extranjero, lo cual genera un efecto ingreso negativo que hace que los agentes decidan ofrecer más trabajo y con esto aumentar la oferta de bienes exportables, distorsionando los precios relativos y apreciando el tipo de cambio real. Por otra parte, como muestra Calderón (2004), países que poseen pasivos externos necesitarán en algún momento generar superávits en balanza comercial para poder servir su deuda, lo cual es posible sólo a través de una depreciación del tipo de cambio real ( $\alpha_1 < 0$ ).

Los términos de intercambio son incluidos basados en Gavin (1990), quien plantea que distorsiones en los términos de intercambio afectarán directamente el tipo de cambio real y que el efecto dependerá del grado de sustitución inter-temporal e intra-temporal entre bienes transables y no transables. Específicamente, si la elasticidad de sustitución intra-temporal entre transables y no transables es baja, entonces las mejoras en los términos de intercambio llevan a un aumento en la demanda por bienes no transables, lo cual aumenta el precio de los no transables relativo a los transables, generando así una apreciación del tipo de cambio real ( $\alpha_4 < 0$ ).

El gasto de gobierno como proporción del PIB tiende a generar, según Repetto (1992), efectos netos ambiguos sobre el tipo de cambio real que son deseables de estimar. Por otra parte, Rogoff (1996) plantea que el gasto de gobierno relativo al gasto privado tiende a recaer más sobre los bienes no transables, por lo tanto un incremento en el gasto fiscal debiera producir un aumento en la demanda y en los precios de los no transables, o sea una apreciación del tipo de cambio real ( $\alpha_3 < 0$ ).

La apertura comercial es una variable deseable de testear dada la creciente integración de la economía chilena al comercio internacional. Además, ni los modelos teóricos ni la evidencia empírica es concluyente acerca del efecto neto que debiera observarse ante cambios en los niveles de apertura, ya sea medida como aranceles o volumen de comercio. Por esta razón el signo esperado para  $\alpha_5$  es ambiguo y dependerá de la sustitución entre bienes transables y no transables del sector privado.

Fundamentos relacionados con los flujos de capitales también serán incluidos a través de la variable spread (o alternativamente de la cuenta de capitales). Se espera que ante aumentos en el spread (o en el flujo de capitales), en un contexto de apertura financiera, se incentive la entrada de recursos del exterior y aumente el financiamiento externo permitiendo ma-

yores niveles de consumo e inversión que hagan aumentar el precio de los no transables y con esto apreciar el tipo de cambio real ( $\alpha_6 < 0$ ).

Finalmente es importante recalcar que este tipo de estimaciones se realizan debido a la imperfecta integración financiera existente entre las economías. En un escenario de completa integración financiera y perfecta movilidad de capitales entre sectores sólo prevalecerá el efecto de las productividades sobre el tipo de cambio real, validando completamente la hipótesis de Balassa-Samuelson. Así, los factores relacionados con la demanda no debieran importar si es que no existen distorsiones en los mercados.

## 5. Análisis de los Datos

El primer paso en nuestro análisis consistió en analizar las correlaciones existentes entre el tipo de cambio real y sus fundamentos (Tabla 3). Así, la trayectoria de los índices TCR-5 y TCR es muy similar durante todo el período muestral presentando un coeficiente de correlación de 0.943, aunque según lo reportado por Calderón (2004) existe una discrepancia significativa en los niveles de ambas series en la segunda mitad de los años ochenta.

Los activos externos netos poseen una correlación negativa con el tipo de cambio real al igual que el coeficiente de productividad media del sector transable y no transable, lo que indicaría que países con altos niveles de deuda y productividad en el sector transable suelen presentar un tipo de cambio real más apreciado, signo que es consistente con la teoría.

La apertura comercial presenta una correlación negativa con el tipo de cambio real, lo que estaría reflejando que la mayor apertura comercial de Chile ha sido acompañada por una apreciación del tipo de cambio real.

**Tabla 3. Análisis de Correlación Para el Tipo de Cambio Real y sus Fundamentos, 1986.1 – 2007.2**

Variable	TCR-5	TCR	AEN	A <sup>T</sup> /A <sup>NT</sup>	OPEN	G/Y	SPREAD	Cta. K	TOT	OIL	CU
TCR-5	1	0.943	-0.659	-0.184	-0.542	-0.093	-0.545	-0.015	0.118	-0.073	0.006
TCR		1	-0.482	-0.187	-0.452	-0.124	-0.438	0.016	0.096	0.016	0.080
AEN			1	0.289	0.770	0.009	0.657	0.016	-0.234	0.453	0.286
A <sup>T</sup> /A <sup>NT</sup>				1	0.722	0.036	-0.021	-0.486	-0.590	0.641	0.197
OPEN					1	0.043	0.378	-0.284	-0.507	0.771	0.418
G/Y						1	0.032	-0.020	-0.335	-0.120	-0.477
SPREAD							1	0.274	-0.170	-0.035	-0.171
Cta. K								1	0.271	-0.366	-0.181
TOT									1	-0.560	0.211
OIL										1	0.670
CU											1

**Nota:** Dado el tamaño de muestra, los coeficientes de correlación son significativos con un nivel de error del 5% para valores superiores a 0.120.

Fuente: Elaboración propia

El spread de tasas de interés y la cuenta de capitales poseen correlación negativa, pero no significativa para el caso de la cuenta de capitales. Este hecho estaría indicando que la convergencia de la tasa de interés chilena a

niveles internacionales se ha producido conjuntamente con una depreciación del tipo de cambio real.

Análogamente, el gasto de gobierno presenta correlación negativa, tanto con el índice TCR-5, como con el índice TCR. Esto podría estar evidenciando la mayor propensión del gobierno a gastar en bienes no transables, pero esto debe ser comprobado en las estimaciones ya que con este análisis nada podemos decir sobre la causalidad de la relación entre las variables.

Finalmente, los términos de intercambio y los precios del petróleo y cobre no presentan una correlación significativa con el tipo de cambio real, lo que podría deberse a que, en promedio, el cambio en los precios relativos de las exportaciones e importaciones se han movido en igual sentido y, por lo tanto, su efecto neto se ha cancelado durante el período considerado.

El segundo paso de nuestro análisis consistió en determinar el orden de integración de las series analizadas mediante test de raíces unitarias desarrollados por Dickey - Fuller (ADF) y Phillips -Perron (P-P) a las series en niveles y sus diferencias. Los resultados se reportan en la Tabla 4.

**Tabla 4. Análisis de Raíz Unitaria**

Variable	Niveles		Primeras Diferencias	
	ADF	P-P	ADF	P-P
<b>TCR-5</b>	-1.279	-1.331	-7.584*	-8.520*
<b>AEN</b>	-6.439	-3.586	-5.149*	-9.402*
<b>A<sup>T</sup>/A<sup>NT</sup></b>	-2.802	-7.142	-4.162*	-15.406*
<b>OPEN</b>	-1.841	-6.187	-5.204*	-40.203*
<b>G/Y</b>	-2.001	-6.971	-2.189	-27.56*
<b>SPREAD</b>	-3.005	-2.260	-6.487*	-6.350*
<b>Cta. K</b>	-4.928	-4.928	-4.713	-42.883
<b>TOT</b>	-2.989	-3.098	-8.870*	-8.875*
<b>OIL</b>	-1.796	-1.949	-8.332*	-8.305*
<b>CU</b>	-0.222	-0.222	-7.690*	-7.755*

(\*): Significativo al 5%

Claramente, comprobamos que todas las series implicadas en nuestro análisis son integradas de orden 1, excepto la cuenta de capitales como porcentaje del PIB. Debido a esto y a que estimaremos una relación de largo plazo entre las variables, se procede a eliminar del análisis la cuenta de capitales. Por otra parte, el hecho que el tipo de cambio real no siga un proceso estacionario implica que la teoría de la paridad del poder de compra no se cumple en los datos, sin negar la existencia de un tipo de cambio real de equilibrio.

El último paso de nuestro análisis consistió en determinar si existe una relación de cointegración entre el tipo de cambio real y sus fundamentos, mediante la prueba desarrollada por Johansen. Básicamente, este enfoque implica definir un vector autorregresivo de corrección de errores (VECM)

con las variables involucradas de la siguiente forma:

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

Donde  $\Delta X_t$  son las primeras diferencias de las variables consideradas en nuestro análisis,  $\Phi_i$  es una matriz de coeficientes ( $n \times n$ ), y  $\Pi$  es una matriz de coeficientes ( $n \times n$ ) cuyo rango determina el número de vectores de cointegración. Así, si  $\Pi$  tiene rango completo o rango cero, se puede afirmar que no existe una relación de largo plazo entre el tipo de cambio real y sus fundamentos.

Para el contraste de presencia de cointegración, se utilizó dos pruebas de coeficiente de verosimilitud propuestas por Johansen: la prueba de la traza, cuya hipótesis nula es que no existen más de  $r$  vectores de cointegración distintos ( $r < n$ ); y la prueba del valor propio máximo, donde se contrasta la hipótesis nula de no más de  $r$  vectores de cointegración contra una hipótesis alternativa de que existen  $r + 1$  vectores de cointegración.

Como se puede ver en la tabla 5, los estadísticos asociados a la prueba de la traza muestran la existencia de 4 vectores de cointegración para el modelo general. A su vez, la prueba del valor propio máximo muestra que existen 2 vectores de cointegración. De esta forma, podemos concluir que sí existe una relación de largo plazo entre el tipo de cambio real y sus fundamentos.

**Tabla 5. Análisis de Cointegración**

Prueba de Hipótesis	Modelo General
<b>I. Prueba de la Traza</b>	
$r \leq 0$ vs. $r=1$	139.275**
$r \leq 1$ vs. $r=2$	107.347**
$r \leq 2$ vs. $r=3$	79.341**
$r \leq 3$ vs. $r=4$	55.246**
$r \leq 4$ vs. $r=5$	35.011
$r \leq 5$ vs. $r=6$	18.398
<b>II. Prueba del Valor Propio Máximo</b>	
$r=0$ vs. $r=1$	49.586**
$r=1$ vs. $r=2$	43.419**
$r=2$ vs. $r=3$	37.163
$r=3$ vs. $r=4$	30.815
$r=4$ vs. $r=5$	24.252
$r=5$ vs. $r=6$	17.148
(**): Prueba significativa al 5%	

## 6. Resultados

La metodología utilizada en las estimaciones corresponde a “Mínimos Cuadrados Dinámicos”, la cual ha sido usada en trabajos anteriores por Calderón (2004), Céspedes y De Gregorio (1999), entre otros. La gran ventaja de esta metodología es que permite corregir por la causalidad inversa provocada por la correlación entre los shock sobre el TCR y las variables incluidas como fundamentos. La forma de controlar por esos problemas es incluyendo adelantos y rezagos de las variables de fundamentos (en diferencias).

Los modelos estimados se presentan en la tabla 6 y corresponden a distintas especificaciones a partir del modelo general presentado anteriormente. Todos los modelos fueron estimados usando 1 rezago y 2 adelantos de las variables en diferencia.

Tabla 6. Tipo de Cambio Real (TCR-5) Para Chile  
Mínimos Cuadrados Dinámicos 1986.1 – 2007.2

	M1	M2	M3	M4	M5	M6
Constante	4.716 * (0.238699)	4.784 * (0.262073)	3.803 * (0.210881)	7.757 * (0.700105)	6.858 * (0.919823)	6.891 * (0.974596)
AEN	-0.399 * (0.086553)	-0.248 * (0.101499)	-0.472 * (0.076921)	0.134 (0.116189)	-0.053 (0.158461)	0.089 (0.176029)
A <sup>T</sup> /A <sup>NT</sup>	-0.287 * (0.13044)	-0.426 * (0.13347)	-0.507 * (0.109528)	0.338 (0.198616)	0.308 (0.273906)	0.125 (0.317476)
OPEN	--	--	--	-0.981 * (0.157919)	-0.54 * (0.217525)	-0.519 * (0.234173)
G/Y	-0.271 * (0.133677)	-0.327 * (0.125145)	-0.065 (0.134038)	-0.033 (0.123459)	-0.333 * (0.143167)	-0.364 * (0.145534)
TOT	-0.167 * (0.063462)	-0.196 * (0.057826)	--	--	-0.153 * (0.064252)	-0.184 * (0.061052)
OIL	--	--	0.249 * (0.050283)	0.287 * (0.046651)	--	--
CU	--	--	-0.073 (0.054779)	-0.041 (0.050503)	--	--
SPREAD	--	-0.022 * (0.010074)	--	--	--	-0.022 * (0.01015)
R-cuadrado	0.44	0.45	0.53	0.65	0.45	0.47
BIC	-1.1321	-1.0493	-1.1948	-1.3910	-1.0485	-0.9704

(\*): Significativo al 5 %. Entre paréntesis se muestra la desviación estándar.

Como se puede ver en la tabla 6, el modelo M6 corresponde al modelo general, a partir del cual surgen el resto de los modelos. El modelo M3 y M4 tienen como principal diferencia con los demás la elección del precio del petróleo y del cobre como proxy de los términos de intercambio. En estos modelos el precio del petróleo resulta significativo pero no así el precio del cobre. Además, los modelos M4 y M3 son los que exhiben un mejor ajuste según el criterio de información de Schwarz (BIC), pero poseen variables no significativas e incluso resultados que no están acordes con la teoría.

Los modelos M1 y M2 presentan todos los parámetros significativos y

consistentes con la teoría económica y evidencia empírica antes analizada. La diferencia entre estos dos modelos es la variable de spread incluida en M2, la cual a pesar de resultar significativa posee una magnitud muy pequeña.

Como una forma de analizar la robustez de estos 2 modelos se reestiman utilizando ahora como variable dependiente otro índice de TCR, el tipo de cambio real total (TCRT). Como se ve en la tabla 7, M1 ajusta efectos muy similares a los presentados en la tabla 6 incluso en órdenes de magnitud, pero M2 no mantiene los mismos resultados. Por esta razón M1 es un modelo robusto a cambios en la variable dependiente y M2 no lo es. Debido a esto, de aquí en adelante el análisis se centrará sólo en el modelo M1.

**Tabla 7. Análisis de Robustez: Tipo de Cambio Real (TCR) Para Chile**

Mínimos Cuadrados Dinámicos 1986.1 – 2007.2		
	M1	M2
<b>Constante</b>	<b>4.671 *</b> (0.207715)	<b>4.75 *</b> (0.222402)
<b>AEN</b>	<b>-0.232 *</b> (0.076059)	<b>-0.094</b> (0.087284)
<b>A<sup>T</sup>/A<sup>NT</sup></b>	<b>-0.302 *</b> (0.12453)	<b>-0.416 *</b> (0.124323)
<b>G/Y</b>	<b>-0.249 *</b> (0.12263)	<b>-0.282 *</b> (0.110169)
<b>TOT</b>	<b>-0.149 *</b> (0.058434)	<b>-0.171 *</b> (0.053137)
<b>SPREAD</b>	--	<b>-0.021 *</b> (0.008615)
<b>R-cuadrado</b>	0.28	0.31

(\*): Significativo al 5%. Entre paréntesis se muestra la desviación estándar.

En este modelo (modelo M1, tabla 6) observamos un efecto negativo entre los activos externos netos y el TCR, lo que nos indica que ante una mejora de la posición crediticia nacional, o sea una caída en el valor de AEN, se genera una depreciación cambiaria real. Por lo tanto, estos resultados son consistentes con la teoría económica y con la evidencia empírica presentada anteriormente.

Por otra parte, la razón de productividades medias entre sectores transable y no transable tiene un efecto negativo sobre el valor del TCR, lo que indica que si un país aumenta su diferencial de productividades (transable con respecto a no transables) producirá una apreciación real. Las magnitudes de los parámetros están de acuerdo a estimaciones anteriores realizadas por De Gregorio (1996) y Calderón (2004).

Para la variable de términos de intercambio encontramos un efecto negativo, implicando que ante una mejora en los términos de intercambio, o un aumento del precio del cobre relativo al petróleo, se produce una apreciación real en nuestro país.

Finalmente el efecto del gasto sobre el TCR es negativo y consistente en signos y magnitudes con estimaciones realizadas anteriormente por Caputo y Dominichetti (2005) y por Arellano y Larráin (1996), pero contradice resultados encontrados por Elbadawi y Soto (1996). Por lo tanto, expansiones en el gasto fiscal generarían apreciaciones reales, con lo cual se comprueba que el gasto fiscal recae más fuertemente sobre los bienes no transables, lo que hace variar los precios relativos en el sentido antes mencionado.

## 7. Tipo de Cambio Real de Equilibrio

Luego de estimar las relaciones entre el TCR y sus fundamentos, comenzamos a estimar el TCR de equilibrio basado en nuestras variables fundamentales. Como se argumentó anteriormente el modelo que se quiere analizar es M1, para lo cual procederemos a estimar los valores de largo plazo de sus fundamentos para luego, con los parámetros estimados, construir el TCR de equilibrio.

Primero aplicamos un ajuste estacional (X11-ARIMA) a cada una de las series de fundamentos incluidas en M1, luego filtramos estas series separando componentes cíclicos de los de tendencia a través del filtro Hodrick-Prescott. Con estas series de largo plazo estimamos el tipo de cambio real de equilibrio (TCRE) para nuestra muestra usando los coeficientes obtenidos en el modelo.

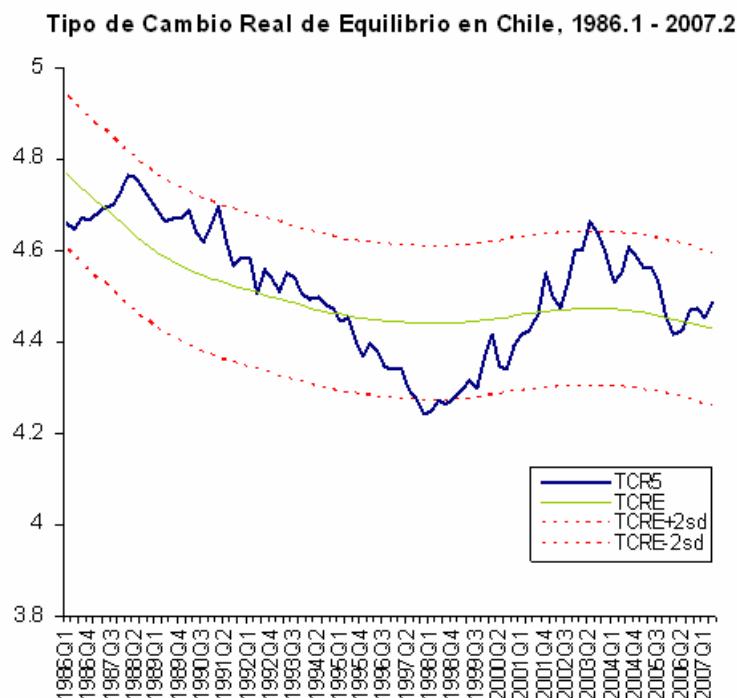
En el gráfico 1 se muestra el tipo de cambio real observado para cada periodo (TCR-5) conjuntamente con la estimación del TCR de equilibrio. A este se le agrega un intervalo de confianza de  $\pm 2$  desviaciones estándar (aprox. 95 %) para así poder analizar cuanto de los desequilibrios o desalineamientos existentes resultan ser estadísticamente significativos.

Como podemos ver nuestra estimación fundamental tiene periodos con diferentes tendencias, que se revierten si analizamos la muestra por distintos periodos de tiempo, lo que nos sugiere la posible existencia de cambios estructurales. Por ejemplo, si consideramos el periodo 1986Q1:1987Q4 podemos apreciar que el TCR observado tiene aún una tendencia de depreciación real principalmente por efectos que aún no desaparecen de la crisis de la deuda externa que comenzó en 1982. Esta gran depreciación se puede explicar principalmente por la restricción al crédito existente aún en la segunda mitad de los ochenta y además de la baja tasa de inversión que se observó durante ese periodo. Debido a esto nuestra estimación parece predecir un tipo de cambio real de equilibrio que es aún mayor al observado, principalmente por la inexistencia en nuestro modelo de variables que controlen directamente por inversión extranjera. Esto se ve en la gran diferencia entre el TCR-5 y el TCRE indicando que debiera depreciarse aún más, pero a pesar de esto el desalineamiento no es estadísticamente significativo.

Luego de esto, analizamos el periodo 1988Q1:1996:4, en el cual obser-



Gráfico 1



vamos una caída en el TCR de equilibrio. Durante este periodo se experimentó esta gran apreciación real empujada principalmente por las grandes entradas de capitales internacionales, impulsadas en gran parte por el arbitraje de tasas que se produjo a partir de los noventa gracias a las políticas monetarias de ajuste y en general por la mayor confianza de los mercados internacionales sobre el desempeño económico del país. Todos estos factores llevaron a que los inversionistas empezaran a fijarse más en los fundamentos del país y tuvieran confianza de invertir en Chile. Con esto el desequilibrio cambiario para este periodo resulta ser en general bastante bajo, excepto para fines del año 1990 y principios de 1991 donde sí se observa un desalineamiento significativo. Este desalineamiento se debe como antes se mencionó a un periodo donde los inversionistas aún se encontraban desconfiados sobre las políticas que se implementarían.

Este periodo dorado de crecimiento finalizó abruptamente al detonar la crisis asiática y sus efectos de contagio sobre el resto de las economías emergentes. Durante este periodo se produce una salida masiva de capitales de corto plazo que condicionan también el acceso a crédito y hacen caer la inversión fuertemente y sólo vuelve a recuperarse a partir de 1999, volviendo a sus niveles pre-crisis sólo a partir del 2005. A fines de 1997 y principio de 1998 se observa un gran desalineamiento cambiario con respecto a nuestro TCR

de equilibrio que resulta estadísticamente significativo, indicándonos que se produjo una sobre-apreciación real, la cual fue corregida abruptamente por la crisis asiática. Este desalineamiento se debió en gran parte al componente especulativo que existía en los capitales de corto plazo que fluían hacia las economías emergentes durante ese periodo. Al detonar la crisis en asia, los países emergentes sufren del llamado *flight to quality* y caen en desequilibrio externo por la falta de financiamiento e inversión. Esto, sumado al nuevo régimen de tipo de cambio flexible que se instauró durante ese periodo, hace que el tipo de cambio real comience a depreciarse fuertemente.

Por otra parte, para el periodo 2003Q1:2007Q2 observamos una tendencia a la apreciación cambiaria guiada fundamentalmente por el fuerte aumento por la demanda de cobre por parte de China y una consiguiente mejora en los términos de intercambio. Además durante este periodo se observa un alto desequilibrio con respecto a los fundamentos lo cual nos hablaría de un fuerte componente especulativo dentro del mercado de commodities. Durante este periodo además existía un escenario global muy complejo debido al fuerte aumento en el riesgo país de Brasil, lo cual generó una gran depreciación real. Específicamente durante el año 2003 se produce otro desalineamiento cambiario significativo que lleva a una sobre-depreciación real. Este desalineamiento logra ser revertido por una serie de anuncios por parte del Banco Central de que intervendría tal como lo había hecho en el 2001, lo cual lleva a que el TCR se aprecie, principalmente por el canal del anuncio por lo cual no fue necesario una gran venta de reservas.

Finalmente, vemos que actualmente el tipo de cambio real se encuentra bastante alineado con los fundamentos del modelos, observándose un pequeño desalineamiento real que no alcanza a ser significativo y que nos indicaría que el TCR de equilibrio para Chile hoy en día se encuentra incluso un poco más abajo que el valor actual, necesitándose por tanto un poco más de apreciación para poder ser consistentes con los fundamentos actuales de nuestra economía.

## 8. Estabilidad de los Parámetros Estimados

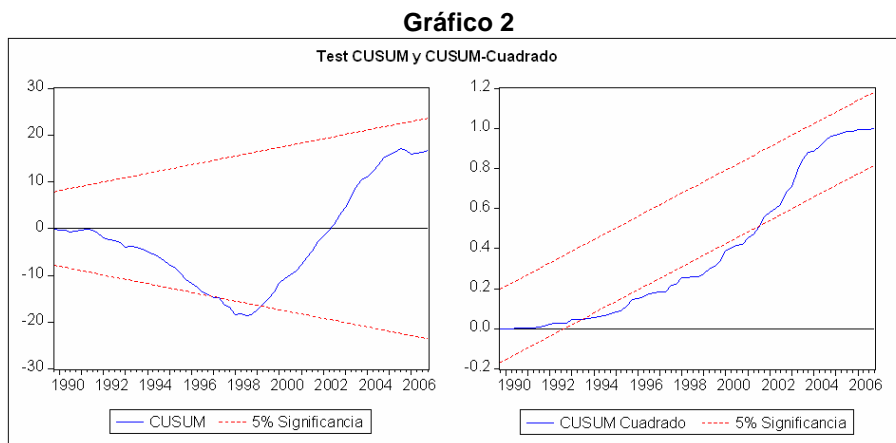
Dado los episodios vividos por la economía chilena durante el período de análisis, una pregunta relevante a la hora de estimar el tipo de cambio real en Chile es si los parámetros estimados son estables o no en el tiempo. Visto de otra forma, determinar si la importancia relativa de los fundamentos ha cambiado en cada uno de los periodos de apreciación y depreciación del tipo de cambio real de equilibrio estimado.

Dado el análisis realizado en el capítulo anterior, existen tres períodos detectables en la evolución del el tipo de cambio real en Chile: el período 1986.1 - 1996.4, caracterizado por una constante apreciación real; el período 1997.1 - 2002.4 (crisis asiática), caracterizado por una depreciación real; y

el período 2003.1 - 2007.2 (aumento explosivo del precio internacional del cobre), caracterizado por una apreciación real.

Para determinar la presencia de cambio estructural en los períodos citados, se procedió a realizar un test de Chow, el cual arroja un estadístico F igual a 5.494, hecho que estaría revelando la existencia de dos quiebres en la serie del tipo de cambio real: una al comienzo del segundo período (1997.1 - 2002.4), y otra al comienzo del tercer período (2003.1 - 2007.2).

El resultado anterior sugiere que los parámetros del modelo deberían presentar variaciones no despreciables dentro de cada uno de los tres períodos, por lo que se procedió a estimar los test CUSUM y CUSUM2 para indagar al respecto.



Los resultados mostrados por los gráficos anteriores (gráfico 2) son concluyentes: existe evidencia de inestabilidad en los parámetros estimados. Si se analiza el test CUSUM, éste revela inestabilidad de los parámetros durante el período 1997-1999. El test CUSUM2, por su parte, indica que los parámetros fueron inestables durante casi todo el período de la crisis asiática (1997.1 - 1999.4), retomando su estabilidad a comienzos del período de aumento en el precio internacional del cobre.

Para determinar que parámetros están explicando mayormente las inestabilidades encontradas anteriormente, se procedió a realizar el test coeficientes recursivos, el cual permite analizar la estabilidad de cada uno de los parámetros involucrados en el modelo. Los resultados obtenidos se muestran en el gráfico 3.

El análisis indica una clara inestabilidad de los parámetros estimados, salvo en el caso del gasto de gobierno, el cual se mantiene relativamente estable. En especial, el tipo de cambio real se ha tornado más sensible a las productividades medias de los sectores transable y no transable hasta fines de 1998, para luego revertirse durante la crisis asiática, pero siempre

manteniendo el efecto negativo. Para el parámetro de activos externos netos también se observa un fuerte aumento en la magnitud del parámetro hasta 1998, para luego estabilizarse en un valor negativo.

Finalmente, la sensibilidad del tipo de cambio real a los términos de intercambio ha experimentado una creciente relación inversa, causada probablemente por el fuerte aumento del precio internacional del cobre a partir del año 2000-2002. Pero a pesar de esto el efecto estimado es bastante bajo.

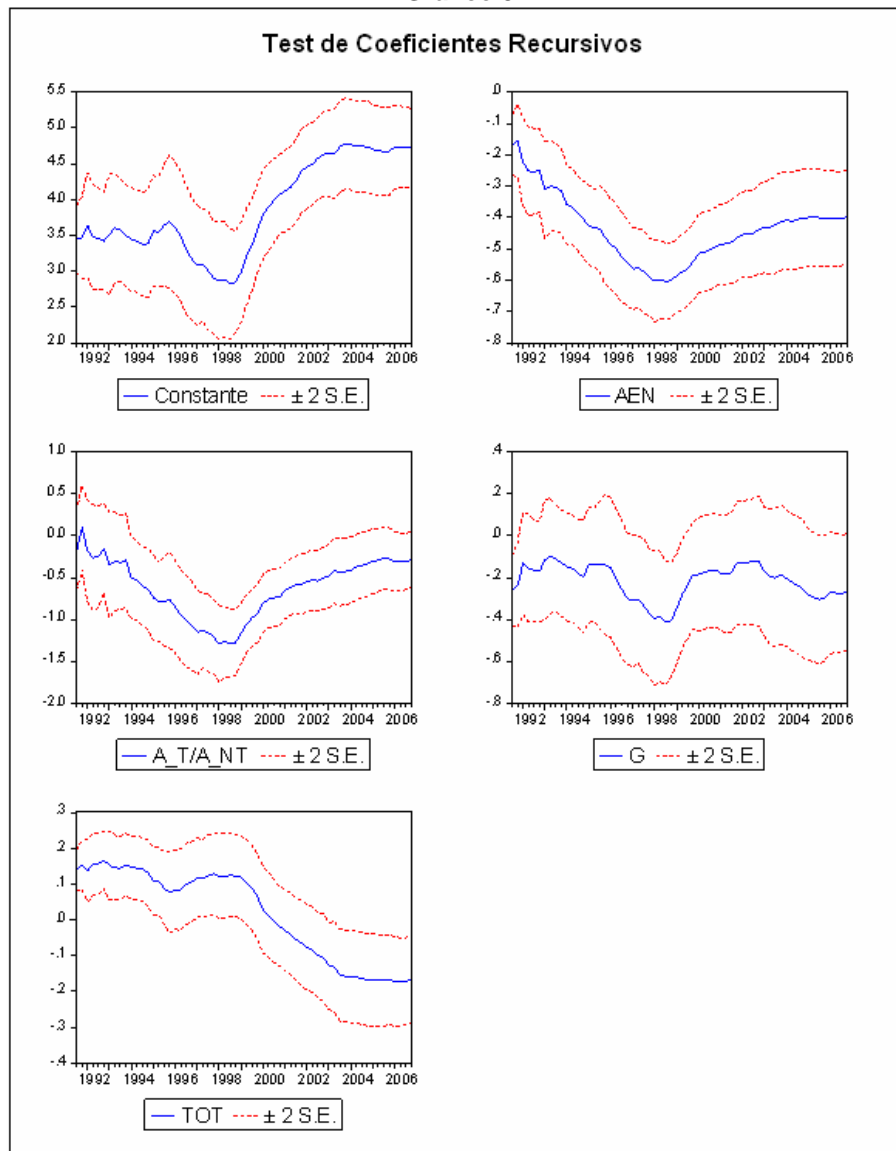
Otra conclusión que podemos obtener del gráfico 3 es el potencial riesgo existente en realizar análisis con muestras muy pequeñas. Esto se puede ver por ejemplo, en la evolución que han tenido los términos de intercambio. Al principio de la muestra e incluso hasta 1999 se observa que el parámetro de los términos de intercambio era positivo, lo cual se revierte a medida que se amplía el periodo muestral. Además, al analizar la evolución de este parámetro podemos ver que parece existir un quiebre estructural a partir del año 1999, donde comienza una disminución abrupta llegando finalmente a tener un signo negativo.

Como una forma de testear la hipótesis de quiebre en la serie de términos de intercambio se realiza un test de raíz unitaria que captura endógenamente los posibles quiebres en las series<sup>1</sup>. El test corresponde a Zivot y Andrews y posee como hipótesis nula la no estacionariedad, contra la hipótesis alternativa de estacionariedad y quiebre. El resultado que arroja este test es la existencia de un quiebre entre principios y finales de 1999. Por lo tanto esto avala la hipótesis de cambio estructural que surgía del análisis de los parámetros.

---

<sup>1</sup>El test es realizado en Gauss, usando un procedimiento programado por Junsoo Lee.

Gráfico 3



## 9. Conclusiones

El presente estudio tuvo como principal objetivo la estimación del desalineamiento del tipo de cambio real para Chile, durante el período 1986.1 a 2007.2, mediante la utilización de la metodología BEER, la cual se basa en la estimación de un tipo de cambio real de equilibrio determinado por el valor de mediano y largo plazo de los fundamentos.

Para la estimación del tipo de cambio real de equilibrio se utilizó una especificación general basada en la teoría económica y en la evidencia empírica. A partir de esto se estimaron modelos alternativos mediante Mínimos Cuadrados Dinámicos, como una forma de controlar posibles problemas de correlación entre los fundamentos. La estimación de los valores de largo plazo de los fundamentos se realizó mediante la aplicación del filtro de Hodrick - Prescott a las series trimestrales desestacionalizadas.

Nuestras estimaciones corroboran la existencia del efecto Balassa - Samuelson con un coeficiente asociado a las productividades de aproximadamente -0.3. El coeficiente de los activos externos netos es cercano a -0.4 con lo cual se estaría confirmando el comportamiento de economías emergentes respecto a la relación inversa entre posición deudora y tipo de cambio real.

El efecto del gasto de gobierno en el tipo de cambio real es negativo y cercano a -0.3. Este resultado apoya la idea de que el gobierno enfoca su gasto principalmente en el sector no transable, generando una mayor demanda y apreciando el TCR.

Finalmente, la sensibilidad del tipo de cambio real a los términos de intercambio se estima en torno a -0.2, confirmando así las predicciones realizadas a través de la teoría.

El tipo de cambio real de equilibrio fue estimado en base al modelo M1, el cual es un modelo robusto a cambios en el índice de tipo de cambio real.

A partir la serie estimada para el TCRE se pueden observar 3 episodios marcados en la evolución del tipo de cambio real de equilibrio para Chile: período 1986.1 a 1996.4, caracterizado por una continua apreciación real, impulsada probablemente por la apertura comercial y financiera del país; período 1997.1 a 2002.4, caracterizado por una depreciación real, posiblemente debido al contagio de la crisis asiática y la posterior disminución en los flujos de inversión extranjera al país; período 2003.1 - 2007.2, caracterizado por una apreciación real, generada por la mayor demanda internacional por commodities y específicamente por aumentos en el precio internacional del cobre.

En este sentido, el modelo obtenido en este trabajo predice 3 desalineamientos estadísticamente significativos; uno entre 1990-1991, otro a fines de 1997 y principios de 1998, y otro durante el año 2003.

Finalmente, y dado los períodos detectados, se realizaron test de quiebre estructural para el tipo de cambio real, encontrándose evidencia de dos quiebres en 1997.1 y 2003.1. El test de estabilidad de los parámetros muestra

inestabilidad para la totalidad de los coeficientes estimados, excepto para el parámetro asociado al gasto del gobierno. Así, la sensibilidad del tipo de cambio real a los términos de intercambio han mostrado una creciente relación inversa, especialmente a partir del año 2000.

Por último, se puede afirmar que según el modelo estimado en este trabajo el TCR actual no presenta desalineamientos respecto a su valor de equilibrio, e incluso los fundamentos son consistentes con una apreciación real mayor.

## Bibliografía

- [1] Arellano, S. y F. Larraín (1996). “Tipo de cambio real y gasto público: Un modelo econométrico para Chile”. Cuadernos de Economía. Año 33, N° 98, pp.47-75. Abril 1996.
- [2] Bergoeing, R. y J. Suárez (2001). “¿Qué debemos explicar? Reportando las fluctuaciones agregadas de la economía chilena”. Revista de Análisis Económico. Volumen 16, N°1, pp.145-166. Junio 2001.
- [3] Calderón, C. (2002). “Real exchange rate in the long and short run: A panel co-integration approach”. Banco Central de Chile. Documento de Trabajo N°153. Abril 2002.
- [4] Calderón, C. (2004). “Un análisis del comportamiento del tipo de cambio real en Chile”. Revista Economía Chilena. Volumen 7, N°1. Abril 2004.
- [5] Caputo, R. y B. Dominichetti (2005). “Revisión metodológica en el cálculo del IPE e implicancias sobre los modelos de serie de tiempo para el TCR”. Notas de Investigación. Banco Central de Chile. Volumen 8, N°1. Abril 2005.
- [6] Cerda, R., A. Donoso, A. Lema (2000). “Tipo de cambio real en Chile: Fundamentos y desalineamientos”. Versión preliminar. Noviembre 2000.
- [7] Céspedes, L. 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 1999.
- [8] De Gregorio, J. (1996). “Análisis empírico del tipo de cambio en Chile”. Felipe Morandé, ed. CEP. Santiago. Capítulo 2, pp. 57-80.
- [9] 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”. William Davidson Institute. Working Paper N° 571. Mayo 2003.
- [10] Edwards, S. (1989). “Real Exchange rates, devaluation, and adjustment”. Exchange rate policy in developing countries. MIT Press. Cambridge Massachusetts.
- [11] Elbadawi, I. y R. Soto (1996). “Real Exchange Rates and Macroeconomic Adjustment in Sub-Sahara Africa and Other Developing Countries”. Documento de Investigación N°93. ILADES, Georgetown University. Abril 1996.



- [12] Elbadawi, I. y R. Soto (1997). "Capital flows and long term equilibrium Exchange rates in Chile". *Revista de análisis económico*. 12(1): 35-62.
- [13] Ferreyra, J. y R. Herrada (2003). "Tipo de cambio real y sus fundamentos: Estimación del desalineamiento". *Revista estudios económicos*. N°10(7). Banco Central de Reserva del Perú. Noviembre 2003.
- [14] Gavin, M. (1990). "Structural adjustment to a terms of trade disturbance. The rol of relative prices". *Journal of International Economics*, 28, pp.217-243. 1990.
- [15] Goldfajn, I. y R. Valdés (1999). "The aftermath of appreciations". *The Quarterly Journal of Economics*. Vol. 114(1).
- [16] Kemme, D. y S. Roy (2005). "Real exchange rate misalignment: Prelude to crisis?". *William Davidson Institute. Working Paper N°797*. Octubre 2005.
- [17] Lora, O. y W. Orellana (2000). "Tipo de cambio real de equilibrio: Un análisis del caso boliviano en los últimos años". Documento presentado en el Encuentro de Economía de Chile 2000.
- [18] Obstfeld, M. y K. Rogoff (1995). "Exchange rate dynamics redux". *Journal of Political Economy*, 103, pp.624-660.
- [19] Repetto, A. (1992). "Determinantes de largo plazo del tipo de cambio real: Una aplicación al caso chileno". Colección de estudios Cieplan. N.36, pp. 67-97. Diciembre 1997.
- [20] Rogoff, K. (1996). "The purchasing power parity puzzle". *Journal of Economic Literature*. Vol. XXXIV, pp.647-668. Junio 1996.
- [21] Segovia, S. (2003). "Tipo de cambio real de equilibrio: Un análisis del caso ecuatoriano". Capítulo 5. Dirección General de Estudios del Banco Central del Ecuador.
- [22] Soto, R. (1998). "El tipo de cambio real de equilibrio: Un modelo no lineal de series de tiempo". Borrador. ILADES, Georgetown University. 22 de Abril 1998.
- [23] Taylor, M. (1995). "The economics of exchange rates". *Journal of Economic Literature*. Vol.XXXIII, pp. 13-47. March 1995.