

EL TIPO DE CAMBIO EN EL CORTO Y EN EL LARGO PLAZO

Juan Facundo Piguillem
Economista
Gerencia de Estudios
Cámara Chilena de la Construcción

INDICE

| | |
|--|-----------|
| I. Introducción | Página 3 |
| El Largo plazo | |
| II. El modelo | Página 3 |
| III. Estimación | Página 5 |
| IV. Desalineación del Tipo de Cambio | Página 7 |
| V. El Tipo de Cambio de Corto Plazo | Página 8 |
| VI. Resumen y Conclusiones | Página 13 |
| . | |
| Bibliografía | Página 14 |

Resumen

Debido a la reciente escalada en el precio del Dólar ha resurgido el debate respecto a si el valor que ha alcanzado en los últimos meses representa su verdadero precio de equilibrio, y si no es así, cuál es el precio hacia el cual debiera converger.

La respuesta a esta pregunta no es fácil, y depende en gran medida de lo que se entienda por equilibrio. En este trabajo se aplica el enfoque propuesto por Elbadawi y Soto (1994), en el cual el tipo de cambio real se analiza desde una perspectiva de equilibrio general. Específicamente, se define el tipo de cambio real de equilibrio como el precio relativo que equilibra, en el presente y el futuro, los mercados de bienes no transables bajo un déficit sostenible de la cuenta corriente de la balanza de pagos (Edwards (1989)). Los resultados de este trabajo señalan que el Tipo de Cambio se encontraba subvaluado en la segunda mitad de 2001 y en el tercer trimestre de 2002, aunque esta situación se habría revertido para el cuarto trimestre. En adición, se construye un modelo para proyectar el Tipo de Cambio en el Corto plazo.

La publicación de los Documentos de Trabajo no está sujeta a la aprobación previa de la Mesa Directiva de la Cámara Chilena de la Construcción. Tanto el contenido de los Documentos de Trabajo, como también el análisis y conclusiones que de ellos se deriven, son exclusiva responsabilidad de su(s) autor(es) y no reflejan necesariamente la opinión de la Cámara Chilena de la Construcción o sus directivos.

I. Introducción

Debido a la reciente escalada en el precio del Dólar ha resurgido el debate respecto a si el valor que ha alcanzado en los últimos meses representa su verdadero precio de equilibrio y si no es así, cuál es el precio hacia el cual debiera converger.

La respuesta a esta pregunta no es fácil, y depende en gran medida de lo que se entienda por equilibrio. Así, desde el punto de vista financiero, el tipo de cambio observado es por definición el de equilibrio, ya que refleja las condiciones de riesgo y liquidez, plasmadas en la oferta y demanda diarias en los mercados financiero y monetario para cada momento del tiempo. De la misma manera, pero desde el punto de vista de la balanza de pagos, el tipo de cambio de equilibrio es el que iguala la entrada y salida de moneda extranjera, al margen de los cambios en las reservas del Banco Central.

Un enfoque alternativo, es el propuesto por Elbadawi y Soto (1994), en el cual el tipo de cambio real se analiza desde una perspectiva de equilibrio general. Específicamente, se define el tipo de cambio real de equilibrio como el precio relativo que equilibra, tanto en el presente como en el futuro, los mercados de bienes no transables bajo un déficit sostenible de la cuenta corriente de la balanza de pagos (Edwards (1989)). Este enfoque implica restar importancia a las oscilaciones de corto plazo y poner un mayor énfasis en las relaciones de largo plazo entre las variables fundamentales de la economía.

En el presente trabajo se utiliza la metodología y el enfoque de Elbadawi y Soto (1994), la que consiste en estimar un vector de cointegración del TCR y sus determinantes principales. Luego se descomponen estos determinantes fundamentales en sus componentes permanentes y transitorios. Así, aplicando el vector de cointegración al componente permanente de las variables fundamentales se obtiene el TCR de equilibrio o de largo plazo.

Asimismo, resulta de interés analizar la dinámica del Tipo de Cambio en el corto plazo, a tal fin, se construye un modelo para explicar los movimientos del mismo en la coyuntura, el cual utiliza como uno de sus insumos principales el desequilibrio estimado para el mismo.

El Largo Plazo

II. El modelo

Siguiendo de cerca a Soto (1998), se considera una economía pequeña y abierta con tres bienes, importables, exportables y no transables. Esta economía, debido a que es "pequeña", es incapaz de afectar sistemáticamente los precios de los bienes transables. Bajo estas circunstancias, el precio doméstico de los bienes transables dependerá del tipo de cambio nominal (TCO), del nivel de las tarifas externas (T_x), y del precio de los bienes exportables (P_x) e importables (P_m)

medidos en dólares. De esta manera, el precio de los bienes transables se puede expresar como,

$$P_T = TCO \cdot (P_x)^{\alpha} \cdot [(1 + Tar) \cdot P_m]^{1-\alpha} \quad (1)$$

Por su parte, el precio de los bienes no transables se determina en forma endógena de acuerdo a las fuerzas del mercado interno, igualando la oferta y la demanda. La demanda de bienes no transables se desagrega entre aquella del sector público (C_{pu}) y la del sector privado (C_{pr}).

En el caso del sector privado, suponemos que la proporción del gasto de los consumidores que se destina al consumo de bienes no transables, α_n , es una función estándar de los precios relativos de los bienes, en tanto que en el sector público, dicha proporción (G_n) es una variable de política o control del gobierno. Por ello, la demanda total de bienes no-transables (D_n) es:

$$D_n = C_{pu} + C_{pr} = \alpha_n(P_x, P_m, P_n) \cdot [A - G \cdot Y] + G_n \cdot G \cdot Y \quad (2)$$

Donde Y es el producto, G es la proporción del producto que es consumida por el gobierno, y A es la absorción interna. Por lo tanto, $[A - G \cdot Y]$ corresponde al gasto privado.

La oferta de bienes no transables (O_n) se especifica como una proporción de la producción total, la cual claramente responderá a los cambios en los precios relativos entre los sectores transable y no transable. Por tanto,

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

En consecuencia, el P_n de equilibrio será aquel que iguale (2) y (3). Ahora bien, el TCR se define como:

$$TCR = \frac{TCO \cdot P_x^{\alpha} \cdot [(1 + Tra) \cdot P_m]^{1-\alpha}}{P_n} \quad (4)$$

Esto es, el TCR se define como el cociente entre el precio interno de los bienes transables, medido en moneda local, y el precio de los bienes no transables. Al mismo tiempo, suponiendo que el gasto privado interno es endógeno, dependiente éste de la tasa de interés y de la entrada de capitales, y combinando las ecuaciones (2), (3) y (4) se llega a¹:

$$TCR_i = f(i^* + Spr)_i, G_i, K_{int}, D_{ext}, TT_i, Tar_i, TFP_i \quad (5)$$

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

Donde i^* es la tasa de interés internacional, Spr es una medida del riesgo soberano, K_{int} es la entrada neta de capitales de largo plazo como proporción del

¹ Para una análisis más profundo de la derivación e implicancias de la ecuación (5) ver Soto (1998)

PIB, TT son los términos de intercambio y TFP es la productividad total de los factores. Los signos esperados para las derivadas con respecto a cada variable se han colocado debajo de cada una. Así, una mayor deuda externa produce una depreciación del TCR, debido a que su futuro repago supondrá una mayor demanda de divisas. Por su parte, la entrada de capitales de largo plazo aumenta la disponibilidad de moneda extranjera y estimula la inversión, disminuyendo en consecuencia el TCR. El signo negativo de la TFP se debe a que el crecimiento de la productividad eleva los ingresos de toda la economía, lo que presiona sobre una mayor demanda de bienes no transables, incrementando su precio y apreciando el TCR.

Dada la ambigüedad de los signos tanto de G_t , como de TT_t , un par de comentarios aclaratorios aparecen oportunos. En primer lugar, el efecto de un mayor gasto público puede ser positivo o negativo, ya que depende de las propensiones a gastar en bienes transables y no transables que tenga tanto el sector público como el privado. Así, si el sector público tiene una propensión a consumir en bienes no transables mayor que la del sector privado, un aumento del gasto del primero, en desmedro del segundo, producirá una apreciación del TCR.

En segundo lugar, el signo de TT_t dependerá de la magnitud del efecto ingreso, versus el efecto sustitución. De esta manera, un signo positivo para el coeficiente asociado a los términos de intercambio, mostraría la primacía del efecto sustitución sobre el efecto riqueza. Esto es, dado que el TCR se define como el cociente de los precios de los bienes transables sobre los no transables, un aumento de los TT producirá en general un incremento de ese cociente, depreciando el TCR². Lo contrario también es posible, ya que los mejores términos de intercambio aumentan el valor de las exportaciones, lo que a su vez produce una mayor entrada de divisas y mayor poder de compra de los residentes locales, aumentando por lo tanto la demanda por bienes no transables (efecto riqueza), y provocando así una apreciación del TCR. Como se desprende de la estimación, este segundo efecto no alcanza a compensar al primero.³

III. Estimación

Ahora bien, es de esperar que todas las variables incluidas en la ecuación (1) sean no estacionarias, i.e., integradas de orden uno. Esto plantea la posibilidad que todas ellas en conjunto cointegren, es decir, el residuo de una regresión lineal en cada una de las variables antes mencionadas debiera ser estacionario, i.e., integrado de orden cero. Al mismo tiempo, la cointegración de un grupo de

² En la medida que los bienes transables y no transables son sustitutos, el aumento del precio de los transables aumenta la demanda por bienes no transables empujando su precio hacia arriba. Este efecto compensa el impacto inicial e incluso podría revertir el signo el signo esperado. Sin embargo, el grado de sustitución entre los bienes transables y no transables es relativamente modesto, por lo que es de esperar que este último efecto sea de poca importancia.

³ Soto (1998) hace notar que esto se debería a la inclusión como variables explicativa de la entrada de capitales de largo plazo, esta última variable recogería el efecto ingreso, captando los TT sólo el efecto sustitución.

variables se interpreta como la existencia de una relación estable de largo plazo entre ellas.

Como primer paso a la estimación de modelo antes presentado se comprueba, mediante el *Test de Dickey y Fuller aumentado*, que todas las variables sean efectivamente integradas de primer orden. Las pruebas de hipótesis realizadas se presentan en el Anexo al final de este trabajo. Como se observa en las tablas A1-A6 del Anexo, en ningún caso se puede rechazar la Hipótesis Nula que las variables sean integradas de primer orden, por lo que se procede a estimar un modelo lineal de las siguientes características,⁴

$$TCR_t = \alpha + \beta_1(i^* + spr)_t + \beta_2 Ct + \beta_3 Kint_t + \beta_4 Dext_t + \beta_5 IT_t + \beta_6 Tar_t + \beta_7 TFP_t \quad (6)$$

El resultado de la estimación de la ecuación (6), con datos trimestrales que abarcan el período que va desde el primer trimestre de 1986 hasta el segundo de 2002, se presentan en la Tabla N° 1.

Tabla N° 1. Estimaciones

| Variable Dependiente: LN _{TCR} | | | | |
|---|--------------|--------------------|-------------|--------|
| Observaciones Incluidas: 64 | | | | |
| Variable | Coefficiente | Error estándar | t-Statistic | Prob. |
| <i>C</i> | 8.202425 | 0.729174 | 11.24892 | 0.0000 |
| <i>LNIT</i> | 0.329057 | 0.064830 | 5.075676 | 0.0000 |
| <i>LN_G</i> | -0.182140 | 0.050260 | -3.623960 | 0.0006 |
| <i>LN(<i>I</i>*+<i>spr</i>)</i> | -0.075468 | 0.012027 | -6.275073 | 0.0000 |
| <i>LN_{TAR}</i> | 0.131971 | 0.037786 | 3.482548 | 0.0009 |
| <i>LN_{Dext}</i> | 0.210469 | 0.032833 | 6.410017 | 0.0000 |
| <i>Kint</i> | -0.389046 | 0.189828 | -2.049465 | 0.0451 |
| <i>LN_{TFP}</i> | -3.116776 | 0.608458 | -5.122420 | 0.0000 |
| R- cuadrado | 0.828540 | Mean dependent var | 4.549506 | |
| R-cuadrado ajustado | 0.807108 | S.D. dependent var | 0.121879 | |
| Log likelihood | 100.8234 | F-statistic | 38.65818 | |
| Durbin-Watson stat | 1.066333 | Prob(F-statistic) | 0.000000 | |

Como se desprende de la Tabla, todos los parámetros para los cuales la teoría da una respuesta a prior concreta, tienen el signo esperado y son estadísticamente significativos. Además, como el modelo está estimado en logaritmos, el valor de cada parámetro se debe interpretar como una elasticidad. Así, la productividad total de los factores aparece como el determinante más importante. Específicamente, un incremento de un 1% en el TFP produce una disminución de aproximadamente un 3,1% en el TCR.

Al mismo tiempo, se observa que el coeficiente para el Gasto Público es negativo. Esto, como se anticipó en la segunda sección de este trabajo, se debería a una

⁴ Soto (1998) estima un modelo no lineal haciendo hincapié en las diferencias con el modelo lineal. Creemos que las diferencias en los resultados no son determinantes al menos para el período bajo estudio.

mayor propensión a gastar en bienes no transables por parte de sector público respecto al sector privado. Sin embargo, el resultado para los términos de intercambio llama un poco la atención pues el coeficiente positivo daría la señal de la dominancia del efecto sustitución sobre el efecto ingreso. Aunque en gran parte de la literatura se ha encontrado evidencia de la primacía del efecto ingreso, por ejemplo Edwards (1989), literatura reciente para la economía chilena, incluidos Elbadawi y Soto (1994), encuentran el resultado opuesto una vez que se incluye como argumento la entrada de capitales. La explicación a este cambio de signo se encontraría, según Soto (1998), en que la entrada de capitales recoge el efecto ingreso.

Volviendo a la estimación, para que los parámetros calculados en esta ecuación conformen efectivamente un vector de cointegración, los residuos resultantes deben ser estacionarios. Para comprobar esto, se realizaron sobre los residuos dos de los tests más usuales de raíz unitaria, el *Test de Dickey y Fuller aumentado* y el *Test de Philip – Perron*, ambos resultados se reproducen a continuación en la Tabla N° 2

**Tabla N° 2 Test de Raíz Unitaria sobre los Residuos
Philip – Perron**

Hipótesis Nula: RESIDUO Tiene Raíz unitaria
Bandwidth: 1 (Newey-West using Bartlett kernel)

| | Adj. t-Stat | Prob.* |
|-------------------------------|-------------|--------|
| PhillipsPerron test statistic | -3.820394 | 0.0051 |
| Test critical values: | | |
| 1% level | -3.574446 | |
| 5% level | -2.923780 | |
| 10% level | -2.599925 | |

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Dickey y Fuller

Hipótesis Nula: RESIDUO Tiene Raíz unitaria
Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=10)

| | t-Statistic | Prob.* |
|--|-------------|--------|
| Augmented Dickey-Fuller test statistic | -3.758865 | 0.0061 |
| Test critical values: | | |
| 1% level | -3.574446 | |
| 5% level | -2.923780 | |
| 10% level | -2.599925 | |

Como se desprende de la Tabla N° 2, con las dos pruebas realizadas se rechaza la hipótesis nula de raíz unitaria en los residuos, por lo que se concluye que el vector estimado en la ecuación (6) es un vector de cointegración.

Ahora bien, para estimar el tipo de cambio real de equilibrio es necesario aplicar el vector de cointegración estimado a los componentes permanentes de las variables "fundamentales" de la economía. Para aislar dichos componentes permanentes se ha utilizado el filtro de Hodrick y Prescott, con el cual se encuentra la tendencia de largo plazo de cada variable, valor que se utiliza como el de equilibrio de largo plazo. Así, resolviendo el modelo estimado con los valores de tendencia de las

variables se encuentra el Tipo de Cambio Real de Equilibrio de Largo Plazo (TCRLP).

IV. Desalineación del Tipo de Cambio

Con estos instrumentos en mano, y ya estimado el TCRLP, se procede a calcular la desalineación del tipo de cambio real, definido como:

$$Desal = 100 * (TCR - TCRLP) / TCRLP \quad (7)$$

Llegado a este punto, resulta importante resaltar que el Banco Central revisó las estimaciones del tipo de cambio real para el año 2002 cambiando las ponderaciones que se le aplican a las monedas de ciertos países como Argentina y Japón, debido al cambio en la importancia relativa del comercio que tienen los diferentes países dentro de la muestra. Las cifras revisadas arrojan un menor TCR para los dos primeros trimestres del 2002 con relación a las cifras iniciales. Por esto se calculó la desalineación del tipo de cambio con las nuevas y las viejas series, ya que surgen diferencias importantes.

Además, se realizó el cálculo con y sin TFP, ya que existen ciertas críticas en la profesión respecto a si el TFP en realidad representa el verdadero estado de la productividad. El fundamento de la crítica se encuentra en que, debido a la forma de cálculo del TFP, en este "residuo" pueden estar incluidas muchas otras variables no observadas por el investigador pero que lo afectan de manera significativa.

Dadas las aclaraciones antes mencionadas, se presentan las estimaciones en la Tabla N° 3.

Tabla N° 3. Desalineación del Tipo de Cambio Real

| Trimestre | DESAL sin TFP | DESAL con TFP | TC0 ⁵ | Nuevo DESAL | TC0 ^{5*} | TC0 |
|-----------|------------------|------------------|------------------|-------------|-------------------|-------|
| 2001,1 | 3,37% | 0,86% | 576,79 | 3,37% | 571,2 | 587,7 |
| 2001,2 | 4,37% | 2,56% | 595,75 | 4,37% | 588,8 | 616,0 |
| 2001,3 | 11,55% | 10,94% | 607,78 | 11,55% | 599,5 | 681,2 |
| 2001,4 | 10,83% | 10,89% | 620,61 | 10,83% | 610,3 | 669,1 |
| 2002,1 | 1,17% | 1,37% | 652,14 | 4,61% | 640,7 | 663,2 |
| 2002,2 | -4,45% | -3,51% | 664,81 | 1,66% | 649,2 | 673,7 |

Como se observa en la Tabla N° 3, la desalineación estimada no varía en gran medida si se incluye o no el TFP, por lo tanto, se ha elegido el modelo estimado con las nuevas cifras para el TCR (una vez calculado con las nuevas ponderaciones) y con TFP incluido. Se desprende además que, como se esperaba

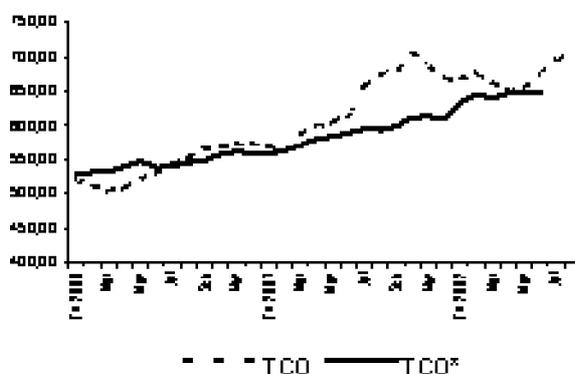
⁵ El TCR en Chile se calcula como $TCR = TCO^*(IPE / IPC)$ donde IPE es un índice de precios externos. Dada esta relación, y calculado el TCRLP es posible despejar el TCO de equilibrio (TCO⁵) que sería compatible con el mencionado TCRLP.

a priori, en la segunda mitad del año 2001 la desalineación era elevada, por sobre el 10%, para luego revertirse la situación hasta que en el segundo semestre del 2002 el TCR estaba prácticamente en equilibrio, con una diferencia de sólo 5% que puede ser considerada estadísticamente no significativa.

En el Gráfico inferior se observa la trayectoria del Tipo de Cambio Observado y el tipo de cambio nominal que sería consistente con el equilibrio del TCR de largo plazo. Como se aprecia allí, la brecha, que llegó a casi 100 pesos en octubre de 2001, prácticamente se había cerrado en Marzo de 2002, para luego abrirse nuevamente a Julio de 2002 tocando su máximo en octubre del mismo año.

Gráfico N° 1.

Tipo de cambio observado y de equilibrio



V. Tipo de Cambio de Corto Plazo

Para proyectar el tipo de cambio nominal en la coyuntura, se postula que en el corto plazo los cambios de éste están gobernados por las expectativas de depreciación, la inflación, la inflación externa, los cambios en los precios de los commodities y un polinomio de rezagos en las desalineaciones del TCR estimadas en la sección anterior. Explícitamente se postula que:

$$\Delta TCO_t = \beta_0 + \beta_1 E_t(\Delta TCO_{t+1}) + \beta_2 \Delta IPC_{t-1} + \beta_3 \Delta INFEX_{t-1} + \beta_4 \Delta PC_{t-1} + \phi_t(DES_t) + \varepsilon_t \quad (8)$$

Donde todas las variables están medidas en logaritmos, por tanto, ΔIPC_{t-1} , representa la primera diferencia del Índice de Precios al Consumidor, la inflación pasada, $\Delta INFEX_{t-1}$ es la inflación externa en t-1, ΔPC_{t-1} es el cambio en el precio del cobre y $\phi_t(.)$ es un polinomio con los rezagos de la desalineación del TCR i períodos hacia atrás, lo cual implica un proceso de ajuste gradual al equilibrio.

Un comentario especial merece la expresión $E_t(\Delta TCO_{t+1})$. Esta es la tasa de depreciación esperada del TCO para el período t+1 dado el set de información del período t. Dado que por definición esta variable es no observable, ello hace que la

estimación de la ecuación (8) se complique, ya que si ésta variable se excluye, se sesgarían el resto de los coeficientes.

Dos metodologías son de práctica habitual a la hora de trabajar con variables no observables. La primera es trabajar en un contexto de Estado-Espacio y mediante el Filtro de Kalman estimar tanto el cambio en el tipo de cambio nominal como el "estado" implícito de $E_t(\Delta TCO_{t+1})$. La otra metodología es utilizar una variable proxy que se encuentre altamente correlacionada con $E_t(\Delta TCO_{t+1})$ pero incorrelacionada con el término de perturbación aleatoria. En este último caso surge la complicación de elegir la variable proxy adecuada. Por razones de simplicidad, en este trabajo se utilizará la segunda metodología.

Para construir la variable proxy se recurre a la paridad descubierta de tasas de interés. Esta establece que la tasa de interés real doméstica es igual a tasa de interés real internacional, más la prima por riesgo soberano, más la expectativa de depreciación, o explícitamente,

$$R_t = R_t^* + (\text{Riesgo Soberano})_t + E_t(\Delta TCO_{t+1}) \quad (9)$$

Donde R_t es la tasa real de interés doméstica y R_t^* es la tasa real de interés internacional. De esta manera, reordenando la ecuación (4) se obtiene,

$$E_t(\Delta TCO_{t+1}) = R_t - R_t^* - (\text{Riesgo Soberano})_t \quad (10)$$

En consecuencia, la expresión del lado derecho de la ecuación (10) es la que será utilizada como proxy de la tasa de depreciación esperada para estimar la ecuación (8). Al estimarse dicha ecuación, lo primero que llama la atención es la existencia de quiebre estructural en el primer trimestre de 1999, lo que plantea la necesidad de estimar dos modelos, uno para el período anterior a 1999 y otro para el período siguiente. Sin embargo, este quiebre estructural puede deberse al cambio en todos o sólo en alguno de los parámetros de la ecuación, por lo que sí se estimaran dos modelos alternativos, se estaría forzando al modelo a que cambiaran todos los parámetros. Por lo tanto, para dotar al modelo de la flexibilidad suficiente para detectar cuales parámetros han cambiado y cuales no, se construyó una variable dummy que asume el valor 1 si las observaciones provienen del período posterior al primer trimestre de 1999 y cero en otro caso. Luego, la ecuación (8) modificada a estimar sería:

$$\Delta TCO_t = \beta_0 + \beta_1 E_t(\Delta TCO_{t+1}) + \beta_2 \Delta IPC_{t-1} + \beta_3 \Delta INFEX_{t-1} + \beta_4 \Delta PC_{t-1} + \phi_1(DES_t) + \beta_5 * D + \dots \\ \beta_6 E_t(\Delta TCO_{t+1}) * D + \beta_7 \Delta IPC_{t-1} * D + \beta_8 \Delta INFEX_{t-1} * D + \beta_9 \Delta PC_{t-1} * D + \phi_2(DES_t) * D + \varepsilon \quad (11)$$

Donde D es la variable dummy antes mencionada. Así, si algún β_i para $i > 4$ es estadísticamente diferente de cero, ese parámetro habría sufrido un cambio después de 1999. La estimación de este β_i no debe interpretarse como el nuevo parámetro estimado, sino que más bien, como el diferencial del parámetro con respecto al valor que exhibía antes de quiebre estructural. Por ejemplo, si β_7 es

estadísticamente significativo, el nuevo parámetro que acompaña a la inflación no es β_7 sino que es $(\beta_2 + \beta_7)$. En la Tabla N° 4 se presenta la estimación de la ecuación.

Tabla N° 4

| Variable Dependiente: ΔTCO | | | | |
|---|--------------|---------------------|---------------|--------|
| Variable | Coefficiente | Error Std. | Estadístico t | Prob. |
| β_0 | -0.015123 | 0.003931 | -3.847407 | 0.0004 |
| $E_t(\Delta TCO_{t+1})$ | -0.248338 | 0.366247 | -0.678063 | 0.5010 |
| $\Delta IPC(-1)$ | 0.885486 | 0.125052 | 7.080936 | 0.0000 |
| $E_{t+1}(\Delta TCO) \gamma^D$ | 5.680733 | 0.942158 | 6.029493 | 0.0000 |
| $\Delta IPC(-1) \gamma^D$ | 2.943380 | 0.423908 | 6.943435 | 0.0000 |
| INFEX(-3) | 0.391249 | 0.130914 | 2.988587 | 0.0044 |
| $\Delta PCU(-1)$ | -0.056901 | 0.022803 | -2.495329 | 0.0161 |
| D9502 | -0.073549 | 0.015942 | -4.613654 | 0.0000 |
| DESA(-1) | -0.068561 | 0.069988 | -0.979615 | 0.3322 |
| DESA(-1) γ^D | -0.320754 | 0.126472 | -2.536159 | 0.0145 |
| DESA(-2) | -0.339619 | 0.080961 | -4.194853 | 0.0001 |
| DESA(-3) | 0.241658 | 0.074881 | 3.227212 | 0.0023 |
| ε_{t2} | -0.533256 | 0.122078 | -4.368137 | 0.0001 |
| ε_{t6} | -0.457059 | 0.100715 | -4.538121 | 0.0000 |
| R^2 | 0.790877 | Criterio de Akaike | -5.277221 | |
| R^2 Ajustado | 0.734239 | Criterio de Schwarz | -4.796901 | |
| Log Verosimilitud | 177.5939 | Estadístico F | 13.96381 | |
| Durbin-Watson | 2.155241 | Prob (F) | 0.000000 | |
| Test LM de Breusch-Godfrey de Correlación Serial: | | | | |
| Estadístico F | 0.596235 | Probabilidad | 0.555083 | |
| Obs ² R^2 | 1.498463 | Probabilidad | 0.472730 | |
| Test de Jarque-Bera de Normalidad de los residuos | | | | |
| Estadístico Jarque-Bera: | 0.488 | Probabilidad: | 0.783 | |
| Test de Heterocedasticidad de White | | | | |
| F-statistic: | 0.55 | Probabilidad | 0.93 | |
| Obs ² R-squared: | 13.97 | Probabilidad | 0.87 | |

La mayoría de los parámetros estadísticamente no significativos se han excluidos en la tabla precedente, y sólo se han dejado algunos que serán de utilidad más adelante. Además, salvo el coeficiente asociado a la inflación externa, todos los demás tienen el signo esperado.

En los resultados de la estimación se encuentra que la variable dummy sólo es significativa cuando está asociada a la inflación pasada, al desequilibrio en el TCR con un período de rezago, y a la tasa de depreciación esperada. Antes de 1999 un punto extra de inflación significaba una depreciación de la moneda de 0,88 puntos porcentuales, en tanto que desde 1999, un punto extra de inflación implica una depreciación de la moneda de 3,84 puntos porcentuales. Con respecto a la tasa de depreciación esperada, para el período anterior a 1999 no es estadísticamente

significativa, al igual que la desalineación del tipo de cambio con un período de rezago, en tanto que en el período posterior ambas variables se tornan significativas.

Una explicación para estos hallazgos, es que, en el primer lapso de tiempo, el TCO se encontraba en cierta medida controlado por el Banco Central a través de las bandas cambiarias de flotación, y gran parte de las presiones sobre éste se traducían en cambios en las reservas internacionales. Así, por ejemplo, el coeficiente previo asociado a la inflación, 0,88, podría estar reflejando una política de control de inflación por medio del anclaje del tipo de cambio. De la misma manera, se observa que la respuesta del TCO a la desalineación en el TCR era más lenta con anterioridad, DESA(-1) no significativo en tanto que DESA(-2) sí, mientras que después los dos coeficientes son significativos. Este resultado era esperado dado que es más probable que la reacción del mercado a los desequilibrios sea más rápida que la de la autoridad monetaria, ya sea por menor disponibilidad de información o por restricciones políticas, i.e., el control de la inflación.

También es importante resaltar la magnitud del coeficiente asociado a la tasa de depreciación esperada. Este pasó de ser cero, antes de 1999, a 5,68 posteriormente, lo que implica que un punto porcentual de depreciación esperada lleva a una depreciación efectiva de 568%.

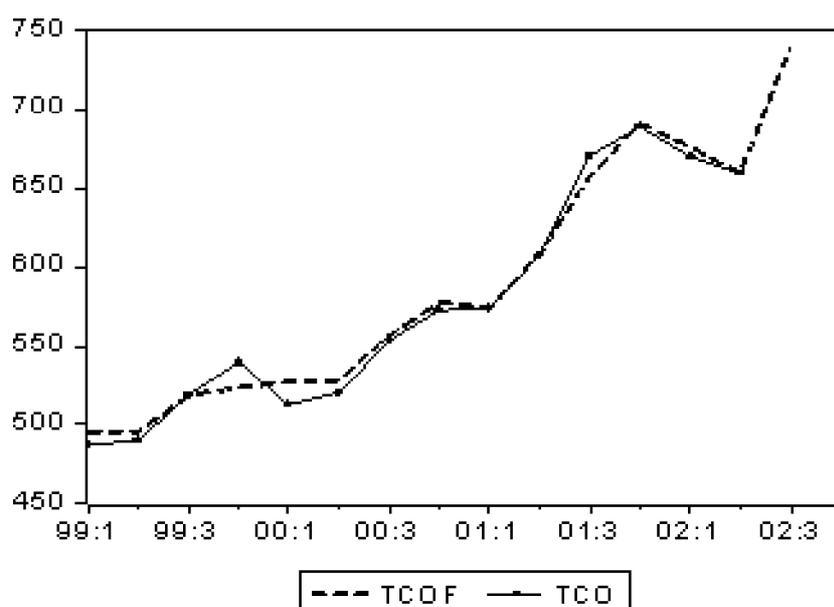
Dados los comentarios de los párrafos anteriores, se procedió a analizar la bondad de las proyecciones en cada una de las submuestras. Como se desprende de la Tabla N° 5, la calidad de las proyecciones es similar. El período más reciente muestra una media y un error estándar mayor, pero esto es reflejo del hecho que en el segundo período el tipo de cambio promedio también fue mayor. Nótese que la media del error es positiva. Esto se debe a que las proyecciones se realizan para el logaritmo de la variable, por lo tanto, aunque el error sobre la proyección del logaritmo de la variable se distribuye normal, cuando se toma el exponencial para hacerlo comparable al TCO en niveles, la distribución se sesga a la derecha.

Tabla N° 5.

| Estadísticas del Error de predicción | | |
|---|------------------|------------------|
| Estadístico | 1999-2002 | 1986-1998 |
| <i>Media</i> | 1.413284 | 0.970393 |
| <i>Mediana</i> | 2.372157 | 1.239615 |
| <i>Máximo</i> | 14.06437 | 14.74506 |
| <i>Mínimo</i> | -16.89245 | -10.92164 |
| <i>Desviación Es.</i> | 8.239429 | 5.168039 |
| <i>Skewness</i> | -0.970251 | 0.175536 |
| <i>Kurtosis</i> | 3.534231 | 3.194760 |
| <i>Coeff. Variación</i> | 5,80 | 5,33 |

En el gráfico siguiente se muestran las proyecciones, un período adelante para el lapso que va desde el primer trimestre de 1999 hasta el tercero de 2002.

Gráfico N° 2. Proyecciones del TCO



VI. Resumen y Conclusiones

Las evidencias encontradas en este trabajo indican que, las fuertes escaladas del tipo de cambio acaecidas en la segunda mitad del año 2001 y en el último trimestre de 2002, en especial en el mes de octubre, no respondieron a cambios fundamentales en la economía, sino que más bien fueron el resultado de la exacerbación de las expectativas de muy corto plazo.

Este tipo de episodios son frecuentes en la coyuntura, e inclusive se pueden considerar racionales cuando la economía se enfrenta a shocks repentinos e inesperados, como los que ha afrontado Chile durante los años 2001 y 2002. El punto fundamental aquí, y que actúa como catalizador de la escalada del TCO, es la alta incertidumbre respecto a sus efectos futuros en las variables fundamentales de la economía. En consecuencia, una vez que la incertidumbre se disipa, o se puede realizar un cálculo más acabado de los beneficios o perjuicios que los shocks implican, el TCR converge a su nuevo valor de equilibrio de haber ocurrido cambios en los fundamentos de la economía, o regresa a su antiguo valor, si el efecto del shock en cuestión fuese sólo aparente. Claramente, durante el período de mayor incertidumbre el equilibrio de corto plazo puede distanciarse de manera considerable de su análogo de largo plazo. Según nuestras estimaciones, este

último parece haber sido el caso en las últimas escaladas del tipo de cambio, habiéndose producido sólo efectos de menor envergadura en el TCRLP.

Con respecto a la dinámica de corto plazo, se encuentra que, y como se esperaba, han ocurrido importantes cambios estructurales en la forma en que reacciona el TCO a los shocks no esperados. Esto se debe fundamentalmente debido al cambio de sistema, desde un régimen principalmente controlado por el Banco Central por medio de las bandas cambiarias, hacia uno donde el precio de la divisa se fija mayoritariamente, y salvo raras excepciones, en el mercado. Dentro de estos cambios, tal vez los más destacables sean la mayor rapidez con que reacciona el TCO a los desequilibrios en el TCR, y la fuerte reacción también del TCO a la tasa de depreciación esperada.

Bibliografía

Edwards, S. (1989). *Real Exchange Rates, Devaluation and Adjustment: Exchange Rate Policy in Developing Countries*. MIT Press, Cambridge, Massachusetts.

Elbadawi, I y R. Soto (1994). *Capital Flows and Equilibrium Real Exchange Rates in Chile*. Working Papers Series Nº 1306. The World Bank.

Enders, Walter. (1995). *Applied Econometric Time Series*. New York. John Wiley and Sons.

Green, William. (1998). *Análisis Econométrico*. Tercera Edición. Prentice Hall.

Hamilton, James. (1994). *Time Series Analysis*. Princeton University Press.

Soto, Raimundo. (1998). *El Tipo de Cambio Real de Equilibrio: Un modelo no Lineal de Series de Tiempo*. Documentos de Investigación. ILADES/Georgetown University.

Anexo Test de Raíz Unitaria

Tabla N° A1. Tipo de Cambio Real

Hipótesis Nula: π_{TCR} Tiene Raíz unitaria

Exogenous: Constant

Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=10)

| | t-Statistic | Prob.* |
|--|-------------|--------|
| Augmented Dickey-Fuller test statistic | -1.104563 | 0.7092 |
| Test critical values: 1% level | -3.534868 | |
| 5% level | -2.906923 | |
| 10% level | -2.591006 | |

*Mackinnon (1996) one-sided p-values.

Tabla N° A2. Libormás Spread

Hipótesis Nula: π_{LSP} Tiene Raíz unitaria

Exogenous: Constant, Linear Trend

Lag Length: 3 (Automatic based on SIC, MAXLAG=10)

| | t-Statistic | Prob.* |
|--|-------------|--------|
| Augmented Dickey-Fuller test statistic | -1.450331 | 0.8355 |
| Test critical values: 1% level | -4.118444 | |
| 5% level | -3.486509 | |
| 10% level | -3.171541 | |

*Mackinnon (1996) one-sided p-values.

Tabla N° A3. Deuda Externa

Hipótesis Nula: π_{DE} Tiene Raíz unitaria

Exogenous: Constant, Linear Trend

Lag Length: 1 (Automatic based on SIC, MAXLAG=10)

| | t-Statistic | Prob.* |
|--|-------------|--------|
| Augmented Dickey-Fuller test statistic | -0.385530 | 0.9861 |
| Test critical values: 1% level | -4.107947 | |
| 5% level | -3.481595 | |
| 10% level | -3.168895 | |

*Mackinnon (1996) one-sided p-values.

Tabla N° A4. Tarifas Externas

Hipótesis Nula: π_{TE} Tiene Raíz unitaria

Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=10)

| | t-Statistic | Prob.* |
|--|-------------|--------|
| Augmented Dickey-Fuller test statistic | -1.221732 | 0.6601 |
| Test critical values: 1% level | -3.536587 | |
| 5% level | -2.907660 | |
| 10% level | -2.591396 | |

*Mackinnon (1996) one-sided p-values.

Tabla N° A5. Gasto del Gobierno

Hipótesis Nula: G Tiene Raíz unitaria
Exogenous: Constant
Lag Length: 7 (Automatic based on SIC, MAXLAG=9)

| | t-Statistic | Prob.* |
|--|-------------|--------|
| Augmented Dickey-Fuller test statistic | 0.723175 | 0.9912 |
| Test critical values: 1% level | -3.610453 | |
| 5% level | -2.938987 | |
| 10% level | -2.607932 | |

*Mackinnon (1996) one-sided p-values.

Tabla N° A6. Términos de Intercambio

Hipótesis Nula: IT Tiene Raíz unitaria
Exogenous: Constant
Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=10)

| | t-Statistic | Prob.* |
|--|-------------|--------|
| Augmented Dickey-Fuller test statistic | -2.438159 | 0.1355 |
| Test critical values: 1% level | -3.534868 | |
| 5% level | -2.906923 | |
| 10% level | -2.591006 | |

*Mackinnon (1996) one-sided p-values.