Nº 313
Julio 2006

Documento de Trabajo

ISSN (edición impresa) **0716-7334**
ISSN (edición electrónica) **0717-7593**

Tipo de Cambio Nominal en un Régimen de Flotación: Chile 2000-2005

Luis Felipe Lagos
Rodrigo Cerda

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

TIPO DE CAMBIO NOMINAL EN UN REGIMEN DE FLOTACION: CHILE: 2000 - 2005

Luis Felipe Lagos[*]
Rodrigo Cerda[**]

Documento de Trabajo Nº 313

Santiago, Julio 2006

[*] flagos@faceapuc.cl
[**] rcerda@faceapuc.cl

INDICE

1.	INTRODUCCIÓN	1
2.	MODELOS EMPÍRICOS DEL TIPO DE CAMBIO	1
3.	CONSIDERACIONES GENERAL RESPECTO DEL TIPO DE CAMBIO NOMINAL	3
4.	DETERMINANTES DEL TIPO DE CAMBIO NOMINAL	4
5.	LOS DATOS	7
6.	ESTIMACIÓN DEL MODELO Y RESULTADOS	8
	6.1. Metodología	8
	6.2. Resultados	12
7.	CONCLUSIÓN	16
REFERENCIAS		16
APÉNDICE: RAÍCES UNITARIAS		19

1. INTRODUCCIÓN

A mediados del año 1999 el Banco Central de Chile decidió cambiar el régimen cambiario de una banda a la flotación. En esta medida fue determinante el cuestionamiento al funcionamiento de la banda cambiaria. En efecto, el difícil manejo de esta política cambiaria en un contexto de tasas de interés domésticas superiores a las externas llevó a fuertes acumulaciones de reservas y apreciación del tipo de cambio real. Además, el ataque especulativo contra el peso que desencadeno la crisis asiática terminó de convencer a las autoridades de la necesidad de flotar el peso.

El nuevo régimen cambiario fue concebido como de flotación limpia. El Banco Central se abstendría de intervenir en el mercado cambiario, salvo en ocasiones extraordinarias cuando la paridad se alejara manifiestamente de sus fundamentos.

Este trabajo explora la importancia estadística de los distintos fundamentos que se han considerado en la literatura como determinantes del tipo de cambio nominal. La contribución de este trabajo resulta del estudio de la flotación cambiaria para una economía emergente como la chilena.

En general, los modelos con fundamentos no han logrado explicar adecuadamente el comportamiento de los tipos de cambio de las principales monedas durante el período de flotación que se inició en los 70. En cuanto a las proyecciones, la conclusión del clásico artículo de Meese y Rogoff (1983) respecto a que un simple camino aleatorio superaba las predicciones del tipo de cambio basadas en un modelo de fundamentos ha permanecido vigente.

Nuestro trabajo, utilizando la metodología de Pesaran, provee una explicación razonable de las variaciones del tipo de cambio. Se destacan las variables diferenciales de tasas de interés, precio del cobre y petróleo, balanza comercial, paridades Euro-Dólar y Real-Dólar y riesgo país.

2. MODELOS EMPÍRICOS DEL TIPO DE CAMBIO

En esta sección presentamos un breve resumen de los trabajos empíricos[1]. Los modelos monetarios iniciales (Frenkel y Jonson 1978) en su versión con precios

[1] Véase Frankel y Rose (1995) para una revisión más completa de los modelos empíricos del tipo de cambio.

flexibles o rígidos (Dornbusch 1976, Frankel 1979) que centran el análisis en el mercado monetario al considerar al tipo de cambio como el precio de un dinero local respecto del dinero extranjero tuvieron buenos resultados en un primer momento, pero luego quedó claro que los modelos con precios flexibles que explotan una relación de largo plazo podrían explicar el tipo de cambio con datos de alta frecuencia o en períodos de mayor inflación. En cuanto a su poder predictivo ninguno de los modelos logró superar a un simple camino aleatorio (Meese y Rogoff 1983).

Algunos trabajos posteriores usando técnicas econométricas más sofisticadas como el análisis de cointegración encuentran cierta evidencia favorable para los modelos monetarios (Nelson y Donnggyn(1998) y Crespo, Fidrmuc y MacDonald(2004)). En particular, los resultados mejoran cuando se elimina el supuesto de la paridad del poder de compra y se permite variaciones en el tipo de cambio de acuerdo a un efecto Balassa-Samuelson.

Los modelos de portfolio, a diferencia del modelo monetario, suponen que los activos domésticos y extranjeros no son perfectos sustitutos y por consiguiente la paridad del interés se ve modificada por un premio por riesgo, y la oferta de bonos en distinta moneda, además del dinero, afecta el tipo de cambio. En estos modelos, un superávit en la cuenta corriente, al incrementar los activos externos netos, aprecia el tipo de cambio.

Una parte importante de los estudios empíricos de los modelos de portfolio apunta a responder si la intervención esterilizada de los Bancos Centrales tiene algún efecto sobre el tipo de cambio. Si bien se encuentran efectos (Edison 1993) estos son de poca magnitud, dados los bajos montos de intervención. Mussa (1981) postula un canal adicional de influencia para la intervención esterilizada: la señalización de futuros cambios en la política monetaria. Domínguez y Frankel (1993) encuentran evidencia favorable para el efecto señal; para Chile Tapia y Tockman (2003) concluyen que la intervención de 2001 y 2002 tuvo un efecto transitorio sobre el tipo de cambio que operó por la vía del anuncio.[2]

Otra línea de investigación empírica ha sido verificar si la nueva información relevante para el mercado: las novedades, tiene efectos discontinuos sobre el tipo de

[2] Esto es un canal de información respecto de lo que el Banco Central estima sobre la trayectoria del tipo de cambio y una señalización sobre el curso que tomará la política monetaria en el futuro.

cambio. Por ejemplo, Dornbusch (1980) encuentra que cambios no esperados en el saldo de la cuenta corriente tienen efecto en el tipo de cambio, en línea con el modelo de portfolio. Edwards (1983) encuentra efectos positivos sobre el tipo de cambio para las variaciones no anticipadas en el dinero local, de acuerdo con el modelo monetario. Los trabajos más recientes se han concentrado en precisar lo que es nueva información. Ehrmann y Fratzscher (2004) construyen las novedades usando información de los fundamentos macroeconómicos en tiempo real en vez de información revisada y encuentran que aumenta el poder explicativo de los fundamentos.

3. CONSIDERACIONES GENERALES RESPECTO DEL TIPO DE CAMBIO NOMINAL

El análisis empírico que realizamos rescata tres ideas fundamentales. En primer lugar, de acuerdo con la literatura de finanzas internacionales, el tipo de cambio puede considerarse como el precio de un activo. En efecto, el tipo de cambio en cada momento correspondería al que logra el equilibrio de los retornos esperados, ajustados por riesgo, de activos denominados en distintas monedas. En este contexto, los flujos de oferta y demanda de divisas no son importantes en la determinación del tipo de cambio.

Efectivamente, el precio de un activo puede cambiar sin que se registren transacciones significativas[3]. Esto se explica porque el mercado en su conjunto mejoró o empeoró las perspectivas sobre el precio del activo. El enfoque de activos sugiere entonces que el tipo de cambio actual se relaciona estrechamente con las expectativas que tenga el mercado respecto al tipo de cambio en el futuro. No obstante, la mayor proporción de los cambios en el tipo de cambio en el corto plazo no son predecibles, ya que responden a nueva información, que por cierto no estaba disponible y por lo tanto no considerada en las expectativas sobre el tipo de cambio. Esta característica explica la alta volatilidad de corto plazo del tipo de cambio en lo regímenes de flotación y el bajo poder explicativo de los modelos empíricos basados en fundamentos[4].

[3] Como ocurre frecuentemente en los mercados accionarios.
[4] Al respecto véase por ejemplo Frankel y Rose (1995).

En segundo lugar, si bien nos interesa explicar los movimientos de corto plazo del tipo de cambio, estos estarán influenciados por consideraciones de mediano y largo plazo. En particular, los ajustes del tipo de cambio real (TCR) se lograrán esencialmente con movimientos del tipo de cambio nominal en un régimen de flotación[5]. Esto supone que no se cumple la paridad del poder de compra y por consiguiente el TCR no es constante en el largo plazo.

En tercer lugar, también consideramos variables que reflejan la evolución de los precios de los bienes transables. La idea de incluir este tipo de variables es que es posible que no existan cambios en el TCR y sin embargo, el tipo de cambio nominal pueda estar sujeto a movimientos debido a fluctuaciones en los precios de los bienes transables medidos en dólares. Es decir, si el TCR se mantiene relativamente constante, pero existe inflación externa importante, el modo de aislar la inflación doméstica es vía disminuciones del tipo de cambio nominal, de forma de eliminar la presión de los precios externos al medirlos en pesos chilenos.

4. DETERMINANTES DEL TIPO DE CAMBIO NOMINAL

De acuerdo al enfoque de activos, el tipo de cambio depende del valor esperado de sus fundamentos y su volatilidad debería explicarse por la nueva información o novedades que llega al mercado. Las novedades que consideramos se refieren a la inflación y el índice de actividad económica (IMACEC). Una inflación mayor a la anticipada debería depreciar el peso y una sorpresa positiva en la actividad económica apreciaría el tipo de cambio. Otras variables que resumen la característica del tipo de cambio de ser un precio de activo son el diferencial de tasas de interés entre Chile y Estados Unidos y los premios por riesgo de Chile y Brasil. Un aumento en el diferencial de tasas ajustado por el riesgo país hace más atractivos para los inversionistas los activos locales en pesos, y por consiguiente aprecia el tipo de cambio (TCO). Además, se incluye una variable que refleja el exceso de oferta (demanda) en el mercado monetario. Un exceso de oferta (demanda) de dinero deprecia (aprecia) el tipo de cambio de

[5] Al comportarse el tipo de cambio como el precio de un activo puede responder instantáneamente a la nueva información que recibe el mercado. En cambio los precios de los bienes se ajustarían lentamente.

acuerdo con el enfoque monetario y de portfolio[6]. Por último, también consideramos las variables macroeconómicas que contengan información respecto del tipo de cambio esperado en el futuro como: precio del cobre, petróleo y paridades cambiarias[7].

Con respecto a las variables que originan fluctuaciones en el mediano y largo plazo en el TCR, y que son importantes a la hora de explicar los movimientos del TCO en un sistema de flotación, se incluye una variable que refleje la relación gasto producto de la economía y una para el diferencial de productividad entre los sectores transables y no transables[8].

El impacto de la relación gasto-producto medida a precios corrientes 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, la que puede ser alcanzada por medio de menores niveles de tipo de cambio nominal[9]. En nuestras estimaciones, como medida de esta variable, se incluye el saldo de la balanza comercial deflactado por el PIB, ambos medidos en dólares. Un mayor superávit de balanza comercial a PIB refleja un menor nivel de gasto de la economía y, por lo tanto, está asociada con mayores niveles de TCO[10]. El parámetro de la balanza comercial también podría ser negativo, recogiendo el análisis tradicional de un superávit (déficit) que aprecia (deprecia) el tipo de cambio. Si bien es claro que los tipos de cambio no se mueven para equilibrar la balanza comercial, un superávit comercial que resulta en un

[6] En rigor el mecanismo de transmisión puede ser bastante más complejo ya que depende de las preferencias por activos en pesos y en dólares de acuerdo al modelo de portfolio y del efecto del exceso de oferta monetario sobre los precios de bienes, de acuerdo al enfoque monetario basado en la paridad del poder de compra.

[7] Las paridades consideradas son el Euro-dólar y Real-dólar. Las variaciones del dólar respecto del Euro afectan los precios en dólares de los commodities. La cotización del real afecta el retorno esperado de los activos en Brasil, los que han sido muy importantes en el arbitraje con activos domésticos.

[8] Las variables que determinan el TCR pueden derivarse fácilmente de enfoques teóricos alternativos aplicados a una economía pequeña y abierta al exterior. Una forma reducida, que incorpora tanto factores de oferta como de demanda en la determinación de largo plazo del TCR, se puede encontrar en el espíritu del modelo australiano. Así, en esta especificación el TCR depende básicamente de la relación gasto-producto medida a precios corrientes, y del diferencial de crecimiento entre la productividad de los transables y los no transables. Adicionalmente, también depende de términos de intercambio, pero como explicaremos más adelante esta última variable estará considerada al incluir los precios externos. Ver Dornbusch(1988).

[9] O alternativamente a través de mayor inflación interna.

[10] El parámetro de la balanza comercial también podría ser negativo, recogiendo el análisis tradicional de un superávit (déficit) que aprecia (deprecia) el tipo de cambio. Si bien es claro que los tipos de cambio no se mueven para equilibrar la balanza comercial, un superávit comercial que resulta en un superávit en la cuenta

superávit en la cuenta corriente incrementa el stock de activos netos con el exterior del país, generando una apreciación del tipo de cambio de acuerdo al modelo de portfolio. Es decir, si bien en el corto plazo el tipo de cambio esta determinado por los stocks de activos, en el largo plazo estaría anclado por los desequilibrios de flujos.

La influencia del diferencial de productividad entre los sectores transables y no transables 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. Dado que no contamos con un indicador de productividad mensual (que es la frecuencia de nuestros datos), este efecto se aproxima por la razón entre el IMACEC chileno y la producción industrial de USA. En la medida que el IMACEC aumenta más rápidamente que la producción industrial de USA, los precios de los bienes no transables Chilenos aumentan relativamente más rápido, lo que produce una caída en TCR y por consiguiente aprecia el TCO[11].

Como indicadores de precios externos se consideran los índices de precios de las exportaciones e importaciones, excluyendo el cobre y petróleo respectivamente que se consideran en forma separada. El efecto directo de un aumento en los precios externos es una apreciación del tipo de cambio, atendiendo a que un aumento en precios de bienes transables medidos en dólares, cuando los fundamentos de TCR no varían, requiere una disminución del TCO de forma de mantener constante el TCR. El efecto indirecto ocurre a través de los efectos sobre el gasto, y por consiguiente el TCR, que tienen las variaciones de términos de intercambio. En particular, un aumento en el precio del cobre aumenta el ingreso de la nación y el gasto apreciando el TCO; un aumento del precio del petróleo empobrece al país y deprecia el tipo de cambio.

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

corriente incrementa el stock de activos netos con el exterior del país, generando una apreciación del tipo de cambio de acuerdo al modelo de portfolio.

[11] Se supone que la mayor producción local se debe a un crecimiento más rápido de la productividad en el país y que este es mayor en el sector transable que en el no transable.

$\ln(TCO) = \beta_1 + \beta_2\ SBC + \beta_3\ DIFT + \beta_4\ \ln(IMACEC/PPIUSA) + \beta_5\ \ln(PPET) + \beta_6\ \ln(PCU) + \beta_7\ \ln(IVUXNC) + \beta_8\ \ln(IVUMNP) + \beta_9\ \ln(EURO) + \beta_{10}\ \ln(REAL) + \beta_{11}$ Embi Chile $+\beta_{12}$ Embi Brasil $+ \beta_{13}$ Residuo Monetario $+ \beta_{14} E_{t-1}[\pi_t] - \pi_t + \beta_{15} E_{t-1}[g_t^{12}] - g_t^{12} + \mu$

donde μ es el error de la ecuación mientras que el resto de las variables son:

SBC = Saldo Balanza Comercial dividido por PIB, ambas variables nominales

DIFT= diferencial entre tasa nominal Chilena y libor, medida en puntos porcentuales.

IMACEC / PPIUSA= Aproximación de efecto balassa-samuelson, a través de la relación IMACEC a producción industrial de USA

PPET= Precio petroleo medido en dólares

PCU= Precio cobre medido en dólares

IVUXNC= Deflactor de exportaciones, excluyendo cobre

IVUMNP= Deflactor de importaciones, excluyendo petróleo

EURO= Paridad Euro-dólar

REAL= Paridad real brasilero-dólar

EMBI Chile= Medida de riesgo país de Chile, medida en puntos base

EMBI Brasil= Medida de riesgo país de Brasil, medida puntos base

Residuo Monetario = Estimación del desequilibrio en el mercado monetario, medido en términos porcentuales

$E_{t-1}[\pi_t] - \pi_t$ = Novedad sobre inflación

$E_{t-1}[g_t^{12}] - g_t^{12}$ = Novedad sobre la variación en doce meses del IMACEC

5. LOS DATOS

Los datos utilizados son de frecuencia mensual desde enero del 2000 hasta diciembre del 2005. Estos fueron obtenidos de los datos publicados por el Banco Central de Chile (BCCH) y por estimaciones propias.

La variable tipo de cambio nominal corresponde al tipo de cambio observado compilado por el Banco Central. Como indicador de precios de transables se utiliza el

índice de precios de importaciones en dólares excluyendo petróleo y el índice de exportaciones en dólares excluyendo cobre que se derivan de Cuentas Nacionales. Estas series están disponibles a nivel trimestral, por lo que se procedió a mensualizarlas.

La serie que aproxima el diferencial de productividad se construyó como el cuociente entre el IMACEC de Chile y la producción industrial de USA. La serie de IMACEC está medida a nivel mensual y se encuentra disponible en la base del Banco Central de Chile. La serie de producción industrial de USA también está disponible a nivel mensual y se obtiene de la Federal Reserve de USA.

La relación saldo balanza comercial-PIB se construye a precios corrientes medidos en dólares. Primero, se obtuvieron las series de balanza comercial medida en dólares de la cuenta corriente publicada por el Banco Central en forma trimestral. Posteriormente se obtuvo el PIB a pesos corrientes y se multiplicó por tipo de cambio nominal, para tener una medida en dólares. Ambas series de datos están a nivel trimestral, por lo que posteriormente se mensualizaron estos datos.

El diferencial de tasas entre Chile y USA se construye a partir de la diferencia entre la tasa interna promedio de operaciones 30-89 días nominal del sistema bancario y la tasa libor a 90 días. Los datos de paridades Euro y del Real brasilero, así como los datos de riesgo país (EMBI) para Chile y Brasil, y los datos del precio del petróleo y precio del cobre se obtuvieron de la base de datos del Banco Central a nivel mensual.

La nueva información o novedades de inflación y variación del IMACEC se construyen como la diferencia entre la inflación esperada y la efectiva y entre la variación esperada y efectiva en doce meses del IMACEC. Las variables esperadas se obtienen de la encuesta de expectativas del Banco Central.

6. ESTIMACIÓN DEL MODELO Y RESULTADOS

6.1. Metodología

El conjunto de variables que hemos descrito corresponden a los fundamentos del tipo de cambio. Estas variables pueden tener efectos de corto y largo plazo sobre el tipo de cambio.

Se entiende por impactos de largo plazo aquellos cambios en las variables fundamentales que tienen un efecto permanente sobre la trayectoria del TCO, mientras que los efectos de corto plazo son transitorios, impactan por un corto periodo de tiempo al TCO, y posteriormente se revierten.

La razón por la que es importante distinguir entre estos dos tipos de efectos es que la literatura econométrica[12] ha mostrado que el obtener una correcta estimación de ambos tipos de efectos permite eliminar el problema conocido como "correlación espuria"[13], que impide obtener una correcta estimación de los impactos verdaderos de las variables fundamentales sobre el TCO. La metodología ocupada para llevar a cabo esta tarea se conoce como cointegración. Específicamente, utilizaremos la metodología de cointegración elaborada por Pesaran[14].

El método de estimación emplea el procedimiento desarrollado por Pesaran y asociados (Pesaran et al., 1996; Pesaran y Shin, 1999) basado en un modelo de rezagos distribuidos (autoregressive distributed lag, ARDL).

Las razones por las que ocupamos este procedimientos por sobre otros procedimientos alternativos de cointegración como Engle y Granger (1987) o Johansen (1988) y Johansaen y Juselius(1990) son las siguientes.

La primera razón es que el procedimiento se puede aplicar independientemente de si los regresores son sólo I(0), sólo I(1) o están cointegrados. De esta forma, no es necesario realizar "pre-test" de orden de integración de las series. El problema del "pre-test" es de particular importancia en la literatura de cointegración debido a que los poderes de los tests son típicamente bajos. La segunda razón es que el modelo de corrección de errores no restringido tiene mejores propiedades que los modelos de dos etapas tipo Engle-Granger porque, el método de corrección de errores no restringido permite mayor libertad en la determinación de la dinámica (ver Banerjee et al., 1993 y 1998). Sin embrago, la tercera y fundamental razón por la que nos centramos en este

[12] Ver Engle y Granger (1987); Johansen, (1998); Peseran y Shin (1999)

[13] El problema de la correlación espuria tiene que ver con que dos variables que, por alguna razón estadística pero no económica, tienen una tendencia común pueden aparecer correlacionadas en un análisis de regresión, aunque en realidad no lo estén. Ambas crecen, pero obviamente no están relacionadas. Para solucionar ese problema econométrico, se realiza el análisis de cointegración, que separa efectos de largo y corto plazo.

[14] Pesaran y Shin (1999). Una de las propiedades interesantes de esta metodología es que permite trabajar con muestras pequeñas y pocos grados de libertad, como ocurre en este trabajo. Buenos ejemplos de esta característica son Pattichis (1999, que ocupa 20 observaciones) y Narayan y Smyth (2003 con 31 observaciones).

método es que se puede aplicar a estudios con tamaño de muestra pequeños. Ejemplos de estos estudio son Pattichis (1999, que ocupa 20 observaciones) y Narayan y Smyth (2003 con 31 observaciones). Este es un punto que no es menor si se considera que las metodologías de Engle-Granger y de Johansen no son adecuadas para muestras pequeñas, como en este estudio donde sólo hay datos mensuales correspondientes al periodo 2000-2005.

El modelo ARDL ($p,q_1,q_2,\ldots,q_k$) puede escribirse de la siguiente forma (ver los trabajos citados de Pesaran y asociados):

$$(1) \qquad \Omega(L,p)y_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^{k} \beta_i(L,q_i)x_{it} + \varepsilon_t$$

Donde

$$\Omega(L,p) = 1 - \Omega_1 L^1 - \Omega_2 L^2 - \ldots - \Omega_P L^P$$
$$\beta_i(L,q_i) = \beta_{i0} + \beta_{i1}L + \beta_{i2}L^2 + \ldots + \beta_{iq_i}L^{q_i},\ i = 1,2,\ldots,k$$

Donde y_t es el nivel del tipo de cambio nominal en el periodo t; α_0 es una constante; L es un operador de rezagos definido como $Ly_t=y_{t-1}$; w_t es un vector de variables exógenas.

Nótese que el polinomio de rezagos $\Omega(L,p)$ puede reescribirse alternativamente como:

$$\left(1 - \Omega_1 L^1 - \Omega_2 L^2 - \ldots - \Omega_P L^P\right) = (1-\rho L) - \left(\zeta_1 L + \zeta_2 L^2 + \ldots + \zeta_{p-1}L^{p-1}\right)(1-L)$$

Donde

$$\rho \equiv \Omega_1 + \Omega_2 + \ldots + \Omega_p$$
$$\zeta_s \equiv -\left[\Omega_{s+1} + \Omega_{s+2} + \ldots + \Omega_p\right], \quad s = 1,2,\ldots,p-1$$

Un razonamiento similar se puede seguir para los polinomios del tipo $\beta_i(L, q_i)$. Con esta finalidad, reescríbase el polinomio de la siguiente forma:

$$\left(\beta_{i0} + \beta_{i1}L + \beta_{i2}L^2 + ... + \beta_{iq_i}L^{q_i}\right) = \beta_{i0}\left(1 - \gamma_{i1}L - \gamma_{i2}L^2 - ... - \beta_{iq_i}L^{q_i}\right)$$

Donde $\gamma_{is} = -\beta_{is} \big/ \beta_{i0}$ Pero aplicando la misma descomposición que con anterioridad, se obtiene que:

$$\beta_{i0}\left(1 - \gamma_{i1}L - \gamma_{i2}L^2 - ... - \beta_{iq_i}L^{q_i}\right) = \left(\beta_{i0} - \mu_i L\right) - \left(\delta_{1i}L + \delta_{2i}L^2 + ... + \delta_{p-1i}L^{p-1}\right)\left(1 - L\right)$$

Donde

$$\mu_i \equiv -\left(\beta_{i1} + \beta_{i2} + ... + \beta_{ip}\right)$$
$$\delta_{is} \equiv \left[\beta_{is+1} + \beta_{is+2} + ... + \beta_{ip}\right], \quad s = 1,2,..., p-1$$

Por lo tanto, nuestra ecuación ARDL –ecuación 1- se puede escribir como:

$$y_t = \zeta_1 \Delta y_{t-1} + \zeta_2 \Delta y_{t-2} + ... + \zeta_{p-1}\Delta y_{t-p+1} + \rho y_{t-1} + \sum_{i=1}^{k}\left(\beta_{i0}x_{it} - \mu_i x_{it-1} - \delta_{i1}\Delta x_{it-1} - ... - \delta_{ip-1}\Delta x_{it-p+1}\right) + \varepsilon_t$$

Además, restando de ambos lados y_{t-1} y sumando y restando al lado derecho $\beta_{i0}x_{it-1}, \forall i$, se obtiene finalmente:

(2)
$$\Delta y_t = \zeta_1 \Delta y_{t-1} + \zeta_2 \Delta y_{t-2} + ... + \zeta_{p-1}\Delta y_{t-p+1} + \left(\rho - 1\right) y_{t-1} + \sum_{i=1}^{k}\left(\left(\beta_{i0} - \mu_i\right)x_{it-1} + \beta_{i0}\Delta x_{it} - \delta_{i1}\Delta x_{it-1} - ... - \delta_{ip-1}\Delta x_{it-p+1}\right) + \varepsilon_t$$

La variable x_{it} es la variable independiente del tipo i en el periodo t. En el largo plazo, tenemos que $y_t=y_{t-1}=\ldots=y_{t-p}=y$; $x_{i,t}=x_{i,t-1}=\ldots=x_{i,t-q}=x_i$ donde $x_{i,t-q}$ indica el rezago q de la variable i. Por lo tanto, la ecuación de largo plazo que se desprende del modelo ARDL es:

$$(\rho-1)y=\sum_{i=1}^{k}\left(\beta_{i0}+\beta_{i1}+\beta_{i2}+\ldots+\beta_{ip}\right)x_i+\varepsilon_t$$

O alternativamente, el impacto -los coeficientes- de largo plazo de la respuesta de y_t en relación a un cambio de x_{it} es:

$$\frac{\beta_{i0}+\beta_{i1}+\beta_{i2}+\ldots+\beta_{ip}}{\rho-1}=\frac{\beta_i(1,q_i)}{\Omega(1,p)}=\frac{\beta_{i0}+\beta_{i1}+\ldots+\beta_{iq}}{1-\Omega_1-\Omega_2-\ldots-\Omega_{\hat{p}}}$$

6.2. Resultados

El cuadro 6.1 reporta los impactos de largo plazo de las variables fundamentales sobre TCO. La ecuación 1A excluye los precios de importaciones y exportaciones debido a su correlación con el Euro. En efecto, una apreciación del tipo de cambio euro-dólar aumenta el precio en dólares de las exportaciones e importaciones. De la ecuación 1A, se concluye que las variables fundamentales que determinan el TCO en el largo plazo son el riesgo país de Brasil, las paridades real-dólar y euro-dólar, el diferencial de tasas de interés y el residuo monetario. Los signos de las variables son los esperados: (1) Un aumento de la cotización real brasileño-dólar, deprecia el peso; (2) un mayor riesgo país en Brasil aprecia el TCO[15]; (3) un aumento en el diferencial de tasas de interés reduce el TCO; (4) una depreciación del Euro también deprecia el peso y (5) un mayor residuo monetario deprecia el TCO.

La ecuación 1B incluye tanto los precios de exportaciones e importaciones como el Euro. En este caso, sólo el Real y el riesgo país de Brasil son variables estadísticamente significativas.

[15] El signo del riesgo país de Brasil puede ser negativo o positivo. Un signo negativo puede explicarse por un efecto sustitución a favor de los activos de Chile. En efecto, inversionistas extranjeros pueden preferir

Las ecuaciones 1C a 1F incluyen la balanza comercial rezagada un período como instrumento para corregir la posible simultaneidad entre tipo de cambio y cuenta corriente. Además, las ecuaciones E y F consideran las novedades de inflación y de variación del IMACEC. El signo positivo de la balanza comercial sugiere que domina el efecto gasto sobre el tipo de cambio con un coeficiente similar al reportado en los estudios de tipo de cambio real para la variable gasto-producto[16]. Un efecto similar estaría captando el coeficiente negativo del precio del cobre. La nueva información respecto de la inflación y variación del IMACEC no constituyen variables significativas y el riesgo país de Chile resulta ser una variable importante.

El cuadro 6.2 resume los impactos de corto plazo sobre el TCO de las variables fundamentales. Las ecuaciones C-F incluyen la balanza comercial rezagada un período como variable instrumental.

Los resultados del cuadro 5.2 indican que las variables que producen movimientos de corto plazo en TCO son: el diferencial de tasas, el precio del petróleo y el precio del cobre, la evolución de precios externos (precios exportaciones no cobre), el Euro y el riesgo país de Chile.

Un aumento de un punto porcentual del diferencial de tasas de interés aprecia el tipo de cambio en 0,37%, pero pierde significancia al considerar el instrumento de la balanza comercial; un incremento de 1% en el precio del petróleo deprecia el TCO en 0,07%; un aumento de 10% en el precio del cobre resulta en una caída del TCO de 1,6% sólo cuando se considera la balanza comercial contemporánea; un incremento en el precio de las exportaciones no cobre de 10% aprecia el TCO en alrededor de 3%; una depreciación del Euro de 1% deprecia el peso en 0,25% y por último, un mayor riesgo país de Chile de 100 puntos aumenta el TCO en 4%.

mantener más activos chilenos cuando aumenta el riesgo país de Brasil. En cambio, un signo positivo refleja un aumento del riesgo país en Brasil que también afecta al resto de la región.

[16] Por ejemplo véase Cerda, Donoso, Lema (2005).

Cuadro 6.1: Efectos de Largo Plazo Sobre el Tipo de Cambio Nominal (TCO)

	ECUACIÓN 1 A	ECUACIÓN 1 B	ECUACIÓN 1 C	ECUACIÓN 1 D	ECUACIÓN 1 E	ECUACIÓN 1 F
Saldo Balanza Comercial	-0.497027 (0.398021)	-0.486400 (0.419076)				
Saldo Balanza Comercial, instrumentada			**2.219307** (0.72099)**	**2.192326** (0.612719)**	**1.649701** (0.675038)**	**1.692244** (0.703142)**
Diferencial Tasas	**-1.6873** (0.009529)**	-1.1617 (0.008570)	**-1.5462** (0.009035)**	-1.0704 (0.007203)	**-1.7319** (0.009347)**	**-1.79** (0.009920)**
Imacec/Producción industrial USA	0.485390 (0.303573)	0.291762 (0.287017)	0.347318 (0.270656)	0.091683 (0.221986)	0.280630 (0.249089)	0.282983 (0.260290)
Precio Petróleo	-0.036286 (0.074024)	-0.010699 (0.069709)	0.023073 (0.063356)	0.024825 (0.058724)	0.022612 (0.078200)	0.021888 (0.082382)
Precio Cobre	-0.122749 (0.104827)	-0.101725 (0.137545)	**-0.19114** (0.090167)**	-0.126227 (0.098388)	**-0.189899** (0.101540)**	**-0.179823** (0.105555)**
Precio Exportaciones No cobre		-0.099825 (0.375882)		-0.144787 (0.299354)	0.099798 (0.328726)	0.079347 (0.345544)
Precio Importaciones no Petróleo		-0.657715 (0.444476)		**-0.99444** (0.374642)**	**-0.87543** (0.392390)**	**-0.90505** (0.408435)**
Euro	**0.282668** (0.135352)**	0.006362 (0.208515)	**0.281145** (0.131165)**	-0.030050 (0.170642)	0.200881 (0.179469)	0.193550 (0.185051)
Real	**0.593324** (0.093506)**	**0.469699** (0.109424)**	**0.517055** (0.084841)**	**0.333254** (0.096297)**	**0.432902** (0.109510)**	**0.428937** (0.114972)**
Embi Chile	0.089708 (0.061451)	0.097343 (0.058206)	**0.171971** (0.072188)**	**0.187762** (0.060398)**	**0.176524** (0.065277)**	**0.184588** (0.071465)**
Embi Brasil	**-0.010797** (0.004747)**	**-0.009298** (0.004201)**	-0.006200 (0.004131)	-0.004952 (0.003357)	-0.007760 (0.004770)	-0.007837 (0.004969)
Residuo Monetario	**0.338418*** (0.1899210)	0.280772 (0.201439)	0.070306 (0.196921)	0.144841 (0.171565)	0.228721 (0.203348)	0.232714 (0.221224)
$E_{t-1}[\pi_t] - \pi_t$					0.005476 (0.070251)	0.008552 (0.072898)
$E_{t-1}[g_t^{12}] - g_t^{12}$						-0.000500 (0.009243)

Entre paréntesis los errores estándar de los coeficientes. Los símbolos *, ** indican significativos al 10% y 5% respectivamente. Las variables "Euro", "Real", "Precio Petróleo", "Precio Cobre", "Precio Importaciones sin Petróleo", "Precio Exportaciones sin Cobre" están medidas en logaritmos naturales y corresponden a dólares.

Cuadro 6.2: Efectos de Corto Plazo Sobre el Tipo de Cambio

	ECUACIÓN 1 A	ECUACIÓN 1 B	ECUACIÓN 1 C	ECUACIÓN 1 D	ECUACIÓN 1 E	ECUACIÓN 1 F
Δ (Saldo Balanza Comercial)	0.082701 (0.082226)	0.121620 (0.080846)	0.098611 (0.133788)	0.059199 (0.131893)	0.105802 (0.157249)	0.118216 (0.162216)
Δ (Diferencial Tasas)		-0.3705* (0.002045)	-0.2216 (0.001996)	-0.1176 (0.001853)	-0.3338 (0.002158)	-0.3327 (0.002216)
Δ%, Imacec/Producción industrial USA	0.058482 (0.083383)	0.061478 (0.075452)	0.022830 (0.072002)	0.034123 (0.064303)	0.048469 (0.070833)	0.049873 (0.072402)
Δ%, Precio Petróleo	0.058483 (0.036654)	0.077843** (0.033845)	0.063904** (0.031384)	0.072440** (0.028114)	0.060418* (0.032368)	0.058501* (0.033099)
Δ%, Precio Cobre	-0.12645** (0.055587)	-0.169948** (0.056098)	0.001650 (0.050612)	-0.042003 (0.050535)	-0.040236 (0.059327)	-0.034998 (0.062431)
Δ% , Precio Exportaciones No cobre		-0.430470** (0.122255)		-0.34736** (0.101845)	-0.24081** (0.120517)	-0.24097** (0.123126)
Δ% , Precio Importaciones no Petróleo		-0.156212 (0.100834)		-0.117346 (0.088324)	-0.091563 (0.104953)	-0.078829 (0.109522)
Δ% , Euro	0.262104** (0.095840)	0.162189* (0.091755)	0.242201** (0.083198)	0.169944** (0.078262)	0.266381** (0.097282)	0.272568** (0.111278)
Δ% , Real	0.119895 (0.088915)	-0.007633 (0.088231)	0.106906 (0.076233)	-0.005879 (0.073603)	-0.030633 (0.079191)	-0.032782 (0.080750)
Δ Embi Chile	0.016559 (0.020964)	0.007365 (0.019504)	0.037065** (0.018660)	0.033370** (0.017076)	0.044492** (0.019329)	0.04591** (0.019811)
Δ Embi Brasil	0.005468 (0.003433)	0.007984** (0.003509)	0.003422 (0.002973)	0.004259 (0.002981)	0.006060* (0.003263)	0.006106* (0.003343)
Δ% TCO (-1)	0.235838** (0.097977)	0.374949** (0.095948)	0.033956 (0.105108)	0.113492 (0.104534)	0.082792 (0.125579)	0.063659 (0.132730)
Δ Residuo monetario	0.047074 (0.058791)	0.059774 (0.058222)	-0.011865 (0.052389)	0.023675 (0.050608)	0.045752 (0.055831)	0.046090 (0.057727)
$\Delta(E_{t-1}[\pi_t] - \pi_t)$					0.016267 (0.01534)	0.017529 (0.015731)
$\Delta(E_{t-1}[g_t^{12}] - g_t^{12})$						-0.000772 (0.001991)
R^2-ajustado	0.56	0.64	0.67	0.74	0.74	0.73
BG Correlación Serial (2)	0.00 (0.99)	0.72 (0.48)	2.25 (0.11)	0.53 (0.58)	1.14 (0.33)	1.42 (0.25)
Criterio de Akaike	-5.13	-5.31	-5.41	-5.62	-5.58	-5.54
ARCH	0.02 (0.88)	0.04 (0.83)	0.88 (0.34)	0.88 (0.34)	0.23 (0.62)	0.11 (0.73)

Entre paréntesis los errores estándar de los coeficientes. Los símbolos *, ** indican significativos al 10% y 5% respectivamente. Las variables "Euro", "Real", "Precio Petróleo", "Precio Cobre", "Precio Importaciones sin Petróleo", "Precio Exportaciones sin Cobre" están medidas en logaritmos naturales y corresponden dólares. La fila BG Correlación serial indica prueba de correlación serial de los residuos de orden 2. La prueba estadística aparece junto a la probabilidad asociada (esta última está entre paréntesis). La fila ARCH indica prueba de heteroscedasticidad de los residuos. La prueba estadística aparece junto a la probabilidad asociada (esta última está entre paréntesis).

7. CONCLUSIÓN

Si bien ha sido difícil explicar los movimientos de las principales monedas con modelos basados en fundamentos, este trabajo sugiere que es posible explicar un 70% de las variaciones del tipo de cambio para Chile en el período de flotación.

Las variables fundamentales que determinan el tipo de cambio en el largo plazo son el saldo de la Balanza Comercial, el diferencial de tasas de interés, el precio del cobre, precio de las importaciones, la cotización del Real y el riesgo país de Chile. En el corto plazo, se agrega el precio del petróleo, precio de las exportaciones no cobre y la paridad Euro-Dólar.

En síntesis, nuestros resultados son coherentes con el arbitraje de tasas de interés o paridad del interés, con un efecto gasto asociado a los movimientos de precios que afectan los términos de intercambio y en general con un efecto Salter-Swan.

REFERENCIAS

Banerjee, A.; Galbraith; J. y Hendry, D. (1993). "Cointegration, error correction, and the Econometric Analysis of Non-Stationary data", Oxford University Press, Oxford.

Banerjee, A.; Dolado, J. y Mestre, R. (1998). "Error-correction mechanism tests for cointegration in a single equation framework", Journal of Times series Analysis, 19, 267-283.

Cerda, Rodrigo; Donoso, Álvaro y Aldo Lema (2005). "Análisis del Tipo de Cambio Real: Chile 1986-1999" , *Cuadernos de Economía, Vol. 42, N 126, pp. 329-356.*

Crespo, Fidrmuc y MacDonald (2004). "The Monetary Approach to Exchange Rates in the CEECs", Working Paper 642 University of Michigan Business School.

Domínguez, K y J. Frankel (1993). "Does Exchange Rate Intervention Matter?Disentangling the Portfolio and Expectations Effect, NBER 3299.

Dornbusch, R. (1988). Exchange Rates and Inflation. MIT Press.

Dornbusch, R. (1976). "The Theory of Flexible Exchange Rates Regimes and Macroeconomic Policy" Scandinavian Journal of Economics vol 78, pp 255-275.

Dornbusch, R. (1980). "Exchange Rate Economics: Where do we Stand?" Brooking Papers on Economic Activity 1: 143-194.

Edison, H. (1993). The Effectiveness of Central Bank Intervention: a Survey of the Literature After 1982". Special Papers in International Economics Nº 18, July Princeton University.

Edwards, S. (1983). "Floating Exchange Rates, Expectations and New Information", Journal of Monetary Economics vol 11: 321-336.

Engle, R. y C. Granger (1987). "Co-integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing," *Econometrica* 55, pp-251-276.

Ehrmann, M y M. Fratzscher (2004). "Exchange Rates and Fundamentals New Evidence from Real Time Data", European Central Bank working paper 365.

Frankel, J. (1983). "Monetary and Portfolio Balance Models of Exchange Rate. Determination". En Economic Interdependence and Flexible Exchange rates. J. Bhandari y B. Putman, eds. Cambridge: MIT Press.

Frankel, J. (1979). "On the Mark: A Theory of Floating Exchange Rates Based on Real Interest Differentials", American Economic Review vol 69, 601-622.

Frankel, J. y A. Rose (1995). "Empirical Research on Nominal Exchange Rates". En Handbook of International Economics vol III. G. Grossman y K. Rogoff, eds Elsevier.

Frenkel, J y H. Jonson (1978) eds, The Economics of Exchange Rates, Addison-Wesley, Ma.

Johansen, S. (1988). "Statistical analysis of cointegrating vectors", Journal of Economic Dynamics and Control, 12, pp 231-254.

Johansen, S. y Juselius, K. (1990). "Maximum likelihood estimation and inference on cointegration with applications to the demand for money", Oxford Bulletin of Economics and Statistics, 52, pp 169-210.

Meese, R y K. Rogoff (1983). "Empirical Exchange Rate Models of the Seventies: Do They Fit Out of sample?". Journal of International Economics, pp 3-24.

Mussa (1981) The Role of Oficial Intervention. Group of Thirty Occasional Papers Nº 6.

Narayan, P.K. y Narayan, S. (2005), "Estimating income and price elasticities of imports for Fiji in a cointegrating framework" Economic Modelling, 22, pp. 423-438.

Neely, C. (2005). "An Analysis of Recent Studies of the Effect of Foreign Exchange Intervention". Federal Reserve Bank of St Louis Review November/December 87(6): 686-717.

Nelson y Donnggyn (1998). "Nominal Exchange Rates and Monetary Fundamentals: Evidence from a Small post Bretton-Woods Panel, The Ohio State University.

Pattachis, C.A. (1999). "Price and income elasticities of disaggregated import demands: resolt from UECMs and an application", Applied Economics, 31, pp. 1061-1071.

Pesaran, H.M.; Shin, Y.y Smith, R. (1996). "Testing the existence of a long-run relationship", DAE working paper series No. 9622, Department of Applied Economics University of Cambridge.

Pesaran, H.M. y Shin, Y. (1999). "An autoregressive distributed lag modeling approach to cointegrating analysis". En Storm, S. (editor), Econometric and economic Theory in the 20th Century: The Ragnar Frisch Centennial Symposium. Cambridge University Press, Cambridge, pp 1-31, capítulo 11.

Sjaastad, L. (1996). "Recent Evolution of the Chilean Real Exchange Rate", Cuadernos de Economía, N 98, pp.109-131.

Tapia, M y A. Tokman (2003). "Efectos de las Intervenciones en el Mercado Cambiario: El Caso de Chile". Documento de Trabajo Nº 206, Banco Central de Chile.

Tapia, M y A. Tokman (2004). "Effects of Foreign Exchange Intervention Under Public Information: The Chilean Case. Documento de Trabajo Nº 255, Banco Central de Chile.

APÉNDICE : RAÍCES UNITARIAS

Previo a las estimaciones y con la finalidad de verificar la existencia de raíces unitarias, en el Cuadro A.1 se reportan las pruebas de raíces unitarias de las variables utilizadas en este estudio del tipo ADF, ERS, y Phillips-Perron(PP). En los tests ADF y ERS, se eligió el número de rezagos de acuerdo al criterio de Akaike.

Cuadro A.1: Test de raíz unitaria, ADF Aumentados, ERS y Phillips Perron

Orden de integración

		Test ADF	ERS	PP
LN (TCO)		-0.759636 (-3.4588)	-0.891952 (-3.0524)	-0.270128 (-3.4583)
SBC/PIB		-6.197632 (-3.45832)	-3.261222 (-3.0524)	-6.422604 (-3.4583)
LN(IMACEC/PPIUSA)		-0.825819 (-3.4743)	-0.815824 (-3.1228)	-8.298981 (-3.4655)
LN(IVUXNC)		-0.836422 (-3.4583)	-0.359407 (-3.0492)	-0.723154 (-3.45832)
LN(IVUMNP)		-1.973978 (-3.4588)	-1.073704 (-3.0524)	-2.150291 (-3.4583)
LN (PCU)		-0.281034 (-3.4583)	-0.581218 (-3.0524)	-0.597045 (-3.4583)
LN(PPET)		-1.984332 (-3.4583)	-1.767576 (-3.0492)	-1.984332 (-3.4583)
Diferencial de tasas		-3.357418 (-3.4622)	-3.405070 (-3.0716)	-4.490994 (-3.4583)
LN(EURO)		-1.628111 (-3.4588)	-1.390195 (-3.0524)	-1.399513 (-3.4583)
LN(Real)		-1.400318 (-3.4588)	-1.317024 (-3.0524)	-0.7990 (-3.4583)
EMBI CHILE		-2.859933 (-3.4692)	-2.119064 (-3.1004)	-2.494913 (-3.4684)
EMBI BRASIL		-3.058666 (-3.4588)	-2.656508 (-3.0524)	-2.371909 (-3.4583)

El prefijo LN indica logaritmo natural. La variable TCO indica tipo de cambio nominal, SBC/PIB es el saldo de balanza comercial a PIB medido en dólares, PPIUSA es la producción industrial en USA, IVUXNC es el deflactor de exportaciones excluyendo cobre, IVUMNP es el deflactor de importaciones excluyendo petróleo. Las variables EMBI representan riesgo país. Entre paréntesis aparece el valor crítico al 5%. Los rezagos ocupados en las pruebas estadísticas se determinaron de acuerdo al criterio de AKAIKE.