

UNIVERSIDAD DE SAN ANDRÉS  
TRABAJO DE LICENCIATURA EN ECONOMÍA

Tipo de cambio nominal y *fundamentals*.  
Evidencia Empírica para Argentina.

Juan Francisco Ron

Mayo de 2005

**ABSTRACT:**

En el presente trabajo se estudia la relación entre el tipo de cambio nominal bilateral y ciertos *fundamentals* en Argentina respecto de Brasil, Japón e Inglaterra, para períodos comprendidos entre junio de 1993 y septiembre de 2004.

Utilizando la metodología propuesta por Engle y West (2004), se estudia la aplicabilidad de un modelo de valuación de activos para el precio de la moneda local. Después de presentar los resultados de los tests de cointegración, se estima la dinámica de corto plazo entre variables con regresiones en diferencias. Por medio de tests de causalidad de Granger, se encuentra cierta evidencia de que la relación entre el tipo de cambio y las variables fundamentales no es la estimada por el modelo de valuación de activos. Adicionalmente, se muestran resultados que validarían un modelo de pronóstico de los *fundamentals* hacia el tipo de cambio

## ÍNDICE

	Página
1. Introducción.....	3
2. El Modelo.....	5
3. Análisis Empírico.....	6
3.1. Datos.....	8
3.2. Estadística Descriptiva.....	12
3.3. Cointegración.....	14
3.4. Regresión en diferencias.....	16
3.4.1. Brasil.....	17
3.4.2. Japón.....	18
3.4.3. Inglaterra.....	19
3.5. Causalidad de Granger.....	20
4. Conclusiones.....	23
5. Bibliografía.....	25
6. Anexo.....	26

Universidad de  
San Andrés

## 1. Introducción

En los últimos años se han desarrollado numerosos modelos que representan la relación entre el tipo de cambio, ya sea real o nominal y sus variables fundamentales (tasas de interés, inflación, crecimiento económico, nivel de productividad, etc.). Lejos de ser concluyente, la evidencia empírica no permite afirmar que alguno de estos modelos represente más fielmente esta relación para la generalidad de los casos. Meese y Rogoff (1983), entre otros, afirman que, para un grupo de países desarrollados, la eficiencia predictiva no es mayor en los principales modelos de los años setentas que cuando se supone al tipo de cambio nominal seguir un camino aleatorio. Por el contrario, Mark (1995) mostró que las variaciones de largo plazo en el tipo de cambio son determinadas por variables económicas y tienen, por ende, un componente predecible.

Recientemente, Engle y West (2004) propusieron un nuevo enfoque en la relación entre el tipo de cambio nominal y los *fundamentals* con un modelo de valuación de activos. Según este planteo, el tipo de cambio es la suma descontada de las esperanzas de variables fundamentales observables y shocks no observables futuros. Esto implica que, haciendo algunos supuestos respecto a la evolución temporal de los *fundamentals* y la tasa de descuento, el tipo de cambio nominal se aproxima a un *Random Walk*. En este sentido, los resultados están en línea con las conclusiones de Meese y Rogoff (1983). El resultado novedoso es que el tipo de cambio puede utilizarse para estimar las variables fundamentales.

En este trabajo seguiremos el enfoque propuesto por Engle y West (2004) y estudiaremos para el caso argentino la relación entre el tipo de cambio nominal bilateral y los *fundamentals* a través de un esquema de valuación de activos. Este enfoque permite formalizar la idea de que el tipo de cambio expresa el valor de un activo en términos de otro activo (moneda nacional respecto de moneda extranjera). En un régimen de tipo de cambio con flotación limpia la cotización de la moneda debería reflejar las expectativas que tienen los agentes respecto de los *fundamentals* futuros (ya que determinarán la cotización de la moneda en el futuro). Así, el tipo de cambio de hoy debería incluir las expectativas de “rendimiento”, dadas por la evolución esperada en el precio de la moneda.

El modelo básico de valuación de activos supone algunas cuestiones respecto a los mercados de cambios. Por un lado, el mercado en donde se compran y venden las divisas se supone libre de problemas informativos y libre de poder de mercado por parte de algún agente individual. En la práctica esto claramente resulta difícil de verificar. La flotación limpia no parece asegurar por sí misma que el precio de la moneda refleje el valor que se le asigna a las expectativas sobre los *fundamentals* futuros. Por ejemplo, en un esquema cambiario de flotación limpia un mercado podría presentar insuficiente liquidez como para que el tipo de cambio refleje el precio relativo de una moneda respecto de otra/s. Por otro lado, la tasa a la cual los agentes descuentan el tiempo debe ser suficientemente alta como para justificar la inclusión de varios períodos y darle sentido a la dinámica del modelo.

En este trabajo se aplicará la metodología de Engle y West (2004) para el tipo de cambio bilateral entre el Peso Argentino y, alternativamente, el Real brasileño, la Libra Esterlina o el Yen, para períodos comprendidos entre junio de 1993 y septiembre de 2004. Estos períodos incluyen épocas de menor flexibilidad en el tipo de cambio, como ser la Convertibilidad argentina y el Plan Real brasileño. Es claro que en los momentos de menor flotación las modificaciones en las expectativas respecto de los *fundamentals* futuros afectarán menos directamente el precio de la moneda. Sin embargo, la variabilidad temporal en estos períodos fue trivialmente diferente de cero, por lo cual resulta interesante conocer si por lo menos una parte de esas variaciones se debieron a estas expectativas sobre los *fundamentals* futuros o a los valores de los *fundamentals* pasados.

El trabajo se organiza del siguiente modo. La sección 2 introduce el modelo de valuación de activos y considera algunas consecuencias del mismo. La sección 3.1 presenta los datos que se utilizarán para el análisis empírico y distingue la evolución de las principales series. En la sección 3.2 se estudian algunas propiedades estadísticas de las series. La sección 3.3 presenta las conclusiones de los tests raíz unitaria y cointegración. En la sección 3.4 se muestran los resultados de las regresiones en diferencias y en la sección 3.5 se exponen los resultados de los tests de Causalidad de Granger. Por último, la sección 4 presenta las conclusiones del trabajo.

## 2. El modelo

El modelo que consideraremos es una versión desarrollada por Engle y West (2004) sobre el modelo de valuación de activos presentado por Campbell y Shiller (1987). Este enfoque pertenece al *asset market approach*, el cual engloba a los modelos en donde el valor de un activo es determinado por la suma descontada de los valores esperados de ciertas variables fundamentales (en principio, cualquier variable que resulte relevante para explicar la variación en el valor del activo). En este tipo de modelos el tipo de cambio nominal es visto como el precio de un bien durable, determinado en mercados organizados y transparentes, el cual refleja las expectativas del mercado en relación a las condiciones económicas presentes y futuras. Aquí los cambios en la cotización de la moneda son imperfectamente predecibles, reflejando el arribo de nueva información, la cual podría modificar las expectativas respecto de estas condiciones económicas presentes y futuras.

La siguiente ecuación engloba a la generalidad de los modelos del *asset market approach*, relacionando el valor de un activo con su valor esperado futuro y ciertas variables fundamentales futuras:

$$S_t = b(f_t + z_t) + bE_t S_{t+1}$$

En nuestro caso definiremos  $S_t$  como el logaritmo del tipo de cambio (Pesos argentinos por unidad de moneda extranjera),  $b$  es un parámetro que puede interpretarse como factor de descuento temporal y  $f_t$  y  $z_t$  vectores de variables fundamentales que afectan al tipo de cambio. Los primeros ( $f_t$ ) son observables y los segundos ( $z_t$ ) no lo son. Se puede considerar que el verdadero valor de la variable fundamental sea medido con un cierto margen de error, de modo tal que  $f_t$  es la medición y  $z_t$  incluya el error.

Imponiendo la condición de que  $b^j E_t S_{t+j}$  tienda a cero a medida que  $j$  tiende a infinito (condición de ausencia de burbujas) se llega a la siguiente relación de valor presente:

$$S_t = \sum_{j=0}^{\infty} b^j E_t (f_{t+j} + z_{t+j})$$

Esta relación nos servirá para, más adelante en el análisis empírico, testear la hipótesis de que el tipo de cambio nominal de hoy sirve para predecir el valor de los *fundamentals* en los próximos períodos.

Engel y West (2004) muestran analíticamente que en este modelo, si los *fundamentals* son suficientemente persistentes (orden de integración igual a 1) y la tasa de descuento es suficientemente cercana a 1, entonces el tipo de cambio se comportará como un proceso *Random Walk*. Los autores afirman que estas condiciones se cumplen para el tipo de cambio bilateral entre Estados Unidos y seis países desarrollados y bajo dos especificaciones del modelo de valuación de activos: modelo *money-income* y con regla de Taylor.

A pesar de que el testeo completo de esta hipótesis para Argentina excede los objetivos de este trabajo (se requeriría estimar la tasa de descuento para el caso local y hacer suposiciones fuertes respecto del comportamiento de las variables fundamentales), a priori se sospecha que no parecerían cumplirse las condiciones para que el tipo de cambio bilateral entre la Argentina y Brasil, Japón o Inglaterra tenga un comportamiento similar. Esto sería así porque las tasas de descuento en el caso local parecen ser sustancialmente más bajas (dadas las mayores tasas de interés de mercado en el caso argentino relativo a países de la OCDE) y, como se verá en la siguiente sección, el comportamiento de las variables fundamentales para el caso argentino es muy diferente a lo observado por los autores en EE.UU. En particular, las variables fundamentales en nuestro estudio registran un comportamiento mucho más volátil que lo observado por Engel y West (2004), consistente con la dinámica que suele registrarse en los países emergentes. Es importante notar, sin embargo, que si en el análisis empírico concluyésemos que los *fundamentals* permiten predecir el tipo de cambio, estaríamos descartando la posibilidad de que tenga un comportamiento aproximado a un camino aleatorio.

### **3. Análisis empírico**

Para el análisis empírico se trabajó con el tipo de cambio nominal del Peso argentino respecto a tres monedas diferentes: el Real brasileño, el Yen japonés y la Libra Esterlina. El Real ha sido elegido ya que Brasil fue el principal socio comercial de la Argentina durante el período analizado (25.4% del comercio total de la Argentina fue con Brasil)<sup>1</sup>. El mayor número de transacciones comerciales presupone una mayor actividad en el mercado de cambios entre las dos monedas. El Yen Japonés y la Libra Esterlina han sido incluidos en el análisis por ser unos de los principales medios de pago en las transacciones comerciales y financieras en el mundo (además de que Japón e Inglaterra están entre los diez principales socios comerciales de la Argentina). No ha sido considerado el tipo de cambio bilateral con el dólar americano ya que en la mayor parte del período estudiado existe una paridad cambiaria con el Peso Argentino (Convertibilidad) que, obviamente, no permite variación alguna en el tipo de cambio nominal.

Las variables fundamentales elegidas han sido la oferta monetaria, los saldos reales, el producto, la tasa de inflación, la tasa de interés y la prima de riesgo país. Con excepción de la última, todas las variables elegidas están también presentes en la literatura. A diferencia de Engle y West (2004), nosotros incluimos al riesgo país como una variable presuntamente relacionada con el tipo de cambio bilateral entre el Peso y el Real. La intuición indica que, en los países emergentes, el flujo de transacciones entre monedas puede ser afectado por las expectativas en el riesgo país futuro o, alternativamente, por el riesgo país percibido en los períodos pasados. El riesgo país es una medida del riesgo de la deuda pública e, indirectamente, de la sustentabilidad de la regla cambiaria vigente en un determinado momento (si existiere). Mayor riesgo en la deuda pública de los países emergentes suele ser percibido como mayor riesgo cambiario, ya que las mayores dificultades de un Estado en repagar la deuda soberana (principalmente externa) generarían desequilibrios en la balanza de pagos, los cuales serían ajustados con una variación en el tipo de cambio. Más adelante veremos si se puede validar alguna de estas conjeturas para la relación entre tipo de cambio y las variables en Argentina respecto de Brasil.

---

<sup>1</sup> La participación de Brasil sobre el comercio exterior de Argentina es definida como el cociente de las importaciones más exportaciones de Argentina desde/hacia Brasil sobre las importaciones más

Como estimadores de los *fundamentals* han sido elegidos: base monetaria más depósitos a la vista (M1) para oferta monetaria (def.  $m_t$ ); índice de precios internos mayoristas o al productor para inflación ( $p_t$ ); tasa de Interés para depósitos a 90 días de plazo para tasa de interés ( $i_t$ ); Producto Bruto Interno para producto ( $y_t$ ); M1-PBI para saldos reales ( $m_t - y_t$ ) y Emerging Markets Bond Index (EMBI)<sup>2</sup> para riesgo país (EMBI<sub>t</sub>).

Definimos a  $f_t$  como un estimador de los *fundamentals* de Argentina respecto a Brasil, Japón o Gran Bretaña. Así es que precisamos a  $f_t$  como:  $m_t - m_t^*$ ,  $y_t - y_t^*$ ,  $p_t - p_t^*$ ,  $i_t - i_t^*$ ,  $(m_t - m_t^*) - (y_t - y_t^*)$  y EMBI-EMBI\* para cada uno de los tres casos (con \* denotando a la variable en el país extranjero). Se estudiará la relación entre en el tipo de cambio  $S_t$  y los diferentes valores de  $f_t$  en niveles o en diferencias, según las propiedades econométricas de cada serie.

### 3.1. Datos

Exceptuando al Producto Bruto Interno, el resto de las series de datos tiene periodicidad mensual y comprenden de Agosto de 1994 a Septiembre de 2004 para Brasil, y de Junio de 1993 a Septiembre de 2004 para Japón e Inglaterra. Esto implica muestras de 122 datos para el primer caso (Brasil) y 136 datos para los otros dos casos. En todo momento se trabajó con series no ajustadas por estacionalidad (como se podrá apreciar luego en los gráficos). Todos los datos han sido introducidos en logaritmos posteriormente multiplicados por 100, con excepción de la tasa de interés y el EMBI.

Dada la inexistencia de PBI con periodicidad mensual para la mayoría de los países considerados se debió tomar el PBI trimestral de cada país y ajustarlo para mensualizar la serie.<sup>3</sup> Tal procedimiento fue realizado de acuerdo al método de ajuste cuadrático, en el cual el PBI trimestral de la serie original en un período es equivalente al promedio de tres meses consecutivos en la serie mensualizada. Los puntos son ajustados de modo tal de generar una curva que se parezca a un polinomio de raíz cuadrática. Se ha

---

exportaciones de Argentina desde/hacia todo el mundo.

<sup>2</sup> Mayor información sobre el índice EMBI puede encontrarse en Vandersteel, T. (1995)

<sup>3</sup> Este procedimiento no está presente en la metodología de Engle y West (2004) ya que, a diferencia de nosotros, ellos trabajan con datos trimestrales.



decidido seguir este mecanismo y no utilizar algún otro índice de actividad sectorial mensual (industrial, por ejemplo) ya que las estructuras económicas de los cuatro países estudiados son muy diferentes entre sí. Esto, naturalmente, no permite comparar índices que tienen diferentes ponderaciones en la actividad general de cada una de las economías.

La mayoría de las series han sido obtenidas de International Financial Statistics (IFS) del FMI. Las excepciones son: producto bruto trimestral a precios de mercado de Brasil, obtenido del Banco Central de Brasil; Índice de Precios Internos Mayoristas para Argentina, obtenido del INDEC; EMBI para Argentina y Brasil, obtenido de JP Morgan Chase; y M1 para la Libra Esterlina, obtenido del Banco de Inglaterra.

A continuación se exponen las series temporales más relevantes, dejando para el Anexo al resto. Los gráficos 1, 2 y 3 muestran la evolución en el tipo de cambio nominal bilateral entre el Peso argentino y el Real, el Yen y la Libra Esterlina.

Gráfico 1: Tipo de cambio nominal bilateral (Pesos por Real)

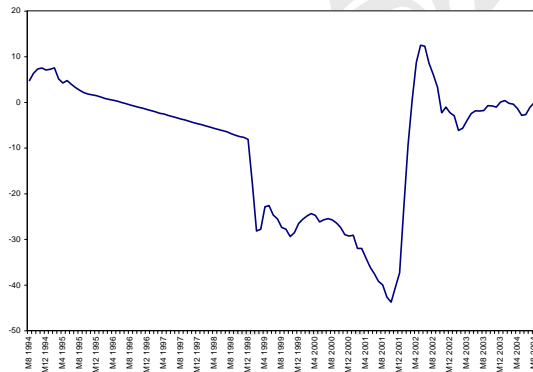


Gráfico 2: Tipo de cambio nominal bilateral (Pesos por Yen)

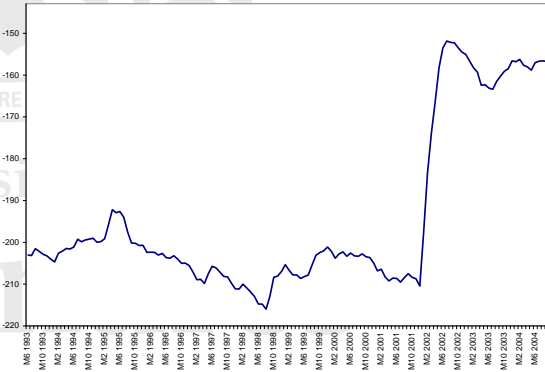
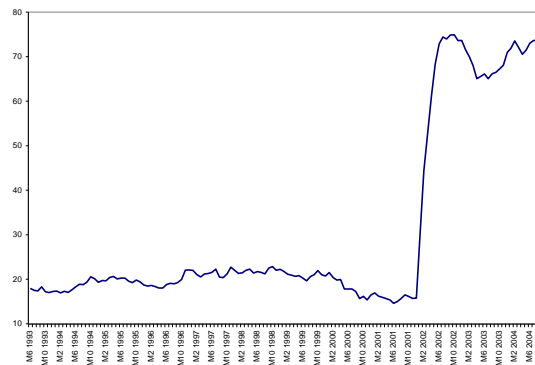


Gráfico 3: Tipo de cambio nominal bilateral (Pesos por Libra)



En el gráfico 1 se puede apreciar la evolución en el tipo de cambio Peso/Real para el período comprendido entre agosto de 1994 y septiembre de 2004. Se pueden distinguir tres etapas: una primera etapa en la que se combinan Plan Real y Convertibilidad, una segunda etapa con flotación del Real y Convertibilidad, y una tercera etapa en la que las monedas de ambos países flotan. En la primera etapa es donde no se evidencia demasiada fluctuación en el tipo de cambio bilateral porque el Peso argentino mantiene un tipo de cambio fijado al dólar y el Real mantiene un cronograma de devaluación preestablecido respecto del dólar. A partir del lanzamiento del plan Real en Julio de 1994 y por el período de casi un año hay cierta volatilidad causada por el ajuste de la nueva política cambiaria brasileña, dificultada por la crisis del Tequila. La segunda etapa es caracterizada por una pronunciada apreciación del peso (siguiendo la tendencia de la divisa norteamericana) y una mayor variabilidad en el tipo de cambio, producto de la flotación de la moneda brasileña. La última etapa se caracteriza por mayor flotación entre las dos monedas, producto del abandono del régimen de cambio fijo por parte de Argentina. Los gráficos 1, 2 y 3 permiten apreciar la magnitud de la devaluación del peso producto de la crisis argentina. Es notorio, sin embargo, que el valor nominal del peso respecto al Real en esta última etapa se muestra en una relación similar a la registrada en los primeros meses del Plan Real. También resulta interesante que, luego del *overshooting* del Peso argentino producto de la devaluación de 2002, se registra una mayor estabilidad en el tipo de cambio bilateral que en el período 1999-2001 (donde sólo una de las divisas flota).

Los gráficos 4, 5 y 6 exponen el diferencial de tasas de interés ( $i_t - i_t^*$ , en nuestra nomenclatura) para el período en cuestión. Aquí se puede notar la diferencia de tasas con Brasil respecto de lo observado con Japón e Inglaterra. En el primer caso las tasas de interés son mayores en casi todo el período en el país vecino, con excepción de los años 2001 y 2002 (crisis y default en Argentina). También se puede apreciar para Brasil el período de ajuste del plan Real, con altas tasas de interés acompañando la inercia inflacionaria en ese país. En todos los casos se puede ver la magnitud de la crisis financiera Argentina de 2001-2, donde el gran diferencial de tasas de interés parece mostrar que los mercados de capitales estaban prácticamente cerrados para nuestro país. El aumento en el diferencial de tasas de los primeros meses del año 2002, sin embargo,

parece ser una consecuencia de la “paridad” de tasas de interés entre países. Parte de las mayores tasas en Argentina muy probablemente se debió a expectativas de depreciación del tipo de cambio (en este período se estaba produciendo el *overshooting*). Naturalmente, los mayores niveles de inflación en Argentina (ver anexo) compensaron el aumento en las tasas de interés, por lo cual la variación en el diferencial de tasas reales fue menos notoria.

Grafico 4: Diferencial de tasas de Interés ( $i_t - i_t^*$ ) entre Argentina y Brasil

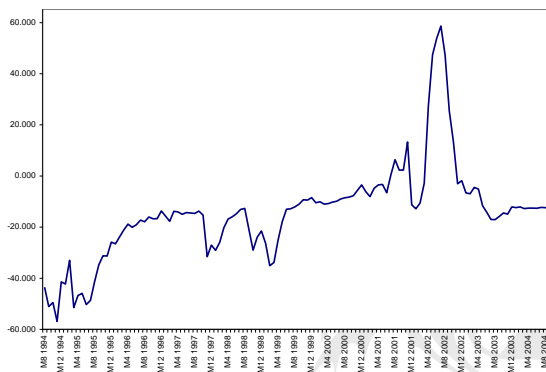


Grafico 5: Diferencial de tasas de Interés ( $i_t - i_t^*$ ) entre Argentina y Japón

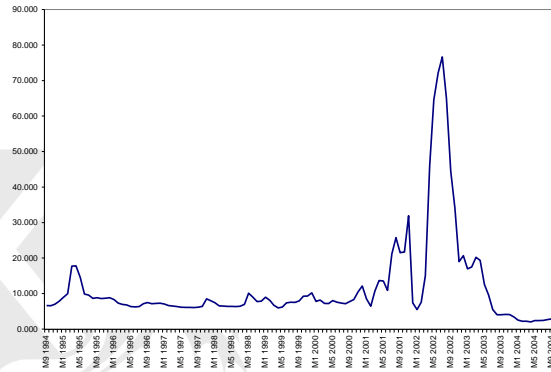
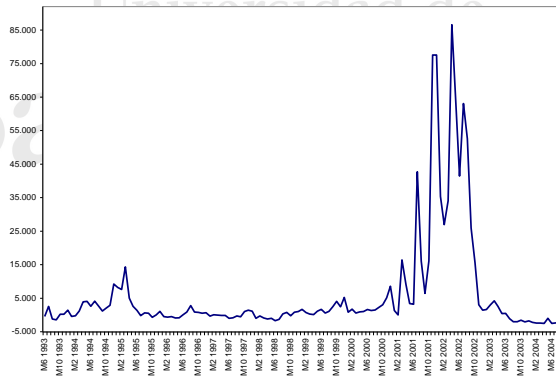


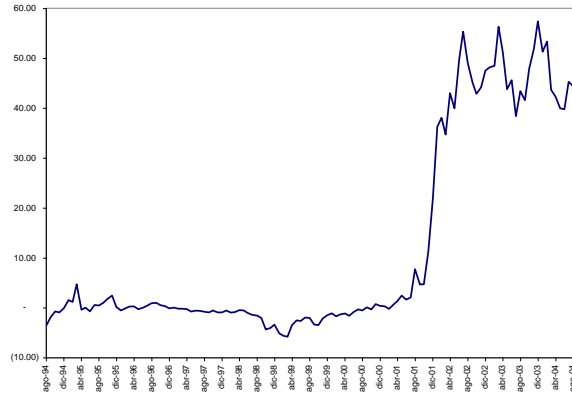
Grafico 6: Diferencial de tasas de Interés ( $i_t - i_t^*$ ) entre Argentina e Inglaterra



A continuación, en el gráfico 7, se puede apreciar el diferencial entre el índice EMBI para Argentina y para Brasil para el período en cuestión. Se destaca, principalmente, el período en donde la deuda del Estado Argentino se encuentra en default. Durante estos años se observa gran volatilidad y mayor riesgo percibido en Argentina que en Brasil. También se puede notar que en los meses posteriores a la

devaluación del Real el riesgo percibido para Argentina aumenta, tendencia que se fortalece con la cesación de pagos y el abandono de la Convertibilidad.

Grafico 7: Diferencial Emerging Markets Bond Index (EMBI - EMBI\*) entre Argentina y Brasil



### 3.2. Estadística Descriptiva

En el cuadro 1 se pueden apreciar algunas características básicas de las series con las que trabajamos. La letra  $\Delta$  se refiere a la primera diferencia. Así es que  $\Delta s = s_t - s_{t-1}$ ,  $\Delta(m - m^*) = (m_t - m^*_t) - (m_{t-1} - m^*_{t-1})$ , etc. El desvío estándar es en porcentaje por sobre la media.

En los casos en que las variables se presentan en diferencias, la media indica cuál fue la diferencia mensual promedio en las tasas de variación porcentuales entre los dos países considerados. Es decir, un valor positivo indica que la variable ha crecido, en promedio, más rápidamente en Argentina que en el país extranjero. El desvío estándar da una idea de la volatilidad en la variable respecto del país considerado.

Cuadro 1: Estadística descriptiva

	Brasil		Japón		Inglaterra	
	Media	Desvío Estándar	Media	Desvío Estándar	Media	Desvío Estándar
$\Delta s$	-0.0274	2.8264	0.3492	2.4360	0.3949	2.2741
$\Delta(m-m^*)$	-0.4569	3.1250	0.1168	2.2189	0.1619	6.1078
$\Delta(m-m^*)-\Delta(y-y^*)$	0.0214	6.1025	0.0751	6.6514	0.3469	6.7198
$\Delta(p-p^*)$	-0.2299	1.5449	0.7324	2.6094	0.5395	2.6250
$(i-i^*)$	-14.9138	19.1973	11.1264	12.3188	6.0670	16.0378
$\Delta(i-i^*)$	0.1850	11.1272	0.6690	16.8180	0.0582	16.1201
$\Delta(y-y^*)$	-0.4931	0.2307	0.0417	6.5582	-0.1850	3.1662
(EMBI-EMBI*)	14.1705	21.7724				
$\Delta(\text{EMBI-EMBI}^*)$	0.9845	5.8254				

De la primera línea se puede advertir que el tipo de cambio del Peso argentino respecto al Real brasileño evidenció, en promedio, una muy leve apreciación durante el período analizado (menor al 0.03% mensual). Si se compara la cotización de la moneda argentina respecto del Yen y la Libra Esterlina, por otro lado, el peso sufrió una depreciación promedio de entre 0.35% y 0.40% mensual. La desviación estándar del cambio porcentual es mayor a 2.2% mensual para todos los casos, lo que parece mostrar cierta volatilidad en los precios relativos de las monedas. Es particularmente curioso que la desviación estándar máxima sea en Brasil, teniendo en cuenta que en parte de nuestro período analizado ambas monedas sudamericanas tienen algún tipo de regla cambiaria respecto del dólar americano.

En la sexta línea se puede apreciar la gran volatilidad en el diferencial de tasas de interés entre Argentina y los tres países considerados. El desvío estándar de las variaciones es para todos los casos mayor al 11% mensual, con Japón e Inglaterra alrededor del 16%. El menor valor se registra para Brasil, lo que parece ser consistente con la evidencia de que los flujos de capital tienen un ciclo bastante similar entre todos los países emergentes.

Los desvíos estándar para las variaciones en el PBI están en línea con nuestros conocimientos previos con respecto a la sincronización de los ciclos económicos. La menor volatilidad se registra para el caso brasileño, que es el país con el que se suele observar mayor sincronización. Hay que reconocer, sin embargo, que parte de la mayor volatilidad en Inglaterra y Japón se debe a que trabajamos con datos no ajustados por estacionalidad. Argentina tiene patrones de estacionalidad mucho más similares a los de Brasil que a los de Japón e Inglaterra.

### 3.3. Cointegración

El próximo paso es estudiar el orden de integración de las series y analizar si existe una relación de largo plazo entre las variables que tienen órdenes de integración diferentes de cero e iguales entre sí. Los gráficos permiten intuir que las series tienen generalmente un comportamiento estacionario en diferencias y no estacionario en niveles. Para alcanzar un resultado suficientemente sólido se debieron aplicar tests de raíz unitaria. Recordemos que en estos tests el rechazo de la hipótesis nula de raíz unitaria se hace en favor de la alternativa de que las series tienen un comportamiento estacionario.

Para testear la hipótesis nula de raíz unitaria se utilizó el test de Dickey-Fuller aumentado. Los cuadros 2, 3 y 4 exponen los resultados para las variables respecto de Brasil, Japón e Inglaterra. El operador  $\Delta[\Delta f_t]$  denota a las variables en segundas diferencias. En todos los casos se incluyó tendencia e intercepto, y la cantidad de rezagos incluidos en cada prueba fue elegida de modo de minimizar la posibilidad de correlación serial, teniendo en cuenta los valores del estadístico Durbin-Watson.

Obviamente, rechazamos la hipótesis nula de raíz unitaria en los casos en que el estadístico ADF sea menor (o mayor en valor absoluto) que los valores críticos.

Cuadro 2: Test ADF de raíz unitaria en variables de Argentina respecto a Brasil.

	Estadístico ADF	Valor Critico al 1%	Valor Critico al 5%	Cant. de rezagos incluidos
s	-1.3280	-4.0414	-3.4497	9
$\Delta s$	-4.2346	-4.0393	-3.4487	6
$\Delta(m-m^*)$	-5.6949	-4.0373	-3.4478	3
$\Delta(m-m^*)-\Delta(y-y^*)$	-3.2285	-4.0414	-3.4497	9
$\Delta[\Delta(m-m^*)-\Delta(y-y^*)]$	-11.0537	-4.0361	-3.4472	0
$\Delta(p-p^*)$	-4.2149	-4.0367	-3.4475	2
$(i-i^*)$	-2.3358	-4.0429	-3.4501	9
$\Delta(i-i^*)$	-6,4888	-4.0387	-3.4484	4
$\Delta(y-y^*)$	-4.4912	-4.0361	-3.4472	4
$(EMBI-EMBI^*)$	-1.6849	-4.0373	-3.4478	3
$\Delta(EMBI-EMBI^*)$	-5.4748	-4.0373	-3.4478	3

Cuadro 3: Test ADF de raíz unitaria en variables de Argentina respecto a Japón.

	Estadístico ADF	Valor Critico al 1%	Valor Critico al 5%	Cant. de rezagos incluidos
s	-1.7205	-4.0309	-3.4447	5
$\Delta s$	-4.3305	-4.0309	-3.4447	5
$\Delta(m-m^*)$	-7.3305	-4.0293	-3.4440	2
$\Delta(m-m^*)-\Delta(y-y^*)$	-3.3725	-4.0331	-3.4458	9
$\Delta[\Delta(m-m^*)-\Delta(y-y^*)]$	-7.8002	-4.0293	-3.4440	5
$\Delta(p-p^*)$	-4.5146	-4.0278	-3.4433	3
(i-i*)	-2.2961	-4.0314	-3.4450	6
$\Delta(i-i^*)$	-4.4967	-4.0320	-3.4452	7
$\Delta(y-y^*)$	-6.9539	-4.0298	-3.4442	5

Cuadro 4: Test ADF de raíz unitaria en variables de Argentina respecto a Inglaterra.

	Estadístico ADF	Valor Critico al 1%	Valor Critico al 5%	Cant. de rezagos incluidos
S	-1.8478	-4.0314	-3.4450	6
$\Delta s$	-3.9329	-4.0325	-3.4455	8
$\Delta(m-m^*)$	-11.5977	-4.0283	-3.4435	0
$\Delta(m-m^*)-\Delta(y-y^*)$	-5.0644	-4.0331	-3.4458	9
$\Delta(p-p^*)$	-4.7320	-4.0278	-3.4433	3
(i-i*)	-2.8632	-4.0348	-3.4466	12
$\Delta(i-i^*)$	-2.7668	-4.0380	-3.4481	7
$\Delta[\Delta(i-i^*)]$	5.8119	-4.0452	-3.4515	11
$\Delta(y-y^*)$	-7.7356	-3.4807	-2.8833	5

De los cuadros anteriores se puede concluir que, a excepción de las variables “saldos reales” para el caso de Brasil y Japón, y “diferencial de tasas de interés” para Inglaterra, todas las variables introducidas en primeras diferencias registran un comportamiento estacionario. El tipo de cambio nominal bilateral respecto de las tres monedas, los saldos respecto de Brasil y Japón, el diferencial de tasas de interés respecto de Brasil y Japón, y el diferencial en el índice del riesgo país respecto de Brasil tienen todos órdenes de integración igual a uno. El diferencial de tasas respecto de Inglaterra, por otro lado, tiene orden de integración igual a dos.

Para considerar la posibilidad de que las variables que comparten el mismo orden de integración tengan una relación de largo plazo, estudiamos cointegración con el método de Engle y Granger (1987). El cuadro 5 presenta los estadísticos ADF para la hipótesis nula de no estacionariedad de los residuos (no cointegración) para cada par de variables y sus respectivos valores críticos. En la elección de la cantidad de rezagos para el test de raíz unitaria se han mantenido los mismos criterios que cuando se estudió el orden de integración de las series.

Cuadro 5: Resultados de test de Engle y Granger (1987)

Estad. ADF para Ho de no estacionariedad de los residuos (no cointegración)	Tipo de cambio bilateral con:			Valor Crítico al 1%	Valor Crítico al 5%
	Brasil	Japón	Inglaterra		
$\Delta(m-m^*)-\Delta(y-y^*)$	-1.69	-1.72	N/A	-3.73	-3.17
$(i-i^*)$	-1.52	-1.22	N/A	-3.73	-3.17
$\Delta(i-i^*)$	N/A	N/A	-0.50	-3.73	-3.17
$(EMBI-EMBI^*)$	-1.10	N/A	N/A	-3.73	-3.17

Como se puede apreciar arriba, para ninguno de los seis pares de variables pudimos rechazar la hipótesis nula de no estacionariedad de los residuos, lo que implica ausencia de cointegración estática en las variables (a niveles de significatividad del 1%). Encontramos que no hay relación de largo plazo entre las series consideradas, por lo que estudiaremos la dinámica sólo en el corto plazo (regresión en diferencias).

### 3.4. Regresión en diferencias

Con los resultados de los órdenes de integración de las series estamos en condiciones de explicar la relación de corto plazo entre en el tipo de cambio nominal y las variables fundamentales. La siguiente ecuación describe la relación propuesta:

$$\Delta S_t = \beta_0 + \beta_1 \Delta(m-m^*) + \beta_2 \Delta(p-p^*) + \beta_3 \Delta(i-i^*) + \beta_4 \Delta(y-y^*) + \beta_5 \Delta(EMBI-EMBI^*)$$

El último término, para el diferencial del índice del riesgo país, sólo será incluido en el caso brasileño. No presentamos un término para la variable “saldos reales” porque



surge de una combinación lineal de las variables oferta monetaria y producto<sup>4</sup>. A continuación se describen los resultados alcanzados según el país respecto del cual se comparan las variables.

### 3.4.1. Brasil

El siguiente cuadro presenta los coeficientes estimados para la relación entre el tipo de cambio y las variables fundamentales en el caso brasilero. Sólo fueron incluidas las variables significativas al 5%. El modelo presenta residuos ruido blanco, homocedásticos y normales. En el anexo se pueden encontrar el resto de las variables consideradas en un modelo más general, sus respectivos p-valores y los tests de comportamiento residual.

Cuadro 6: Regresión en diferencias para variables respecto de Brasil

Variable	Coeficiente	Estadístico t	P-valor	Variable	Coeficiente	Estadístico t	P-valor
$\Delta(m-m^*)$	0.1999	3.0663	0.0028	Dummy Mayo	-1.2536	-1.5407	0.1264
$\Delta(p-p^*)$	1.3042	10.7189	0.0000	Dummy Junio	-0.7406	-0.9801	0.3293
$\Delta(y-y^*)$	-0.1517	-2.8418	0.0054	Dummy Julio	-2.0586	-2.4222	0.0172
$\Delta(EMBI-EMBI^*)$	0.0773	2.7780	0.0065	Dummy Agosto	-1.9058	-2.1745	0.0319
$\Delta(EMBI-EMBI^*)(-1)$	0.0977	3.4756	0.0007	Dummy Septiembre	-2.0387	-2.3205	0.0223
Dummy Enero	-1.0182	-1.1086	0.2702	Dummy Octubre	-1.0794	-1.4050	0.1630
Dummy Febrero	-2.2679	-2.6251	0.0100	Dummy Noviembre	0.3539	0.4746	0.6361
Dummy Marzo	-1.4115	-1.6929	0.0935	Dummy Enero de 1999	-7.8631	-4.2907	0.0000
Dummy Abril	-0.4324	-0.5425	0.5886	Intercepto	1.2482	2.1421	0.0345

Los signos de los coeficientes son los esperados. *Ceteris paribus*, un aumento en la oferta monetaria o en los niveles de inflación en Argentina respecto de Brasil está asociado con una depreciación de la moneda local (en línea con la ley del único precio y la experiencia empírica de que el tipo de cambio real tiene un comportamiento más suavizado que el tipo de cambio nominal). Menores tasas de crecimiento en nuestro país respecto al extranjero están asociadas con una depreciación del tipo de cambio, consistente con los trabajos empíricos que muestran que las devaluaciones son contractivas en el corto plazo. Se hace más difícil obtener conclusiones con relación a un

<sup>4</sup> Si restringimos el valor de  $\beta_4$  a  $-\beta_1$ , tenemos  $\Delta S_t = \beta_0 + \beta_2 \Delta(p-p^*) + \beta_1 [\Delta(m-m^*) - \Delta(y-y^*)] + \beta_3 \Delta(i-i^*) +$

coeficiente positivo multiplicando al riesgo país. Podemos reconocer, sin embargo, que un aumento en el riesgo país local suele estar asociado con una menor entrada de capitales del exterior (o mayor salida), y esto con una depreciación en el tipo de cambio que equilibre la balanza de pagos. El coeficiente del riesgo país rezagado un período es mayor al contemporáneo, lo que parecería mostrar que este mecanismo de ajuste funciona con algún tipo de “demora”.

Como se puede apreciar, la variación en el diferencial de tasas de interés no aparece como relevante para explicar la variabilidad del tipo de cambio en el corto plazo. En las regresiones también se introdujeron variables binarias para el Plan Real y el Plan de Convertibilidad. Ninguna se mostró significativa (ver anexo). Los tests de significatividad conjunta sobre las dummies mensuales mostraron que son altamente necesarias para ajustar por estacionalidad (al 0.07% de significatividad). También se debió incluir una dummy para el mes de enero de 1999 (cuando Brasil devalúa su moneda).

### 3.4.2. Japón

A continuación se exponen los resultados alcanzados en la regresión en diferencias para el caso japonés. Nuevamente, se deja para el anexo a las variables no incluidas en la regresión final con sus respectivos niveles de significatividad. Los tests sobre el comportamiento de los residuos también pueden encontrarse en el anexo.

Cuadro 7: Regresión en diferencias para variables respecto de Japón

Variable	Coeficiente	Estadístico t	P-valor	Variable	Coeficiente	Estadístico t	P-valor
$\Delta(m-m^*)$	0.2079	3.3455	0.0011	$\Delta(y-y^*)$	-0.0544	-2.6530	0.0090
$\Delta(p-p^*)$	0.4362	5.7456	0.0000	$\Delta s(-1)$	0.3161	3.7833	0.0002

Los resultados alcanzados para este caso son similares a los a los del caso brasileño. Los coeficientes para todas las variables mostraron los mismos signos que en la regresión anterior. Aquí tampoco es significativa la dummy para el período de Convertibilidad ni la variación en las tasas de interés para explicar la variabilidad en el

---

$\beta_{4+} \beta_5 \Delta(\text{EMBI}-\text{EMBI}^*)$ .

tipo de cambio nominal en el corto plazo (ver anexo). A diferencia del caso anterior, no se incluyó intercepto ni se mostraron significativas las variables dummies mensuales para ajustar la estacionalidad (el Test de significatividad conjunta para las 11 dummies mensuales arrojó un p-valor del orden de 0.1828). La inclusión de un rezago del tipo de cambio permitió solucionar problemas de autocorrelación y mantener la eficiencia de nuestra estimación.

### 3.4.3. Inglaterra

La relación estimada entre el tipo de cambio y las variables fundamentales para Inglaterra se presenta debajo, en el cuadro 8. Otra vez, los resultados de las regresiones con variables no significativas y los tests de comportamiento residual se presentan en el anexo.

Cuadro 8: Regresión en diferencias para variables respecto de Inglaterra

Variable	Coefficiente	Estadístico t	P-valor	Variable	Coefficiente	Estadístico t	P-valor
$\Delta(m-m^*)$	0.1396	5.2667	0.0000	Dummy Mayo	2.9803	3.3884	0.0010
$\Delta(p-p^*)$	0.4521	5.6645	0.0000	Dummy Junio	3.3858	4.0290	0.0001
$\Delta(y-y^*)$	-0.2744	-2.9233	0.0041	Dummy Julio	0.9621	1.5584	0.1218
$\Delta s(-1)$	0.2136	2.3842	0.0187	Dummy Agosto	0.8775	1.2298	0.2212
Dummy Enero	2.4658	3.4481	0.0008	Dummy Septiembre	1.2008	1.6122	0.1096
Dummy Febrero	1.5801	2.3490	0.0205	Dummy Octubre	1.5932	2.4454	0.0159
Dummy Marzo	1.9864	2.7385	0.0071	Dummy Noviembre	1.5655	2.3864	0.0186
Dummy Abril	2.0287	2.4441	0.0160	Intercepto	-1.7054	-3.2078	0.0017

Nuevamente las conclusiones son similares a los casos anteriores. Los signos de los coeficientes son otra vez los esperados. Tampoco es significativa la dummy para el período de Convertibilidad ni la variación en las tasas de interés para explicar la variabilidad en el tipo de cambio nominal. Sí son significativas las dummies mensuales para ajustar estacionalidad (a 0.34% de significatividad).

Los resultados anteriores permiten explicar parte de la variabilidad del tipo de cambio nominal con las variaciones en la oferta monetaria relativa, la inflación relativa y el crecimiento relativo entre países. De hecho, por los coeficientes  $R^2$  de las regresiones sabemos que estas variables explican entre el 60% y el 70% de la variabilidad de corto

plazo en el tipo de cambio. Sin embargo, esto no nos permite hacer conclusiones sobre períodos no inmediatos. Para poder considerar la posibilidad de que los *fundamentals* pasados expliquen al tipo de cambio actual o el tipo de cambio actual explique los *fundamentals* futuros aplicaremos el concepto de causalidad en el sentido de Granger (1969).

### 3.5. Causalidad de Granger

La causalidad en el sentido de Granger (1969) significa precedencia y no se refiere a la capacidad de generar un efecto. Se dice que una variable causa a otra en el sentido de Granger cuando la precede. Formalmente, decimos que  $z$  causa a  $y$  en el sentido de Granger si  $E(y_t/I_{t-1}) \neq E(y_t/J_{t-1})$ , en donde  $I_{t-1}$  contiene la información pasada sobre  $y$  y  $z$  mientras que  $J_{t-1}$  comprende la información sobre el pasado de  $y$ . Cuando esta desigualdad se cumple, concluimos que  $z$  es útil, además de los rezagos de  $y$ , para pronosticar  $y_t$  ( $z$  causa a  $y$ ).

El test de Granger consiste en evaluar la hipótesis de significatividad conjunta de  $z_{t-1}$  y  $z_{t-2}$  en la ecuación:  $Y_t = \delta_0 + \alpha_1 y_{t-1} + \alpha_2 y_{t-2} + \alpha_3 y_{t-3} + \gamma_1 z_{t-1} + \gamma_2 z_{t-2} + u_t$ , donde la hipótesis nula es que  $z$  no causa en el sentido de Granger a  $y$ , o alternativamente, que los coeficientes  $\gamma_1$  y  $\gamma_2$  no son significativamente diferentes de cero.

Siguiendo la metodología de Engle y West (2004), utilizaremos el test de Granger para estudiar si el tipo de cambio nominal es determinado, por lo menos en parte, por el valor presente de los *fundamentals*. También consideraremos la posibilidad que el tipo de cambio sea determinado por los valores pasados de estas variables. Un resultado en el cual el tipo de cambio cause en el sentido de Granger a los *fundamentals* será consistente con las implicancias de un modelo de valuación de activos. Si el modelo es una buena aproximación y las esperanzas de los *fundamentals* reflejan información sobre los valores futuros de los mismos, el tipo de cambio debe servir para predecir estas variables fundamentales. Por otro lado, un resultado en el cual las variables fundamentales causen en el sentido de Granger al tipo de cambio apoyará la alternativa de que las variables fundamentales determinan al tipo de cambio.

Los cuadros 9 y 10 exponen los resultados alcanzados en los tests de causalidad de Granger para las series analizadas. En todas las pruebas se incluyeron 12 rezagos.<sup>5</sup>

Cuadro 9

P-valores para Hipótesis Nula de  $\Delta s$  no causa en el sentido de Granger a  $\Delta f_t$

	Brasil	Japón	Inglaterra
$\Delta(m-m^*)$	0.8807	0.9687	0.1797
$\Delta(m-m^*)-\Delta(y-y^*)$	0.3085	0.1453	0.0463
$\Delta(p-p^*)$	0.0000	0.0001	0.0000
$\Delta(i-i^*)$	0.1084	0.1067	0.4614
$\Delta(y-y^*)$	0.8125	0.8508	0.7737
$\Delta(\text{EMBI-EMBI}^*)$	0.0615		

Cuadro 10

P-valores para Hipótesis Nula de  $\Delta f_t$  no causa en el sentido de Granger a  $\Delta s$

	Brasil	Japón	Inglaterra
$\Delta(m-m^*)$	0.9427	0.1490	0.0096
$\Delta(m-m^*)-\Delta(y-y^*)$	0.5075	0.2323	0.0840
$\Delta(p-p^*)$	0.9480	0.7246	0.7241
$\Delta(i-i^*)$	0.0012	0.0320	0.5504
$\Delta(y-y^*)$	0.1924	0.6509	0.2119
$\Delta(\text{EMBI-EMBI}^*)$	0.0014		

Como se puede apreciar en el cuadro 9, a niveles de significatividad del 1% sólo podemos rechazar la hipótesis nula de que el tipo de cambio no causa a los *fundamentals* para el diferencial de inflación, en cualquiera de los casos considerados. A mayores niveles de significatividad se puede concluir que el tipo de cambio causa al diferencial del riesgo país con Brasil y los saldos reales con Inglaterra.

Por otro lado, se puede ver en el cuadro 10 que al 1% de significatividad la variación en el diferencial de tasas de interés y en el riesgo país para Brasil, y la variación en los saldos reales relativos con Inglaterra causan en el sentido de Granger al tipo de cambio.

En los resultados respecto de la causalidad del tipo de cambio hacia los *fundamentals* encontramos poca evidencia a favor del modelo de valuación de activos.

<sup>5</sup> La elección de la cantidad de rezagos en los tests de causalidad de Granger tiene fuertes consecuencias en los resultados. Siguiendo las recomendaciones en la literatura (Wooldrige, 2000) y recordando que trabajamos con datos con periodicidad mensual, se han incluido 12 rezagos.

Mas aún, es probable que el hecho de que el tipo de cambio cause en el sentido de Granger al diferencial de inflación se deba al simple hecho de que las variaciones en el tipo de cambio “pasen” al índice de precios mayoristas por medio de los bienes importados o transables con cierta “demora” (*pass-through* imperfecto). En ese caso, ni siquiera tendríamos justificación para pensar que el tipo de cambio incluye las expectativas de inflación futura.

Por otro lado, parecen ser menos discutibles los resultados a los que se llega con las pruebas de causalidad de los *fundamentals* hacia el tipo de cambio. Vemos que tres variables respecto de dos países ( $\Delta(i-i^*)$  y  $\Delta(\text{EMBI}-\text{EMBI}^*)$  respecto de Brasil y  $\Delta(m-m^*)$  respecto de Inglaterra) aportan información sobre el valor del tipo de cambio futuro.

Los resultados sobre causalidad en el sentido de Granger deben ser tomados con cautela. Por un lado, el modelo de valuación de activos no es el único que implica causalidad del tipo de cambio sobre las variables fundamentales (nuestro resultado de causalidad del tipo de cambio hacia inflación parece ser un ejemplo de esto). Por otro lado, en nuestro modelo incluimos *shocks* no observables en la determinación del tipo de cambio ( $z_t$ ). Puede suceder que los resultados de nuestros tests de causalidad de Granger sean contrarios al modelo porque sólo incluimos las variables observables, aunque el modelo refleje fielmente la realidad.

A pesar de estas limitaciones, se pueden distinguir las diferencias entre los resultados alcanzados en este trabajo y los de Engle y West (2004). Para la mayoría de los países con los que los autores comparan las variables de la economía americana se registra que el tipo de cambio causa en el sentido de Granger a los *fundamentals*. Por otro lado, en casi todos los casos los autores concluyen que las variables fundamentales no causan al tipo de cambio. Esto es, según los autores, una evidencia de que la relación entre el tipo de cambio nominal y los *fundamentals* es la estimada por los modelos de valuación de activos. Nuestros resultados parecen ser opuestos a los de los autores. La evidencia para Argentina, por lo menos con la metodología utilizada en este trabajo, no permite validar el modelo de valuación de activos. Más bien, parece haber alguna evidencia en el sentido de que las variables fundamentales permiten explicar las variaciones futuras en el tipo de cambio.

#### 4. Conclusiones

Los resultados alcanzados en el presente trabajo permiten concluir que puede establecerse una relación entre el tipo de cambio nominal y los *fundamentals* para Argentina y que esta es diferente de la observada por Engle y West (2004) para países desarrollados. Se pudo mostrar que, en el corto plazo, las variaciones en el precio de la moneda local pueden ser explicadas por las variaciones en la oferta monetaria, la inflación, el producto o el riesgo país relativos a un país extranjero. Por otro lado, con la metodología actual no se pudo obtener evidencia de que la relación entre el tipo de cambio y las demás variables económicas sea la descrita por el modelo de valuación de activos.

Los coeficientes obtenidos en las regresiones en diferencias permiten reconocer los efectos de corto plazo de las variaciones en los *fundamentals* sobre el tipo de cambio. Independientemente del país con el que se comparen las variables, un aumento en la oferta monetaria en Argentina respecto al extranjero o una mayor inflación local que en el exterior está acompañada de una depreciación del tipo de cambio. Un crecimiento económico mayor en nuestro país que en el país extranjero está asociado a una apreciación del tipo de cambio. Además, un aumento en el riesgo país percibido en Argentina respecto de Brasil es acompañado por una depreciación de la moneda, en el período contemporáneo y en el período subsiguiente. Destacamos que, en ningún caso, resultó relevante el diferencial de tasas de interés para explicar la variabilidad de corto plazo del tipo de cambio. Este es un punto que merece especial atención y debería ser estudiado con profundidad en el futuro, ya que son numerosos los modelos y trabajos empíricos que explicitan la relación entre el tipo de cambio y el diferencial de tasas de interés.

Los resultados de los tests de causalidad de Granger no sólo no son los esperados según el modelo de valuación de activos, sino que parecen evidenciar algún tipo de relación en la cual los *fundamentals* pueden utilizarse para predecir el precio de la moneda hacia el futuro. Probablemente deba considerarse algún tipo de modelo de pronóstico que reconozca la causalidad en este sentido, y no del tipo de cambio a las variables fundamentales. Reconocemos, sin embargo, las limitaciones de la metodología

de Engle y West (2004) para evaluar la aplicabilidad del modelo y no consideramos que nuestros resultados invaliden completamente el modelo de valuación de activos para Argentina. Para poder alcanzar resultados concluyentes, deberá desarrollarse alguna aproximación confiable al valor de las expectativas de las variables futuras, además de minimizar la cantidad de *fundamentals* o shocks no observables de la estimación.



Universidad de  
**San Andrés**



## 5. **Bibliografía:**

- Campbell, J. y Shiller, R. (1987) “Cointegration and Test of Present Value Models,” *Journal of Political Economy*, Vol. 95, pp. 1062-1088.
- Engel, C. y West, K. (2004) “Exchange Rates and Fundamentals,” NBER Working Paper, Agosto de 2004.
- Engle, R. y C. Granger (1987) “Co-integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing,” *Econometrica*, Vol. 55, pp. 251–276.
- Granger, C. (1969). “Investigating Causal Relation by Econometric Methods and Cross-spectral Methods,” *Econometrica*, Vol. 37, pp. 424-438.
- Mark, N. (1995) “Exchange Rates and Fundamentals: Evidence on Long-Horizon Predictability,” *The American Economic Review*, Vol. 85, pp. 201-218.
- Meese, R. y Rogoff, K. (1983) “Empirical Exchange Rate Models of the Seventies. Do they fit out of sample?,” *Journal of International Economics*, Vol. 14, pp. 3-24.
- Vandersteel, T. (1995) “Introduction to the J.P. Morgan Emerging Markets Bond Index (EMBI),” J.P. Morgan Market Brief.
- Wooldridge, J. (2000) “Introducción a la Econometría. Un Enfoque Moderno,” Thompson Learning, pp.558-9

Universidad de  
**San Andrés**

## 6. Anexo

Gráfico A1: cambio porcentual relativo en la oferta monetaria  $\Delta(m-m^*)$  (Respecto Brasil)

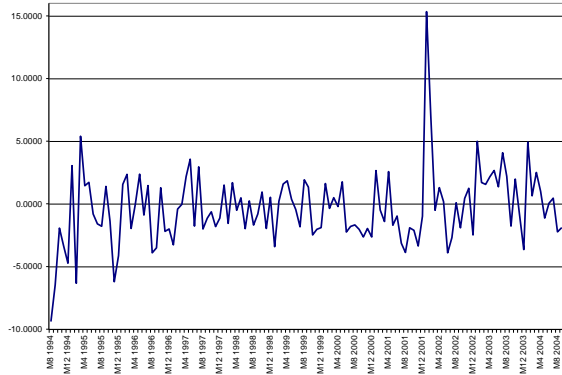


Gráfico A2: cambio porcentual relativo en la oferta monetaria  $\Delta(m-m^*)$  (Respecto Japón)

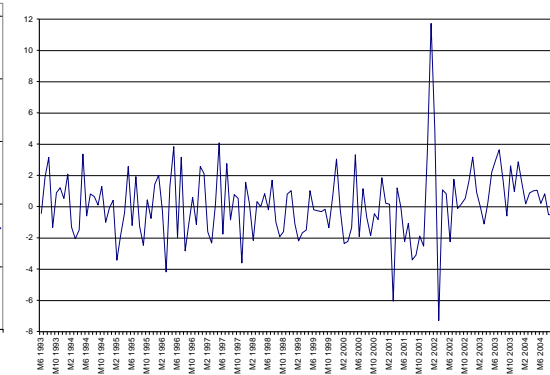


Gráfico A3: cambio porcentual relativo en la oferta monetaria  $\Delta(m-m^*)$  (Respecto Inglaterra)

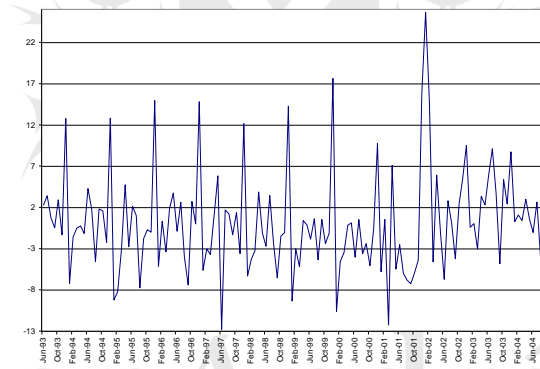


Gráfico A4: inflación relativa  $\Delta(p-p^*)$  (Respecto Brasil)

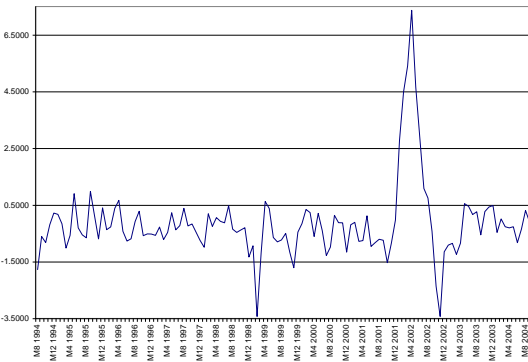


Gráfico A5: inflación relativa  $\Delta(p-p^*)$  (Respecto Japón)

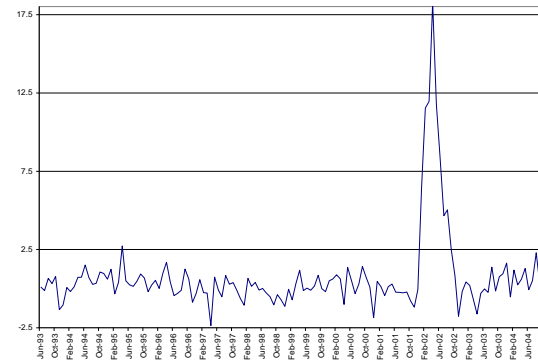


Gráfico A6: inflación relativa  $\Delta(p-p^*)$  (Respecto Inglaterra)

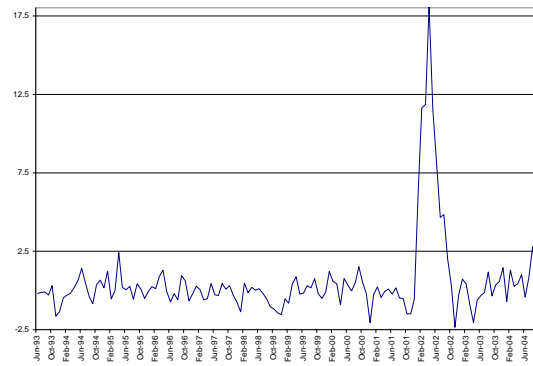


Gráfico A7: cambio porcentual relativo en el diferencial de tasas  $\Delta(i-i^*)$  (Respecto Brasil)

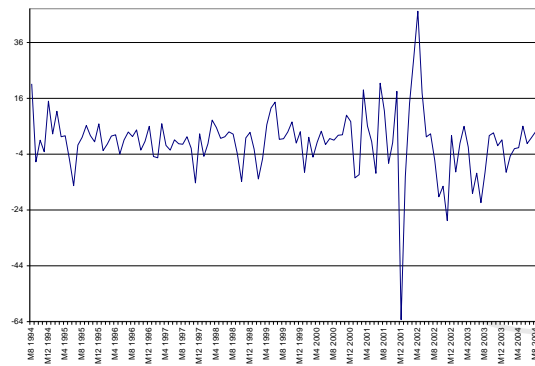


Gráfico A8: cambio porcentual relativo en el diferencial de tasas  $\Delta(i-i^*)$  (Respecto Japón)

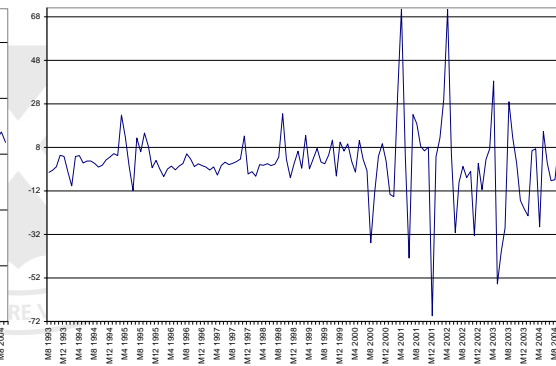
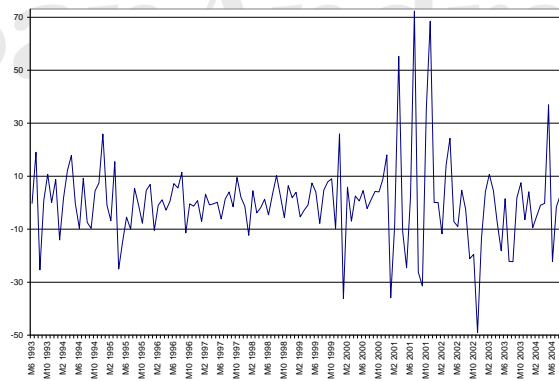


Gráfico A9: cambio porcentual relativo en el diferencial de tasas  $\Delta(i-i^*)$  (Respecto Inglaterra)



Cuadro A1: Regresión en diferencias para variables respecto de Brasil (modelo general).

Variable	Estadístico t	P-valor	Variable	Estadístico t	P-valor
$\Delta(m-m^*)$	3.7595	0.0003	Dummy Mayo	-1.4720	0.1441
$\Delta[\Delta(m-m^*)-\Delta(y-y^*)]$	-1.0350	0.3032	Dummy Junio	-0.9113	0.3643
$\Delta(p-p^*)$	6.8410	0.0000	Dummy Julio	-2.0729	0.0407
$\Delta(i-i^*)$	1.0054	0.3171	Dummy Agosto	-2.3103	0.0229
$\Delta(y-y^*)$	-3.0473	0.0029	Dummy Septiembre	-2.4705	0.0152
$\Delta(EMBI-EMBI^*)$	2.5402	0.0126	Dummy Octubre	-1.7241	0.0878
$\Delta(EMBI-EMBI^*)(-1)$	4.2464	0.0000	Dummy Noviembre	0.1295	0.8972
Dummy Enero	-1.8490	0.0674	Dummy Convertibilidad	-1.4169	0.1596
Dummy Febrero	-2.8316	0.0056	Dummy Plan Real <sup>6</sup>	2.4262	0.0170
Dummy Marzo	-2.1918	0.0307	Intercepto	2.2336	0.0277
Dummy Abril	-1.1162	0.2670			

Cuadro A2: Tests sobre los residuos de la regresión final (cuadro 6). Brasil<sup>7</sup>.

	Estadístico	P-valor
Test Breusch-Godfrey LM	8.1387	0.2281
Test ARCH LM	3.4161	0.7551
Estadístico Jarque-Bera	21.0231	

Cuadro A3: Regresión en diferencias para variables respecto de Japón (modelo general).

Variable	Estadístico t	P-valor	Variable	Estadístico t	P-valor
$\Delta(m-m^*)$	4.1614	0.0001	Dummy Mayo	2.2442	0.0267
$\Delta[\Delta(m-m^*)-\Delta(y-y^*)]$	-2.5932	0.0107	Dummy Junio	3.4169	0.0009
$\Delta(p-p^*)$	9.5344	0.0000	Dummy Julio	1.9651	0.0518
$\Delta(i-i^*)$	0.1144	0.9091	Dummy Agosto	-0.2139	0.8310
$\Delta(y-y^*)$	-4.2933	0.0000	Dummy Septiembre	0.1252	0.9005
Dummy Enero	-1.1878	0.2373	Dummy Octubre	0.1940	0.8465
Dummy Febrero	-1.0897	0.2781	Dummy Noviembre	1.2426	0.2165
Dummy Marzo	-0.2704	0.7873	Dummy Convertibilidad	0.6106	0.5426
Dummy Abril	0.3499	0.7271	Intercepto	-1.3467	0.1807

<sup>6</sup> El p-valor del coeficiente de esta variable aumenta fuertemente al excluir de la regresión a la variable  $\Delta[\Delta(m-m^*)-\Delta(y-y^*)]$  y por ello esta variable dummy no ha sido incluida en la regresión final, presentada en el cuadro 6 de la sección “Análisis empírico”.

<sup>7</sup> Como se puede apreciar en el cuadro 7, las pruebas de autocorrelación (Breusch-Godfrey) y heterocedasticidad (ARCH) muestran que nuestras estimaciones por mínimos cuadrados ordinarios son eficientes (no podemos rechazar las hipótesis nulas de no correlación serial y ausencia de heterocedasticidad). En todos los tests incluimos 6 rezagos. Los tests de normalidad permiten afirmar que si bien hay problemas de kurtosis, no los hay de sesgo.

Cuadro A4: Tests sobre los residuos de la regresión final (cuadro 7). Japón<sup>8</sup>.

	Estadístico	P-valor
Test Breusch-Godfrey LM	5.2313	0.5145
Test ARCH LM	11.2339	0.0814
Estadístico Jarque-Bera	98.4914	

Cuadro A5: Regresión en diferencias para variables respecto de Inglaterra (modelo general).

Variable	Estadístico t	P-valor	Variable	Estadístico t	P-valor
$\Delta(m-m^*)$	-1.9398	0.0549	Dummy Junio	-1.4083	0.1617
$\Delta(p-p^*)$	13.3593	0.0000	Dummy Julio	-2.2304	0.0277
$\Delta[\Delta(i-i^*)]$	-1.4411	0.1523	Dummy Agosto	-2.9940	0.0034
$\Delta(y-y^*)$	0.1737	0.8624	Dummy Septiembre	-2.0362	0.0440
Dummy Enero	-2.5434	0.0123	Dummy Octubre	-1.3442	0.1815
Dummy Febrero	-2.8281	0.0055	Dummy Noviembre	-1.7422	0.0841
Dummy Marzo	-2.2900	0.0238	Dummy Convertibilidad	0.1586	0.8743
Dummy Abril	-2.4842	0.0144	Intercepto	2.2076	0.0293
Dummy Mayo	-1.8537	0.0663			

Cuadro A6: Tests sobre los residuos de la regresión final (cuadro 8). Inglaterra<sup>9</sup>.

	Estadístico	P-valor
Test Breusch-Godfrey LM	6.4020	0.3797
Test ARCH LM	3.3451	0.7645
Estadístico Jarque-Bera	76.8064	

Universidad de  
San Andrés