

#### 4. TIPOS DE CAMBIO REALES BILATERALES Y VOLATILIDAD: LA EXPERIENCIA URUGUAYA CON LOS SOCIOS DEL MERCOSUR

FERNANDO LORENZO, NELSON NOYA Y CHRISTIAN DAUDE

##### I. INTRODUCCIÓN

El objetivo de este capítulo es analizar el comportamiento de los precios relativos de Uruguay respecto a sus dos socios comerciales más importantes, que a la vez son sus principales socios en el MERCOSUR. Esto se realiza mediante el análisis de dos aspectos diferentes. Por un lado, se estudia la dinámica de los precios relativos —tipos de cambio reales bilaterales—, investigando algunos de los factores que explican su evolución en el período analizado. Por otro lado, se describe el comportamiento de la volatilidad de los precios relativos.

El objetivo mencionado tiene dos motivaciones. La primera es que el análisis desarrollado constituye un elemento inicial e indispensable para futuras investigaciones sobre los factores determinantes del equilibrio de los tipos de cambio reales bilaterales. Conocer los rasgos más salientes del comportamiento de estas variables ayuda a comprender la dinámica y la trayectoria de los posibles determinantes de los precios relativos bilaterales de Uruguay con ambos países, tanto en términos de sus valores medios como de su volatilidad.

La segunda motivación es aportar información útil para el diseño de políticas, en especial, para evaluar los efectos de posibles regímenes de coordinación de políticas macroeconómicas en el MERCOSUR, analizando los temas desde la perspectiva uruguaya y tratando de comprender mejor los mecanismos de propagación de las políticas monetarias y cambiarias de Argentina y Brasil sobre los tipos de cambio reales bilaterales de la economía uruguaya. Cabe aclarar que al hacer referencia a las posibilidades de coordinación se tiene en cuenta todo el espectro de arreglos de políticas macroeconómicas, sin restringirse el análisis a un caso particular, como puede ser la adopción de una moneda única común (o sea, un régimen de unión monetaria) u otra ajena (como sería el caso, frecuentemente citado a nivel del debate público, político y académico de la dolarización). Esto es particularmente relevante, ya que en la agenda actual y futura de discusión del MERCOSUR se encuentra el tema de los mecanismos de coordinación de

las políticas macroeconómicas del bloque. Además, este tema se ha puesto en el primer plano del debate a partir de la maxidevaluación del real brasileño en enero de 1999, que tuvo un impacto macroeconómico pronunciado sobre los restantes socios del bloque.

Adicionalmente, la elección de cualquier esquema de coordinación de políticas macroeconómicas para el bloque y, en particular, la definición de un régimen cambiario acordado por todos los países miembro, cobra una importancia mayor si se tienen en cuenta las grandes diferencias existentes entre los regímenes cambiarios imperantes en los socios en este momento, y a lo largo de los años noventa. En efecto, mientras Argentina adoptó un tipo de cambio fijo respecto al dólar americano, con el agregado de una caja de conversión (*currency board*), Brasil ha tenido una política de flotación sucia o un régimen de bandas deslizantes, manteniendo además una serie de restricciones en el mercado de cambios. Por otro lado, Uruguay, que tiene uno de los mercados de cambios sin restricciones más antiguos de la región (operando desde 1974), adoptó desde el comienzo de los años noventa una banda de flotación respecto al dólar americano, con deslizamiento suave del centro de la misma, con explícitos objetivos de estabilización de los precios internos. En primera instancia, esa diversidad de regímenes plantea un inconveniente para adoptar un esquema de coordinación de políticas macroeconómicas que involucre a todos los países del MERCOSUR.

Por otra parte, teniendo en cuenta la asimetría de tamaños entre Uruguay y sus dos principales socios comerciales, es evidente que carece de sentido enfocar el tema tal como lo hace habitualmente la literatura sobre coordinación de políticas, esto es, teniendo en cuenta el grado de interdependencia de las políticas económicas de los socios. La reducida importancia del intercambio comercial bilateral con Uruguay para Argentina y Brasil implica abordar el tema desde la perspectiva de un país pequeño. No debe perderse de vista, no obstante, que Uruguay y Paraguay intervienen en el diseño de los acuerdos comunes a todo el MERCOSUR y que, por ende, tienen cierta capacidad de incidir sobre el contenido del esquema de coordinación de políticas que se adopte. Por otra parte, desde el punto de vista empírico, la asimetría de tamaño relativo entre Uruguay y los socios mayores del bloque permite suponer, sin mayores requisitos de contrastes estadísticos, que las políticas y la dinámica de los precios internos de Argentina y Brasil, así como los del resto del mundo, representan variables exógenas a efectos del análisis del comportamiento de los tipos de cambio reales bilaterales.

El análisis de la evolución de los niveles y la volatilidad de los precios relativos bilaterales con los principales socios del MERCOSUR se desarrolla a partir de información sobre índices de tipos de cambio reales bilaterales. El estudio empírico se realiza utilizando técnicas econométricas de series de tiempo con varianza condicional.

El desarrollo del capítulo se organiza de la siguiente manera. En la sección 2 se realizan algunas consideraciones sobre los regímenes cambiarios y sobre las posibilidades de coordinación de políticas macroeconómicas entre los países del MERCOSUR. En la tercera sección se analizan las implicaciones que tiene la verificación de la teoría de la Paridad de Poder de Compra sobre la evolución del tipo de cambio real entre dos economías. En la sección 4 se desarrolla el análisis econométrico de las series mensuales de los tipos de cambio reales bilaterales de Uruguay respecto a Argentina y Brasil en el período. El enfoque metodológico adoptado permite analizar la validez empírica de la Paridad de Poderes de Compra (*Purchasing Power Parity*, PPP) en tanto explicación de la determinación de los precios relativos de equilibrio entre las economías del MERCOSUR. El esquema de modelización permite, además, estimar el perfil temporal de la volatilidad de los tipos de cambio reales bilaterales y analizar el impacto que han tenido las políticas cambiarias aplicadas en Argentina y Brasil sobre Uruguay. En la última sección se exponen las conclusiones y se realizan consideraciones sobre las restricciones que impondría la coordinación de las políticas macroeconómicas entre los países que integran el MERCOSUR sobre la política cambiaria uruguaya.

## II. PARIDAD DE PODERES DE COMPRA Y TIPO DE CAMBIO REAL

El análisis del comportamiento de los precios relativos bilaterales entre dos economías nacionales puede realizarse en el marco de la PPP. La versión más estricta de esta teoría se basa en la verificación de la «ley de precio único», que establece condiciones de arbitraje perfecto entre los precios de los bienes comercializables en mercados nacionales competitivos e integrados.

La denominada versión absoluta o fuerte de la PPP puede entenderse como una condición de equilibrio de largo plazo entre los precios relativos de dos economías. Implícitamente, la verificación de la PPP implica que los movimientos de los precios nominales de equilibrio de largo plazo de cada país están determinados fundamentalmente por perturbaciones monetarias o cambiarias neutrales. En cambio, cuando esta proposición teórica no es válida, el comportamiento de los precios relativos de equilibrio aparece dominado por factores tales como evoluciones diferenciales de la productividad o de las preferencias, imperfecciones de los mercados de bienes y factores o asimetrías en los mecanismos de propagación de perturbaciones externas que afectan a las economías.

El tipo de cambio real bilateral entre la economía doméstica  $i$  (Uruguay) y una economía extranjera  $j$  ( $j =$  Argentina, Brasil) correspondiente al período  $t$ ,  $TCR_{ijt}$ , puede definirse como:

$$(1) \quad TCR_{ijt} = P_{jt} \times TCN_{ijt} / P_{it}$$

donde  $P_i$  y  $P_j$  representan los niveles generales de precios de las economías  $i$  y  $j$ , respectivamente, en tanto que  $TCN_{ij}$  es el tipo de cambio nominal bilateral, medido en unidades de moneda doméstica por unidad de moneda extranjera. Tomando logaritmos sobre la expresión (1) se obtiene:

$$(2) \quad tcr_{ijt} = p_{jt} + tcn_{ijt} - p_{it}$$

A partir de esta expresión puede apreciarse que la verificación perfecta, o determinista, de la PPP entre las economías  $i$  y  $j$  implica que el tipo de cambio real bilateral debe ser constante. La constancia de esta variable es una condición fuerte, e implica que las perturbaciones nominales son neutrales y que, por ende, no son capaces de modificar, ni siquiera de manera transitoria, los precios relativos entre ambas economías.

### III. ANÁLISIS DE LOS TIPOS DE CAMBIO REALES BILATERALES

En esta sección se estudia el comportamiento de los tipos de cambio reales de Uruguay con Argentina y Brasil, construidos a partir de índices de precios al consumo y tipos de cambio de mercado. Se analizan los datos mensuales correspondientes al período comprendido entre enero de 1975 y setiembre de 1999<sup>1</sup>. El enfoque seguido permite extraer conclusiones sobre dos aspectos fundamentales. Por un lado, sobre la pertinencia de la PPP en tanto explicación del comportamiento de los precios relativos respecto a los dos socios principales del MERCOSUR. Por otro lado, sobre la influencia que han tenido los regímenes cambiarios de Argentina, Brasil y Uruguay sobre el nivel y la volatilidad de los tipos de cambio reales bilaterales.

El análisis se inicia con la presentación de evidencia preliminar sobre la validez de la PPP con Argentina y Brasil. A tales efectos, se implementan contrastes de raíces unitarias sobre las series originales de los tipos de cambio reales bilaterales. Los resultados de estos contrastes se utilizan para la estimación de modelos univariantes de series temporales. A partir del diagnóstico de estas estimaciones se diseña una estrategia para la modelización simultánea del nivel y la volatilidad de los tipos de cambio reales. El esquema metodológico adoptado permite revisar las conclusiones obtenidas en primera instancia sobre la validez de la PPP y Brasil y evaluar los efectos de las políticas cambiarias de Argentina y Brasil sobre el comportamiento de los tipos de cambio reales bilaterales.

---

<sup>1</sup> Los datos utilizados para construir los índices se obtuvieron de la publicación Estadísticas Financieras Internacionales del Fondo Monetario Internacional y de los informes de los institutos de estadística que elaboran los IPC en Argentina, Brasil y Uruguay.

i) *Evidencia sobre la PPP con Argentina y Brasil*

Para avanzar en la definición del enfoque metodológico es necesario flexibilizar la versión determinista de la PPP expuesta anteriormente. Ello implica abandonar la hipótesis de que los tipos de cambio reales deben ser constantes y considerar que en realidad la PPP impone sólo una condición de equilibrio de largo plazo entre los niveles generales de precios de ambas economías. De este modo, se admite que las perturbaciones nominales (monetarias y cambiarias) pueden alterar de manera transitoria el equilibrio del tipo de cambio real bilateral. Desde el punto de vista econométrico dicha restricción puede expresarse como la existencia de una relación de cointegración entre las variables  $(p_{it}, tcn_{ijt}, p_{it})$  con coeficientes (1,1,-1). Esta forma de plantear el problema ha sido considerada en numerosos trabajos empíricos (ver entre otros, Patel, 1990; Fisher, *et al.*, 1990; Johansen y Juselius, 1992; Hunter, 1992; Phylaktis, 1992; Pippenger, 1993; Lothian y Taylor, 1996).

Tomando como referencia esta versión de la PPP es posible establecer un procedimiento para contrastar su pertinencia empírica, simplemente aplicando técnicas de contraste de raíces unitarias. En efecto, la verificación de la PPP requiere que el tipo de cambio real bilateral sea una variable estacionaria. En la terminología habitual de series temporales  $tcn_{ijt}$  debe ser una variable integrada de orden 0,  $I(0)^2$ . De este modo, los contrastes de raíces unitarias del tipo Dickey-Fuller Aumentado (ADF) o Phillips-Perron (PP) ofrecen instrumentos adecuados para evaluar la validez empírica de la PPP entre dos economías. En la práctica, sin embargo, la aplicación de estas técnicas sobre series como los tipos de cambio reales respecto a Argentina y Brasil plantea dificultades.

En efecto, el análisis de los datos revela que en el período analizado el comportamiento de los tipos de cambio reales se ha visto perturbado por varios acontecimientos extraordinarios que han afectado su evolución tanto de manera transitoria como permanente. Es bien sabido que los cambios permanentes en el nivel de la serie provocan una pérdida de potencia de los contrastes, sesgando las conclusiones en favor de la identificación de un mayor número de raíces unitarias. Los acontecimientos transitorios inducen, en cambio, a que se rechace con demasiada frecuencia la existencia de raíces unitarias. Resulta evidente, entonces, que en la aplicación de los contrastes es necesario aislar los efectos de este tipo de acontecimientos.

En principio, para abordar este problema existen dos alternativas. La primera consiste en ampliar la hipótesis alternativa determinista de los contrastes con variables cualitativas que capturen los cambios permanentes y tran-

---

<sup>2</sup> En realidad, como señalan Cancelo *et al.* (1998) esta condición es pertinente para contrastar la validez de la PPP sólo si se comprueba además que el tipo de cambio real fluctúa alrededor de una constante y no de una tendencia determinista.

sitorios detectados. Este enfoque presenta un inconveniente fundamental: los valores críticos de los estadísticos son sensibles a la incorporación de regresores adicionales y las tablas disponibles han sido construidas sólo para algunas situaciones concretas. Perron (1989, 1990) aporta valores críticos para los contrastes realizados sobre series que presentan un acontecimiento atípico que provoca un cambio permanente de nivel (*level shift outlier*) en una fecha conocida. Este problema fue analizado, también, por Hendry y Neale (1991). Por su parte, Banerjee *et al.* (1992), Zivot y Andrews (1992) y Perron y Vogelsang (1992a, 1992b) analizaron el caso en que la fecha del cambio de nivel es desconocida y diseñaron un procedimiento para estimarlo con los datos de la propia serie temporal. Más recientemente, Lumsdaine y Papell (1997) aportaron valores críticos para el caso en que existan dos cambios permanentes de nivel. Por su parte, Franses y Haldrup (1994) analizaron los efectos de observaciones atípicas puntuales (*additive outliers*) y construyeron tablas de valores críticos para contrastes ADF.

El caso es que la observación de los gráficos 1 y 2 sugiere que en las series de tipos de cambio reales bilaterales se observan simultáneamente cambios de nivel permanentes y transitorios de gran magnitud. El análisis de los gráficos indica, además, que el número de observaciones afectadas por este tipo de acontecimientos es superior al número de regresores deterministas considerados en la elaboración de las tablas de valores críticos disponibles.

La segunda alternativa metodológica consiste en aplicar los contrastes simultáneamente sobre las series originales y sobre las series corregidas de los efectos de las observaciones atípicas, evaluando la sensibilidad de las conclusiones obtenidas. Aquí el problema es disponer de un procedimiento que permita identificar las fechas en que ocurrieron los acontecimientos atípicos y estimar los efectos de los mismos sobre las series analizadas. Este es el enfoque adoptado en este capítulo. En la siguiente sección se describe el método seguido tanto para la identificación de las fechas en que tuvieron lugar los acontecimientos extraordinarios como para la cuantificación del impacto sobre las series de tipos de cambio reales bilaterales.

Pero la observación de los gráficos 3 y 4 muestra que en las variaciones de los tipos de cambio reales bilaterales con Argentina y Brasil existen niveles de volatilidad diferentes a lo largo del período analizado. Es bien sabido, que la presencia de heteroscedasticidad de tipo condicional en series temporales se manifiesta a través de autocorrelaciones estadísticamente significativas entre los residuos al cuadrado de los modelos correspondientes a la media condicional y distribuciones de los residuos que se apartan de la hipótesis de normalidad, presentando sobre todo elevados niveles de curtosis (Bollerslev *et al.*, 1994; Gyshels *et al.*, 1996). Por otra parte, no debe perderse de vista que las observaciones atípicas pueden provocar que las distribuciones de los residuos exhiban excesos de curtosis y que, si las anomalías aparecen próximas entre sí, pueden dar lugar a autocorrelaciones estadísticamente significativas entre los residuos al cuadrado.

GRÁFICO 1. *Tipo de cambio real bilateral con Argentina (en logaritmos).*  
*Período 1975.02-1999.09*

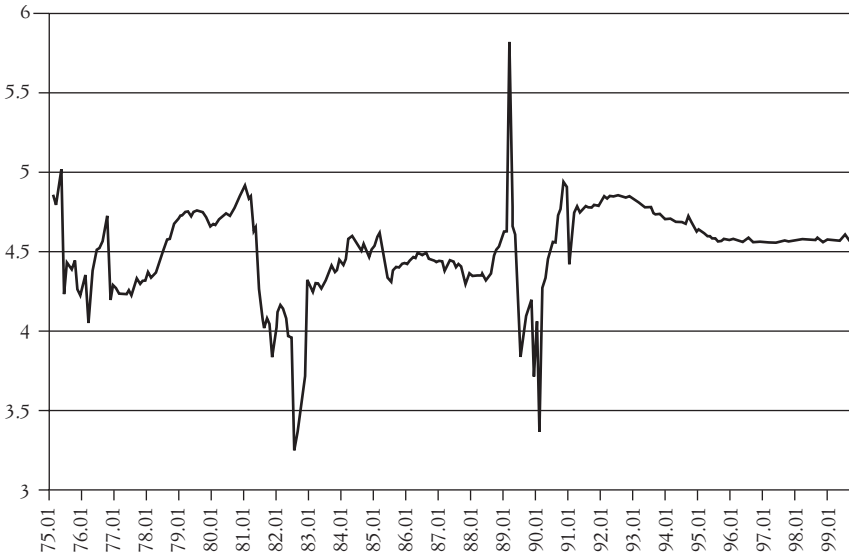


GRÁFICO 2. *Tipo de cambio real bilateral con Brasil (en logaritmos).*  
*Período 1975.02-1999.09*

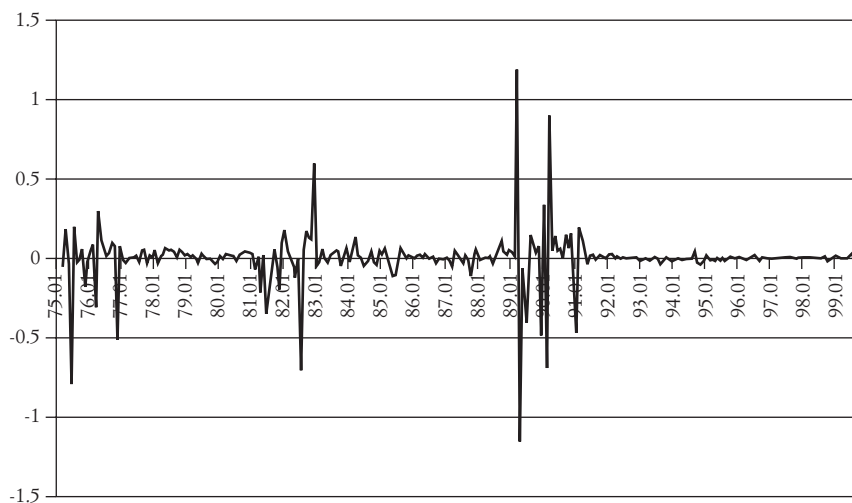


Estas consideraciones alertan sobre la posibilidad de que al efectuar el diagnóstico de los residuos pueda confundirse la existencia de observaciones atípicas con la presencia de heteroscedasticidad condicional. Esto advierte acerca del tipo de dificultades metodológicas que pueden enfrentarse al caracterizar el comportamiento de la media y la varianza condicional de series como las analizadas en este trabajo.

Debe tenerse en cuenta, además, que desde el punto de vista de la interpretación económica es fundamental discriminar entre la heteroscedasticidad condicional y la presencia de acontecimientos atípicos. No es lo mismo constatar que una devaluación de la moneda argentina o brasileña respecto al dólar altera de manera permanente o transitoria el nivel del tipo de cambio real bilateral con Uruguay que observar en los meses siguientes a la devaluación un incremento, más o menos persistente, en los niveles de incertidumbre asociados a la evolución del tipo de cambio real.

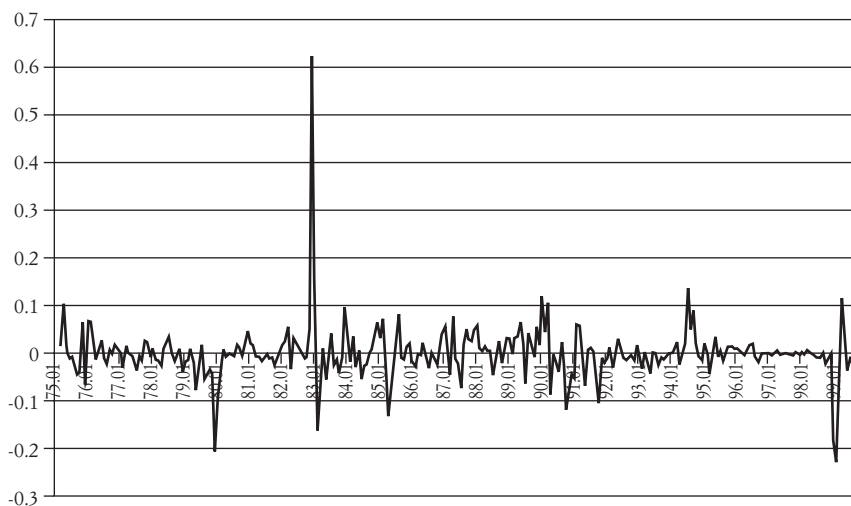
El análisis de los tipos de cambio reales bilaterales de Uruguay con Argentina y Brasil se inicia con la presentación de los resultados de contrastes de raíces unitarias sobre las series originales<sup>3</sup>. En el caso de los contrastes ADF el número de retardos de la variable dependiente incluidos en la regresión auxiliar se determinó a partir de criterios de información de Akaike y Schwarz. En el caso de los contrastes PP se siguió el criterio de Newey y West.

GRÁFICO 3. *Diferencia logarítmica del tipo de cambio real bilateral con Argentina. Período 1975.03-1999.09*



<sup>3</sup> El análisis de las series de tipos de cambios reales bilaterales se realizó sobre transformaciones logarítmicas de los datos originales. Todas las estimaciones presentadas en este capítulo fueron realizadas con el programa *E-Views* versión 3.0.



GRÁFICO 4. *Diferencia logarítmica del tipo de cambio real bilateral con Brasil. Período 1975.03-1999.09*

Los resultados de la estimación de la regresión auxiliar del contraste se presentan en el cuadro 1. Los mismos indican que en el caso del tipo de cambio real respecto a Brasil no puede rechazarse la existencia de una raíz unitaria a ninguno de los niveles de significación habituales. Esto estaría indicando que la variable analizada es  $I(1)$ , y aportaría una primera evidencia de que la PPP no ofrece una explicación adecuada de la determinación de los precios relativos de equilibrio entre Uruguay y Brasil. En cambio, en el tipo de cambio real bilateral con Argentina los resultados de los contrastes ofrecen evidencia en favor de la verificación de la PPP. De todos modos,

CUADRO 1. *Resultados de contrastes de raíces unitarias. Período: 1975.02-1999.09*

Contraste	Tipo de cambio real bilateral con Argentina		Tipo de cambio real bilateral con Brasil	
	$t_p^1$	Número de retardos <sup>2</sup>	$t_p^1$	Número de retardos <sup>2</sup>
Dickey-Fuller Aumentado (ADF) .....	-3.94*	4	-2.16	2
Philips-Perron (PP).....	-5.41**	5	-2.11	5

NOTAS: <sup>1</sup> Estadístico t.

<sup>2</sup> En el caso del contraste ADF la cantidad de retardos se determina mediante los criterios de Akaike (AIC) y Schwartz (BIC). En los contrastes PP se utilizó el criterio de Newey y West.

\* Significativo al 5%.

\*\* Significativo al 1%.

diversos aspectos que se comentan en las siguientes secciones indican que esta última conclusión debe tomarse con cierta cautela.

Como siguiente paso se procedió a la estimación de modelos ARIMA para las dos series analizadas. La formulación general de este tipo de representaciones puede expresarse como:

$$(3) \quad \Phi_p(L)\Delta^d tcr_{ijt} = \mu + \Theta_q(L)a_{jt}, \\ t = 1, \dots, T,$$

donde los polinomios  $\Theta_q(L)$  y  $\Phi_p(L)$  en el operador de retardos  $L$  cumplen con las propiedades de invertibilidad y estacionariedad,  $\Delta = 1 - L$  es el operador diferencia,  $\mu$  es una constante y  $a_{jt}$  es un proceso estocástico ruido blanco con varianza finita  $\sigma_j^2$ . Los modelos fueron estimados sobre las transformaciones estacionarias surgidas de los contrastes de raíces unitarias. En el caso de Brasil  $d = 1$ , mientras que en el caso del tipo de cambio real con Argentina  $d = 0$ .

En el cuadro 2 puede apreciarse que los estadísticos de diagnóstico de los residuos de los modelos estimados muestran evidentes signos de no-normalidad. Como se argumentó anteriormente la no verificación de la hipótesis de normalidad puede deberse tanto a la presencia de observaciones atípicas como a la existencia de heteroscedasticidad en los residuos del modelo.

## ii) *Modelización del nivel y la volatilidad de tipos de cambio reales biletérales*

En el análisis univariante de series temporales la no-normalidad atribuible a la presencia de observaciones atípicas puede introducirse en los modelos a través del Análisis de Intervención (Box y Tiao, 1975); que no es otra cosa que la aplicación de la metodología econométrica de variables cualitativas en modelos dinámicos. Esta solución permite incorporar de manera sencilla los efectos de acontecimientos especiales que modifican de manera transitoria o permanente el nivel de la variable pero que no tienen efectos sobre la varianza de las perturbaciones.

La aplicación del Análisis de Intervención implica introducir en la expresión (3) un cierto número de variables explicativas cualitativas,  $D_{kjt}$ , de tal modo que:

$$(4) \quad \Phi_p(L)\Delta^d tcr_{ijt} = \mu + \sum \delta_{kj} \Delta^d D_{kjt} + \Theta_q(L) a_{jt}, \\ t = 1, \dots, T, \quad k = 1, \dots, K.$$

En concreto, en el análisis de las series mensuales de tipos de cambio reales bilaterales de Uruguay con Argentina y Brasil desarrollado en esta investigación se han considerado solamente dos clases de variables cualitativas: a) *varia-*

CUADRO 2. Resultados de la estimación de modelos ARIMA  $(p,d,q) \times (P,D,Q)_{12}$ . Sin variables de intervención en la media. Período: 1975.02–1999.09

	Tipo de cambio real bilateral con Argentina	Tipo de cambio real bilateral con Brasil
Modelo estimado	ARIMA (1,0,2) $\times$ (1,0,0) <sub>12</sub> + $\mu$	ARIMA (2,1,0) $\times$ (1,0,0) <sub>12</sub>
	Parámetros <sup>1</sup>	
$\phi_1$ .....	0.8250 (19.06)	0.2113 (3.57)
$\phi_2$ .....	–	-0.1563 (-2.64)
$\Phi_1$ .....	0.1592 (2.82)	0.1164 (1.88)
$\theta_1$ .....	-0.1664 (-2.51)	–
$\theta_2$ .....	0.2835 (4.50)	–
m .....	4.5111 (69.73)	–
	Contrastes de diagnóstico	
$\bar{R}^2$ .....	0.7325	0.0597
Desviación Estándar Residual $\sigma_\alpha$ .....	0.1434	0.0545
Coeficiente de asimetría .....	0.40	4.49
Curtosis .....	26.90	60.45
Jarque – Bera <sup>2</sup> .....	6,744.73**	39593.1**
Ljung – Box Q(8) .....	9.18	5.47
ARCH(2) Contraste LM .....	16.64**	1.49
Observaciones Atípicas		
( $ \alpha  > 3\sigma_\alpha$ ) .....	76.11 (-3.22) 89.05 (-3.43)	79.12 (-3.65)
	82.07 (-5.01) 89.12 (-3.73)	82.12 (11.15)
	82.12 (3.10) 90.02 (-4.20)	83.01 (-3.55)
	89.03 (8.35) 91.01 (-3.27)	99.01 (-3.80)
	89.04 (-5.08)	99.02 (-3.44)

NOTAS: <sup>1</sup> t – valores entre paréntesis.

<sup>2</sup> Contraste de normalidad.

\* Significativo al 5%.

\*\* Significativo al 1%.

bles escalón, utilizadas para incorporar en los modelos los efectos de acontecimientos que tienen efectos permanentes sobre la serie en cuestión, y *b) variables impulso*, utilizadas para modelizar los efectos de acontecimientos que inciden de manera puntual sobre el nivel de la variable analizada<sup>4</sup>.

El diagnóstico y la modelización de la heteroscedasticidad en los residuos requiere de otro tipo de solución metodológica, ya que su presencia y su perfil temporal tiene importantes consecuencias cuando se pretende anali-

<sup>4</sup> Para las variables de tipo escalón se utiliza la notación *ES(AÑO)(MES)*, donde *AÑO* = 75, ..., 99, *MES* = 01, ..., 12. De este modo, un cambio de nivel permanente de la serie a partir del mes de noviembre de 1983 se expresa como *ES8311*. Para las variable tipo impulso se utiliza una notación similar, sustituyendo *ES* por *IM*.

zar la volatilidad de variables como los tipos de cambio reales. Específicamente, en esta investigación se han utilizado esquemas de heteroscedasticidad condicional de tipo ARCH (*AutoRegressive Conditional Heteroscedasticity*) o GARCH (*Generalized ARCH*), desarrollados originalmente por Engle (1982) y Bollerslev (1986). Este tipo de modelos parten de la constatación de que las perturbaciones aleatorias consideradas en la ecuación (4) tienen una varianza condicional que evoluciona a lo largo del tiempo. Cuando la volatilidad sigue un esquema GARCH( $r,s$ ) las ecuaciones de la media y la varianza condicional pueden expresarse como:

$$(5) \quad \Phi_p(L)\Delta^d tcr_{ijt} = \mu + \sum \delta_{kj} \Delta^d D_{kjt} + \Theta_q(L) e_{jt},$$

$$t = 1, \dots, T, k = 1, \dots, K,$$

$$(6) \quad \sigma_{jt}^2 = \varpi + \alpha_r(L)\sigma_{jt}^2 + \beta_s(L)\varepsilon_{jt}^2,$$

donde  $\alpha_r(L) = \alpha_1 L + \dots + \alpha_r L^r$  y  $\beta_s(L) = \beta_1 L + \dots + \beta_s L^s$ . La ecuación (5) difiere de (4) sólo en el término de perturbación. En (5) la perturbación  $e_{jt}$  es generada por un proceso heteroscedástico cuya distribución condicional es  $N(0, \sigma_{jt}^2)$ . La ecuación (6) indica que la varianza condicional está formada por una constante, por estimaciones de las varianzas condicionales correspondientes a períodos anteriores y por los cuadrados de las perturbaciones más recientes, que representan las sorpresas sobre la volatilidad<sup>5</sup>.

Obsérvese, por otra parte, que en el sistema formado por (5) y (6) están presentes las dos fuentes de no-normalidad que, en principio, podrían estar presentes en los residuos de los modelos de los tipos de cambio reales bilaterales de Uruguay con Argentina y Brasil.

Los procedimientos de estimación disponibles permiten incorporar, además, variables explicativas en las ecuaciones de las varianzas condicionales. Esta posibilidad es de gran interés, ya que se pretende avanzar en la identificación de factores determinantes de la volatilidad, y no limitarse exclusivamente a cuantificarla. Así, la ecuación (6) puede extenderse de la siguiente manera:

$$(6') \quad \sigma_{jt}^2 = \varpi + \gamma' y_t + \alpha_r(L)\sigma_{jt}^2 + \beta_s(L)\varepsilon_{jt}^2,$$

donde  $y_t$  es un vector de  $n$  variables explicativas y  $\gamma$  es un vector de coeficientes. Los regresores incluidos en el modelo pueden ser tanto variables

<sup>5</sup> La condición suficiente para que la varianza condicional sea estrictamente positiva es que  $\varpi > 0$ ,  $\alpha_1 \geq 0$ , ...,  $\alpha_r \geq 0$ ,  $\beta_1 \geq 0$ , ...,  $\beta_s \geq 0$ . Bollerslev (1986) demostró que  $\alpha_r(1) + \beta_s(1) < 1$  es condición necesaria y suficiente para la existencia de la varianza. En las aplicaciones empíricas sobre datos económicos y financieros es posible que esta condición no se verifique, lo que indica que los esquemas GARCH no son apropiados para modelizar la volatilidad observada en algunas variables. Una discusión de este y otros temas relacionados con los modelos de heteroscedasticidad condicional puede encontrarse en Bollerslev, *et al.* (1994) y Bera y Higgins (1993).

cualitativas como estocásticas. Desde el punto de vista metodológico es necesario asegurar que un valor negativo de algún regresor no provoque que las predicciones de la varianza condicional alcancen valores negativos. En la práctica, para evitar esta posibilidad se suelen transformar las variables explicativas, tomando valores absolutos o elevando al cuadrado los datos originales, y exigiendo que las estimaciones puntuales de todos los elementos del vector  $\gamma$  sean estrictamente positivas.

El procedimiento seguido para estimar el sistema (5)-(6') a los tipos de cambio reales bilaterales con Argentina y Brasil se inició con una primera estimación en la que no se incluyeron variables cualitativas en la ecuación de la media condicional. Sí se incorporaron variables para analizar los efectos de las políticas monetarias y cambiarias de Argentina y Brasil sobre la volatilidad de los tipos de cambio reales bilaterales. A tales efectos, se consideraron los valores absolutos de: *a*) las devaluaciones nominales mensuales de las monedas nacionales respecto al dólar americano,  $|\Delta tcn_{jUSAt-l}|$ , y *b*) las variaciones de los tipos de cambio reales respecto a la misma moneda,  $|\Delta tcr_{jUSAt-l}|$ ,  $j = \text{Argentina y Brasil}$ ,  $l = 0, \dots, N^6$ .

Los resultados de esta primera estimación del sistema (5)-(6') se presentan en el cuadro 3<sup>7</sup>. Los mismos confirman la presencia de heteroscedasticidad condicional en los residuos de los modelos. Puede apreciarse, además, que las varianzas condicionales admiten una representación de tipo *GARCH*. Asimismo, los resultados permitieron comprobar que en el período analizado las variables consideradas tuvieron un importante poder explicativo sobre la volatilidad de los tipos de cambio reales bilaterales de Uruguay con los dos socios principales del MERCOSUR. En efecto, en el caso de Argentina se observa que las variaciones retrasadas un período del tipo de cambio nominal respecto al dólar tienen un impacto significativo sobre la volatilidad. En el caso de Brasil son las variaciones contemporáneas en el tipo de cambio real las que tienen incidencia sobre la volatilidad del tipo de cambio real.

En el cuadro 3 puede apreciarse, también, que el diagnóstico de los residuos estandarizados,  $\varepsilon_{jt}/\hat{\sigma}_{jt}$ , de ambos modelos indica que las distribuciones tienen asimetría y muy elevados niveles de curtosis. En ambos casos el estadístico de Jarque-Bera permite rechazar la hipótesis de normalidad al nivel

---

<sup>6</sup> Los resultados de los contrastes de raíces unitarias realizados sobre las transformaciones logarítmicas de las series de tipos de cambio nominales y reales de Argentina y Brasil respecto al dólar americano indican que es posible rechazar la existencia de dos raíces unitarias en sus representaciones autorregresivas, pero que no es posible rechazar la presencia de una raíz unitaria. El trabajo de Fanelli sobre el caso argentino incluido en este volumen aporta amplia evidencia sobre las propiedades estadísticas de las series de tipo de cambio argentinas y brasileñas.

<sup>7</sup> Para obtener una estimación inicial razonable de la varianza condicional en el caso del tipo del cambio real con Brasil fue necesario incluir un escalón en la ruptura de la «tablita» en Uruguay.

CUADRO 3. Resultado de las estimaciones del sistema (5)-(6). Sin variables de intervención en la ecuación de la media. Período: 1975.02 – 1999.09

	Tipo de cambio real bilateral con Argentina	Tipo de cambio real bilateral con Brasil
Ecuación de la media condicional		
Modelo estimado	ARIMA (1,0,0) + $\mu$	ARIMA (0,1,1) + $\mu$
Parámetros <sup>1</sup>		
$\phi_1$ .....	0.9545 (56.21)	–
$\theta_1$ .....	–	0.2358 (4.25)
ES8211 <sup>2</sup> .....	–	0.6212 (43.50)
$\mu$ .....	4.5669 (178.60)	-0.0040 (-3.22)
Ecuación de la varianza condicional		
Modelo estimado .....	GARCH(1,1)	GARCH(2,1)
$\hat{\alpha}_1$ .....	0.0783 (0.67)	0.0623 (0.84)
$\hat{\alpha}_2$ .....	–	0.2120 (1.98)
$\hat{\beta}_1$ .....	0.7664 (19.92)	0.1876 (2.13)
$ \Delta \text{tr}_{\text{USAt}} $ .....	–	0.0354 (6.36)
$ \Delta \text{tr}_{\text{USAt-1}} $ .....	0.0465 (1.33)	–
Contrastes de diagnóstico <sup>3</sup>		
$\bar{R}^2$ .....	0.6661	0.4660
Desviación Estándar Residual $\sigma_\epsilon$ ...	0.1602	0.0408
Coeficiente de asimetría .....	2.56	0.09
Curtosis .....	38.15	4.17
Jarque – Bera <sup>4</sup> .....	15509.91**	17.28**
Ljung – Box Q(8) .....	8.47	2.98
ARCH(2) Contraste LM .....	0.00	0.25
Observaciones Atípicas		
$( t  > 3\sigma_t)$ .....	75.06 (-4.10) 89.04 (-3.11)	75.04 (3.34)
	76.11 (-4.08) 94.09 (4.76)	83.12 (3.99)
	82.07 (-4.64) 99.07 (3.05)	84.12 (3.32)
	89.03 (9.93)	

NOTAS: <sup>1</sup> t- valor entre paréntesis (para las variables de intervención el valor entre paréntesis refiere al estadístico z).

<sup>2</sup> Escalón debido a la ruptura de la "tablita" uruguaya en noviembre de 1982.

<sup>3</sup> Los contrastes se realizan sobre los residuos estandarizados.

<sup>4</sup> Contraste de normalidad.

\* Significativo al 5%.

\*\* Significativo al 1%.

de significación del 99,9%. Esta evidencia permite concluir que la heteroscedasticidad condicional, si bien parece estar presente en los datos, no es el único tipo de anomalía que muestran los residuos de los modelos estimados para la media condicional.

Esta evidencia sugiere que la presencia de observaciones atípicas puede ser la causa del comportamiento observado en los residuos. Para la identificación de este tipo de observaciones se procedió al análisis de los residuos estandarizados de la ecuación de la media condicional. El criterio seguido para la identificación de observaciones atípicas «condicionales» es que  $|\varepsilon_{it}/\sigma_{it}| > 3$ . En el cuadro 3 se indican los residuos estandarizados que verifican esta condición.

El siguiente paso en el análisis empírico consistió en diseñar esquemas de intervención apropiados para el tratamiento de las observaciones atípicas. Dichos esquemas se incorporaron en la ecuación de la media condicional y se volvió a estimar el sistema completo. Sobre los residuos estandarizados de esta nueva estimación se repitió el procedimiento de identificación de atípicos «condicionales». Cuando la búsqueda tuvo resultados positivos, se realizó un nuevo Análisis de Intervención que se incorporó a la ecuación de la media condicional. La rutina se repitió iterativamente hasta que no se detectaron nuevas observaciones atípicas «condicionales»<sup>8</sup>. La aplicación secuencial de este procedimiento dio lugar a las estimaciones que se presentan en el cuadro 4.

El análisis de las estimaciones confirma que en los tipos cambio reales bilaterales de Uruguay con Argentina y Brasil se detecta heteroscedasticidad condicional y que la misma puede ser modelizada a través de esquemas *GARCH*. Asimismo, continúan presentes los efectos estadísticamente significativos de las políticas monetarias y cambiarias de las economías vecinas. No obstante, en el caso del tipo de cambio real respecto a Brasil se efectuaron ajustes en la ecuación de la varianza condicional. La mejor especificación se obtuvo sustituyendo la variable  $|\Delta tcr_{jUSAt}|$  por  $|\Delta tcr_{jUSAt-1}|$ .

Puede apreciarse, por otra parte, que la presencia de observaciones atípicas es un aspecto relevante del comportamiento de los tipos de cambio reales bilaterales en el período analizado. En efecto, el incremento observado en el  $R^2$  ajustado entre las estimaciones expuestas en el cuadro 3 y las incluidas en el cuadro 4 muestra que los datos anómalos son responsables de una parte importante de la variabilidad observada en los tipos de cambio reales con Argentina y Brasil.

El abandono de la «tablita» en Uruguay en noviembre de 1982 es, sin duda, uno de los episodios macroeconómicos en donde las variables cuali-

---

<sup>8</sup> El procedimiento de especificación del sistema (5)-(6') seguido en esta investigación es similar al utilizado por Ruiz y Lorenzo (1999) para analizar la tasa de inflación en los países pertenecientes al G-7.

CUADRO 4. *Resultados de las estimaciones del sistema (5)-(6). Con variables de intervención en la ecuación de la media. Período: 1975.02–1999.09*

	<i>Tipo de cambio real bilateral con Argentina</i>	<i>Tipo de cambio real bilateral con Brasil</i>
Ecuación de la media condicional		
Modelo estimado	ARIMA (2,0,0) + $\mu$	ARIMA (1,1,0)
Parámetros <sup>1</sup>		
$\mu$ .....	6.6687 (60.49)	–
$\phi_1$ .....	1.2037 (16.12)	0.2987 (4.67)
$\phi_2$ .....	-0.2168 (-2.97)	-
Intervenciones .....	ES7506 = -0.8290 (-42.73) ES7511 = -0.2137 (-35.75) IM7603 = -0.2441 (-6.16) ES7609 = 0.1045 (3.52) ES7611 = -0.5579 (-45.07) ES8102 = -0.0875 (-30.81) IM8104 = -0.2071 (-6.20) ES8207 = -0.6357 (-6.34) ES8212 = 0.5748 (19.41) IM8903 = 1.1722 (205.58) ES8912 = -0.5014 (-37.24) IM9101 = -0.3606 (-7.13) ES9308 = -0.0335 (-15.69) ES9409 = 0.0580 (4.45)	ES7707 = -0.0379 (-4.89) ES7812 = -0.0390 (-7.77) ES7905 = -0.0691 (-11.72) ES7912 = -0.1839 (-16.92) ES8212 = 0.6552 (13.48) ES8312 = 0.0814 (7.39) ES8412 = 0.0446 (3.94) ES8502 = 0.0520 (4.38) ES8504 = -0.1283 (-7.31) ES8807 = -0.0441 (-9.23) ES9110 = -0.0962 (-41.79) ES9407 = 0.1312 (20.97) ES9901 = -0.2053 (-771.05) ES9902 = -0.1619 (-2.63)
Ecuación de la varianza condicional		
Modelo estimado	GARCH(2,0)	GARCH(3,0)
$\omega$ .....	0.00003 (3.99)	0.00001 (0.78)
$\hat{\alpha}_1$ .....	0.6200 (3.86)	0.3554 (3.20)
$\hat{\alpha}_2$ .....	0.1968 (2.49)	0.3505 (3.64)
$\hat{\alpha}_3$ .....	–	0.1680 (3.01)
$ \Delta \text{tr}_{\text{USAt-1}} $ .....	–	0.0151 (3.38)
$ \Delta \text{cn}_{\text{USAt-1}} $ .....	0.0162 (4.38)	–
Contrastes de diagnóstico <sup>2</sup>		
$\bar{R}^2$ .....	0.8671	0.6392
Desviación Estándar Residual $\sigma$ ..	0.1010	0.0336
Coeficiente de asimetría .....	-0.07	0.19
Curtosis .....	3.61	3.01
Jarque – Bera <sup>3</sup> .....	4.80	1.67
Ljung – Box Q(8) .....	10.68	9.52
ARCH(2) Contraste LM .....	0.20	0.02

NOTAS: <sup>1</sup> t- valor entre paréntesis (para las variables de intervención el valor entre paréntesis refiere al estadístico z).

<sup>2</sup> Los contrastes se realizan sobre los residuos estandarizados.

<sup>3</sup> Contraste de normalidad.

\* Significativo al 5%.

\*\* Significativo al 1%.



tativas introducidas en los modelos tienen efectos más importantes. En efecto, la maxi-devaluación de la moneda nacional uruguaya provocó un gran aumento del tipo de cambio real tanto respecto a Argentina como a Brasil.

En el caso de Argentina se identificaron, además, episodios en los que se observaron cambios permanentes de nivel del tipo de cambio real bilateral. En la mayoría de los casos, las observaciones atípicas se produjeron como consecuencia de alteraciones bruscas de la política cambiaria en la economía vecina.

El primer episodio se produjo en noviembre de 1976 e implicó un incremento del 86% del tipo de cambio de la moneda argentina respecto al dólar. Esta devaluación tuvo lugar luego de ocho meses consecutivos en los que se había mantenido la paridad dólar. Cabe precisar que en el mes de febrero de 1976 se había producido una devaluación de similar magnitud, pero en dicha oportunidad el proceso de detección de atípicos no identificó el dato como anómalo. Esto se debe a que la devaluación de febrero se produjo en un período de grandes turbulencias monetarias y cambiarias, ocurridas con posterioridad al «Rodrigazo» en junio de 1975, que elevaron considerablemente los niveles de volatilidad del tipo de cambio real bilateral.

El segundo episodio se relaciona con el abandono de la «tablita» en Argentina en febrero de 1981. Este acontecimiento abrió paso a una fase de fuerte apreciación real de la moneda uruguaya respecto al peso argentino. Esta etapa se prolongó hasta fines de noviembre de 1982, cuando Uruguay deja a un lado su compromiso de preanunciar la evolución de su tipo de cambio frente al dólar. En concreto, en el período comprendido entre las rupturas de las políticas de *crawling-peg* activo en ambas economías se identificaron dos meses en que las devaluaciones nominales registradas en Argentina modificaron de manera abrupta y permanente el nivel del tipo de cambio real. La primera se produce en el mismo mes del quiebre de la «tablita» en Argentina. La segunda ocurre en julio de 1982 y tiene un efecto muy importante sobre los precios relativos entre ambas economías. En esta fecha se registra un incremento del tipo de cambio del peso argentino respecto al dólar del 132%. Como consecuencia de ella, el tipo de cambio real bilateral alcanza su mínimo histórico en todo el período analizado.

Otra alteración permanente del tipo de cambio real se produjo durante los episodios hiperinflacionarios que afectaron a la economía argentina entre 1989 y 1990. Ella tiene lugar en diciembre de 1989 y es atribuible a un incremento del 124% del tipo de cambio en Argentina, e implicó un deterioro importante del tipo de cambio real bilateral respecto a Uruguay<sup>9</sup>.

---

<sup>9</sup> El procedimiento de detección de observaciones atípicas «condicionales» condujo, además, a la identificación de un cambio permanente en agosto de 1993 y otro en setiembre de 1994. Los efectos sobre el tipo de cambio real bilateral son en ambos casos de menor importancia cuantitativa que los asociados a los tres episodios comentados anteriormente.

En el cuadro 4 puede apreciarse que el procedimiento de modelización del tipo de cambio real bilateral con Argentina condujo a la identificación de seis observaciones atípicas que corresponden a cambios de nivel meramente transitorios. Estas anomalías ocurrieron durante los episodios de inestabilidad macroeconómica comentados anteriormente. Los efectos más importantes se registran durante los episodios hiperinflacionarios.

En el tipo de cambio real respecto a Brasil, también, se detectó el mismo número de observaciones atípicas «condicionales», pero a diferencia de lo ocurrido en el caso argentino, todas ellas correspondieron a cambios permanentes del nivel del tipo de cambio real bilateral.

Cronológicamente el primer dato anómalo detectado corresponde al mes de julio de 1977. Se trata de una apreciación real de la moneda uruguaya de sólo 3%, que se produjo en un período de gran estabilidad del tipo de cambio real.

El siguiente grupo de atípicos aparece durante un período de fuerte apreciación de la moneda uruguaya, que se inicia con la adopción de la «tablita» en Uruguay y se prolonga hasta principios del año 1980. En dicho período se identificaron tres momentos en que las depreciaciones del tipo de cambio real fueron estadísticamente significativas. Los dos más importantes se produjeron en los meses de mayo y diciembre de 1979. En esta última fecha se registró una depreciación real de casi 19%. En todos estos casos el comportamiento del tipo de cambio real bilateral es atribuible a que en este período en Brasil se registraron elevadas tasas de devaluación respecto al dólar y que éstas no se trasladaron totalmente a los precios domésticos.

Como se comentó anteriormente, el cambio de nivel permanente más importante del tipo de cambio real con Brasil se produjo en ocasión del abandono de la «tablita» a fines de noviembre de 1982. En esta oportunidad la devaluación real respecto a la moneda brasileña fue superior al 60%.

En el período comprendido entre este acontecimiento y el retorno a la democracia en marzo de 1985 se identificaron otros cuatro acontecimientos atípicos «condicionales». Ellos tuvieron impactos de distinto signo sobre los precios relativos bilaterales y tendieron a compensarse entre sí. En este período, Uruguay siguió una política de «flotación sucia» del tipo de cambio, mientras que Brasil realizaba devaluaciones de su moneda del 10% mensual y registraba elevadas tasas de inflación doméstica. Como se verá más adelante al analizar las estimaciones de las varianzas condicionales, éste fue uno de los períodos de más alta volatilidad del tipo de cambio real con Brasil.

Las dos siguientes observaciones atípicas «condicionales» se produjeron en julio de 1988 y en octubre de 1991, respectivamente. La primera aconteció en medio de una fase de apreciación de la moneda nacional uruguaya que tuvo su inicio con la aplicación del Plan Cruzado y se prolongó hasta después del fracaso del Plan Collor, a comienzos de 1990. Cabe destacar que en el primer trimestre de 1990 se registró el pico máximo del tipo

de cambio real respecto a Brasil. A partir de este momento, la economía brasileña vivió un breve experimento de flotación del tipo de cambio y luego retomó la política de devaluaciones en función de la inflación pasada.

El segundo episodio se produjo como consecuencia de una importante devaluación del cruzado respecto al dólar que no se trasladó a la inflación doméstica brasileña. Este acontecimiento se registró durante la fase más prolongada de apreciación real de la moneda uruguaya del período analizado. En esta etapa, que se extendió desde enero de 1990 hasta julio de 1994, la economía brasileña enfrentó una etapa de gran inestabilidad macroeconómica, registrando tasas promedio mensuales de inflación y de devaluación superiores al 20%.

Las tres últimas observaciones atípicas se relacionan con dos cambios fundamentales registrados en la orientación de la política económica en Brasil. El primero se originó en la aplicación del Plan Real en julio de 1994. Este acontecimiento provocó una mejora permanente del tipo de cambio real. Este efecto se reforzó durante el segundo semestre de 1994, en la medida en que la estabilidad del tipo de cambio nominal no implicó un abatimiento inmediato de la inflación doméstica en Brasil. El segundo cambio se registró el 13 de enero de 1999 cuando se produjo el abandono del Plan Real y se desencadenó una sucesión de devaluaciones de la moneda brasileña. En este caso, el efecto fue el inverso al comentado anteriormente: se produjo un importante deterioro del tipo de cambio real durante los meses de enero y febrero de 1999. Como consecuencia de la devaluación brasileña el tipo de cambio real bilateral alcanzó los niveles más bajos del período analizado.

En resumen, la evidencia comentada muestra que en el comportamiento de los tipos de cambio reales con Argentina y Brasil es posible identificar un número elevado de observaciones atípicas «condicionales». La modelización de este tipo de observaciones mediante Análisis de Intervención ha permitido comprobar que ellas tienen una importancia crucial en la dinámica de los precios relativos bilaterales. Por otra parte, el análisis de las fechas y circunstancias en que se produjeron los datos atípicos indica que, en general, éstos son atribuibles a cambios bruscos en los regímenes cambiarios o a fases de gran inestabilidad económica en Argentina y Brasil.

### *iii) Nueva evidencia sobre la PPP a nivel bilateral*

Es importante observar que en la estimación de la ecuación (5) correspondiente al tipo de cambio real bilateral con Argentina la estructura autorregresiva estimada tiene una raíz muy próxima a la unidad. Esto permite conjeturar que las observaciones atípicas «condicionales», fundamentalmente las que se han modelizado a través de variables impulso, pueden haber distorsionado los resultados iniciales de los contrastes de raíces unitarias.

CUADRO 5. *Resultados de contrastes de raíces unitarias. Sobre series corregidas de observaciones atípicas. Período: 1975.02–1999.09*

Contraste	Tipo de cambio real bilateral con Argentina		Tipo de cambio real bilateral con Brasil	
	$\hat{t}_p^1$	Retardos <sup>2</sup>	$\hat{t}_p^1$	Retardos <sup>2</sup>
Dickey-Fuller Aumentado (ADF).....	-2.81	4	-1.95	2
Philips–Perron (PP).....	-2.93	5	-1.79	5

NOTAS: <sup>1</sup> t-valor.<sup>2</sup> En el caso del contraste ADF la cantidad de retardos se determina mediante los criterios de Akaike (AIC) y Schwartz (BIC). En los contrastes PP se utilizó el criterio de Newey y West.

\* Significativo al 5%.

\*\* Significativo al 1%.

Para analizar este aspecto, se han realizado contrastes sobre las series corregidas de los efectos de los datos atípicos. Las correcciones se realizaron a partir de las estimaciones expuestas en el cuadro 4. Los resultados de los contrastes se exponen en el cuadro 5. Puede apreciarse que en este caso los contrastes no permiten rechazar la hipótesis nula de existencia de una raíz unitaria en ninguna de las dos series analizadas. En definitiva, estos resultados aportan evidencia negativa acerca de la verificación de la PPP respecto a los dos principales socios del MERCOSUR.

Al no rechazarse la hipótesis de existencia de una raíz unitaria sobre el tipo de cambio real con Argentina corresponde reestimar el sistema, sustituyendo  $d = 0$  por  $d = 1$ . Los resultados de dicha estimación se presentan en el cuadro 6. Puede apreciarse que, en lo esencial, la estrategia de intervención diseñada para la primera estimación continúa siendo adecuada y que la ecuación de la varianza condicional no muestra cambios sustantivos.

#### iv) *Volatilidad del tipo de cambio real y efectos de las políticas de Argentina y Brasil*

En el gráfico 5 se presenta la desviación típica condicional estimada para el tipo de cambio real con Argentina. En dicho gráfico puede observarse, en primer término, que los picos más elevados de volatilidad pueden atribuirse a dos períodos críticos de los funcionamientos macroeconómicos de Argentina y Uruguay. El primero comenzó con la ruptura de la «tablita» en Argentina en febrero de 1981, se profundizó cuando Uruguay abandonó su política de preanuncio del tipo de cambio a fines de 1982 y recién finalizó cuando se implementó el Plan Austral en la segunda mitad de 1986. Los momentos de mayor volatilidad de este período se produjeron inmediatamente después de las devaluaciones ocurridas al colapsar las «tablitas».

CUADRO 6. Resultados de las estimaciones del sistema (5)-(6). Con variables de intervención en la ecuación de la media. Período: 1975.02–1999.09

<i>tcr bilateral con Argentina</i>	
Ecuación de la media condicional	
Modelo estimado	ARIMA (4,1,0)
Parámetros <sup>1</sup>	
$\phi_1$ .....	0.2746 (4.43)
$\phi_2$ .....	0.1187 (4.20)
$\phi_4$ .....	0.0613 (2.66)
Intervenciones .....	ES7511 = -0.2117 (-11.10)
	IM7603 = -0.2375 (-7.96)
	IM7608 = 0.0738 (19.41)
	IM7609 = 0.1404 (20.98)
	ES7611 = -0.3846 (-45.44)
	ES8102 = -0.0899 (-20.98)
	IM8104 = -0.2087 (-6.08)
	ES8207 = -0.6452 (-8.95)
	ES8212 = 0.5808 (13.27)
	IM8903 = 1.1732 (222.53)
	ES8912 = -0.5029 (-15.37)
	IM9101 = -0.3521 (-6.68)
	ES9308 = -0.0318 (-8.51)
	ES9409 = 0.0573 (4.06)
Ecuación de la varianza condicional	
Modelo estimado .....	GARCH(2,0)
$\omega$ .....	0.00003 (4.03)
$\hat{\alpha}_1$ .....	0.5626 (3.48)
$\hat{\alpha}_2$ .....	0.1496 (1.69)
$ \Delta \text{tcn}_{\text{USAt-1}} $ .....	0.0160 (4.89)
Contrastes de diagnóstico <sup>2</sup>	
$\bar{R}^2$ .....	0.5475
Desviación Estándar Residual $\sigma_t$ .....	0.1049
Coeficiente de asimetría .....	-0.15
Curtosis .....	3.47
Jarque – Bera <sup>3</sup> .....	3.73
Ljung – Box Q(8) .....	12.73*
ARCH(2) Contraste LM .....	2.20

NOTAS: <sup>1</sup> t- valor entre paréntesis (para las variables de intervención el valor entre paréntesis refiere al estadístico z).

<sup>2</sup> Los contrastes se realizan sobre los residuos estandarizados.

<sup>3</sup> Contraste de normalidad.

\* Significativo al 5%.

\*\* Significativo al 1%.

El segundo pico tuvo lugar durante los episodios hiperinflacionarios que afectaron a la economía argentina durante los años 1989 y 1990. En algunos meses de este período la desviación típica condicional alcanzó valores superiores al 80%. Cabe subrayar que los niveles de volatilidad que se registraron en este período triplican los alcanzados durante las crisis de las políticas de preanuncio del tipo de cambio a principios de los ochenta.

Las estimaciones de la varianza condicional indican que a lo largo del período analizado hubo tres períodos de baja volatilidad del tipo de cambio real. El primero abarca el período en que ambos países pusieron en práctica políticas de preanuncio del tipo de cambio nominal. El segundo fue relativamente breve y se produjo durante la vigencia del Plan Austral. En este período Uruguay mantuvo una política de *crawling-peg* pasivo, tendiente a mantener el tipo de cambio real, con tasas anuales de inflación superiores al 50%. El tercero es el que se inició con la implementación en Argentina del Plan de Convertibilidad y se prolonga hasta la actualidad. A lo largo de este último período la política económica uruguaya estuvo orientada al abatimiento de la inflación, utilizándose el tipo de cambio como ancla nominal. Esta ha sido la fase de baja volatilidad del tipo de cambio real bilateral más prolongada del período analizado. Durante prácticamente la totalidad del período que va desde mediados de 1991 hasta setiembre de 1999 las estimaciones de la desviación típica condicional se han movido entre valores mínimos de 0,6% y máximos de aproximadamente 1%.

En esta etapa de estabilidad del tipo de cambio real bilateral se estimaron niveles de volatilidad algo superiores sólo en dos oportunidades. En ambos casos, los incrementos de la desviación típica condicional ocurrieron en los períodos previos a las elecciones nacionales en Uruguay y Argentina. Es posible que el aumento de la volatilidad esté vinculado a que durante las campañas electorales estuvo en entredicho el mantenimiento de las políticas económicas vigentes.

El comportamiento de la volatilidad del tipo de cambio real respecto a Brasil se presenta en el gráfico 6. El primer aspecto a destacar es que en los picos máximos la desviación estándar condicional no llegó a superar el 9%, por lo que la volatilidad se ha movido en márgenes bastante más estrechos que los observados en el tipo de cambio real con Argentina. Esto es atribuible, básicamente, a que los niveles máximos de inestabilidad de la economía brasileña no han sido comparables a los observados durante la hiperinflación argentina. Si no se tienen en cuenta las estimaciones correspondientes al período 1989-1990, se constata que la volatilidad del tipo de cambio real con Brasil alcanzó niveles iguales, o incluso superiores, a los estimados para Argentina.

El segundo aspecto que surge al analizar las estimaciones de volatilidad es que en el período analizado se han producido varios episodios en los que la desviación estándar condicional registra picos. La duración de los mismos ha sido de entre seis y ocho meses, y en general, se produjeron en las

GRÁFICO 5. Volatilidad del tipo de cambio real con Argentina. Estimación sistema (5) y (6'). Desviación típica condicional. Período 1975.02-1999.09

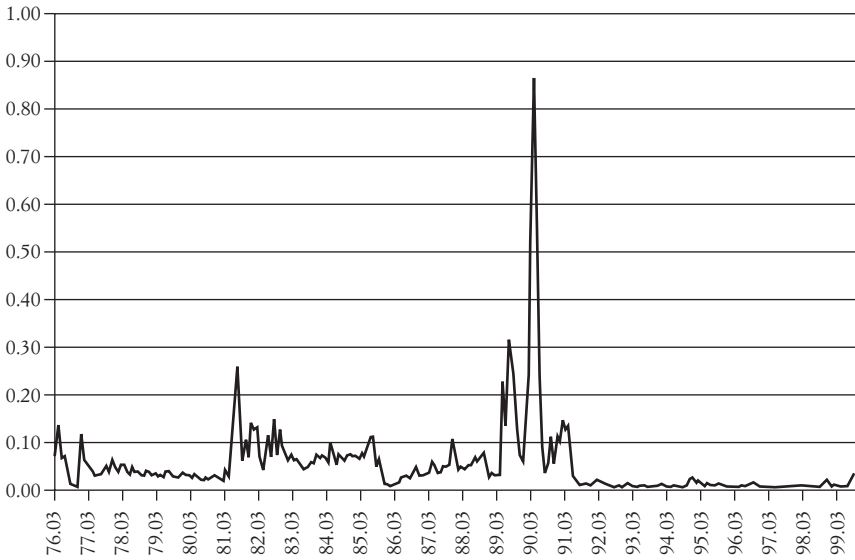
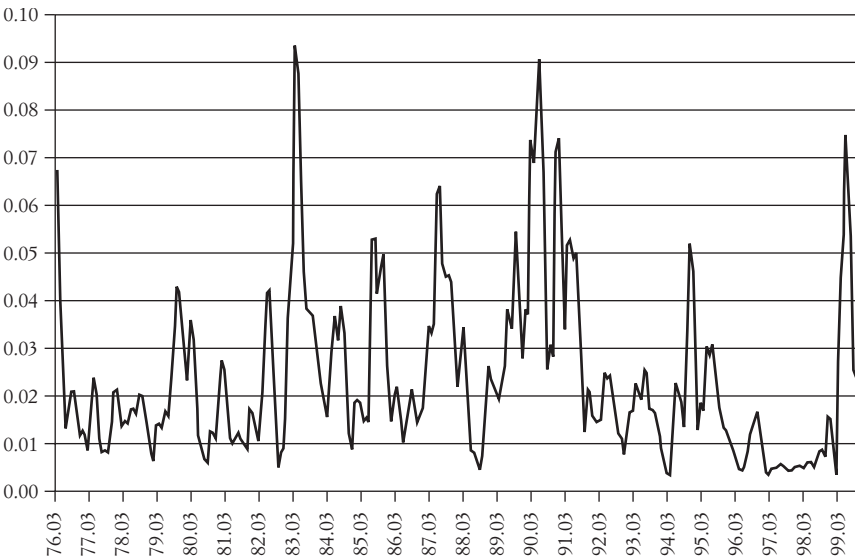


GRÁFICO 6. Volatilidad del tipo de cambio real con Brasil. Estimación sistema (5) y (6'). Desviación típica condicional. Período 1975.02-1999.09



proximidades de la introducción de cambios en la orientación de las políticas macroeconómicas. En el gráfico 6 puede apreciarse que los niveles máximos de volatilidad se observaron en tres momentos. El primero se produjo luego de la ruptura de la «tablita» en Uruguay. El segundo tuvo lugar a principios de 1990, durante la fase de inestabilidad macroeconómica posterior al fracaso del Plan Collor. El tercero se registró como consecuencia de la devaluación brasileña del 13 de enero de 1999<sup>10</sup>.

Puede concluirse, entonces, que los regímenes cambiarios adoptados por Argentina y Brasil han tenido una influencia fundamental sobre la volatilidad de los tipos de cambio reales bilaterales. La inestabilidad macroeconómica y los cambios de orientación de las políticas en Argentina y Brasil han provocado incrementos importantes en los niveles de incertidumbre asociados a la evolución de los precios relativos bilaterales.

A la luz de esta evidencia, corresponde analizar si dichas políticas tuvieron efectos sobre los niveles de los tipos de cambio reales bilaterales y no sólo sobre su volatilidad.

Para investigar este aspecto es necesario ampliar el enfoque econométrico, permitiendo que variables representativas de las mencionadas políticas incidan, también, sobre la ecuación (5). Esto puede analizarse simplemente incorporando variables explicativas en el modelo de la media condicional:

$$(5') \quad \Phi_p(L)\Delta^d \text{tcr}_{ijt} = \mu + \varphi'x_t + \sum \delta_{kj} \Delta^d \Delta_{kjt} + \Theta_q(L) \varepsilon_{jt}, t = 1, \dots, T, k = 1, \dots, K,$$

donde  $x_t$  es un vector de variables exógenas y  $j$  es un vector de coeficientes. En este trabajo se han considerado como variables explicativas  $\Delta \text{tcr}_{jUSA_t}$ ,  $\Delta \text{tcr}_{jUSA_{t-1}}$  y sus correspondientes retardos<sup>11</sup>.

Cabe aclarar que previo a la estimación de la ecuación (5') se realizaron contrastes de cointegración entre los tipos de cambio reales bilaterales uruguayos y los tipos reales y nominales de Argentina y Brasil respecto al dólar americano. A tales efectos se utilizó la técnica de contraste propuesta por Johansen (1995). Los resultados permitieron rechazar al 5% de significación la hipótesis de existencia de una relación de equilibrio estable entre las variables consideradas<sup>12</sup>.

Los resultados de la estimación del sistema (5')-(6') se presentan en el cuadro 7. Los mismos muestran que las variaciones de los tipos de cambio

<sup>10</sup> En el gráfico 6 se observa que la volatilidad del tipo de cambio real se incrementó en los períodos previos a la aplicación de los planes de estabilización de febrero de 1986 (Plan Cruzado), junio de 1987 (Cruzado II) y julio de 1994 (Plan Real).

<sup>11</sup> La diferencia entre los vectores  $y_t$  y  $x_t$  es que en el primero las variables incluidas en el vector  $x_t$  aparecen en valores absolutos.

<sup>12</sup> Las limitaciones de espacio impiden presentar los resultados detallados de los contrastes realizados. Los mismos se encuentran, no obstante, a disposición de los lectores interesados.



reales bilaterales se encuentran fuertemente correlacionadas con el comportamiento del tipo de cambio real respecto al dólar en Argentina y Brasil: la inclusión de  $\Delta tcr_{jUSA_t}$  en las ecuaciones de la media condicional provoca una reducción de la variabilidad no explicada. En concreto, se observa que los movimientos del tipo de cambio real brasileño se reflejan de manera inmediata y completa sobre el tipo de cambio real bilateral. El coeficiente estimado es negativo y estadísticamente igual a menos uno, lo que implica que cuando Brasil modifica sus precios relativos respecto a Estados Unidos también lo hace respecto a Uruguay, registrándose variaciones del mismo signo y de igual magnitud. En cambio, en el caso del tipo de cambio real con Argentina el coeficiente estimado indica que la devaluación real respecto al dólar se traslada sólo parcialmente al tipo de cambio real bilateral. Asimismo, los resultados de la estimación permitieron constatar que las variaciones contemporáneas de los tipos de cambio nominales de la moneda argentina respecto al dólar americano también repercuten parcialmente sobre la evolución del tipo de cambio real bilateral. Esto estaría indicando que a lo largo del período analizado el comportamiento de los precios en Argentina ha incidido de manera directa sobre la dinámica inflacionaria de la economía uruguaya.

Por otra parte, la importancia de la inclusión de  $\Delta tcr_{jUSA_t}$  en el modelo se refleja, también, en la disminución del número de variables cualitativas incluidas en la ecuación (5') y en las reducciones observadas en los valores de los parámetros estimados. Era de esperar que esto sucediera, en la medida en que la mayoría de los valores atípicos «condicionales» tenían su origen en episodios directamente relacionados con las políticas aplicadas en las economías vecinas.

En las ecuaciones correspondientes a las varianzas condicionales continúa detectándose heteroscedasticidad condicional, aunque la especificación de la misma muestra ciertos cambios. Por ejemplo, en el caso del tipo de cambio real con Argentina la estructura ARCH(2) estimada anteriormente se convierte en GARCH(1,1). Por otra parte, en las estimaciones de las varianzas condicionales se mantienen los efectos significativos de las variables incluidas para tener en cuenta los efectos de las políticas monetarias y cambiarias de Argentina y Brasil, aunque en ambos casos se observa una reducción en los valores de los coeficientes estimados.

En los gráficos 7 y 8 se presentan las desviaciones típicas condicionales que surgen de la estimación del sistema (5')-(6'). El resultado más importante es que la incorporación de las variables explicativas en las ecuaciones de las medias condicionales provoca una reducción sustantiva de la volatilidad, lo que indica que en el período analizado las perturbaciones originadas en las políticas aplicadas en las economías vecinas han incidido de manera fundamental sobre los tipos de cambio reales bilaterales. En el tipo de cambio real con Argentina las reducciones observadas en la volatilidad son espectaculares. Un ejemplo de esto es que el pico máximo durante la fase hipe-

CUADRO 7. *Resultados de las estimaciones del sistema (5')-(6'). Con variables de intervención en la ecuación de la media. Período: 1975.02–1999.09*

	Tipo de cambio real bilateral con Argentina	Tipo de cambio real bilateral con Brasil
Ecuación de la media condicional		
	Parámetros <sup>1</sup>	
$\phi_1$ .....	0.2891 (5.13)	0.1330 (2.50)
$\phi_2$ .....	0.1482 (2.99)	–
$\phi_4$ .....	0.1828 (4.23)	0.3480 (6.46)
$\Phi_1$ .....	–	0.0711 (1.72)
$\Delta tcn_{USAt}$ .....	0.2531 (-53.07)	–
$\Delta tcr_{USAt}$ .....	-0.5140 (57.90)	-0.9955 (34.99)
Intervenciones .....	IM7608 = 0.0792 (16.84)	ES7707 = -0.0367 (-5.81)
	IM7609 = 0.0412 (5.57)	ES8211 = 0.0532 (3.22)
	ES8207 = -0.1311 (-9.77)	ES8212 = 0.5993 (187.38)
	ES8212 = 0.6022 (14.36)	ES8301 = -0.0078 (-6.42)
	IM9101 = -0.2531 (-53.07)	ES8302 = -0.0541 (-8.00)
	ES9308 = -0.0260 (-5.98)	ES8312 = 0.1028 (6.50)
	ES9409 = 0.0578 (3.17)	ES8807 = -0.0412 (-11.10)
	ES9009 = -0.0898 (-7.71)	
Ecuación de la varianza condicional		
Modelo estimado .....	GARCH(1,1)	GARCH(4,0)
$\omega$ .....	0.00003 (3.99)	0.00002 (1.76)
$\hat{\alpha}_1$ .....	0.1954 (2.47)	0.1092 (1.33)
$\hat{\alpha}_2$ .....	–	0.0856 (1.55)
$\hat{\alpha}_3$ .....	–	0.2296 (2.03)
$\hat{\alpha}_4$ .....	–	0.4054 (3.81)
$\hat{\beta}_1$ .....	0.3815 (4.68)	–
$ \Delta tcr_{USAt-1} $ .....	–	0.0032 (2.35)
$ \Delta tcn_{USAt-1} $ .....	0.0044 (4.48)	–
Contrastes de diagnóstico <sup>2</sup>		
$\bar{R}^2$ .....	0.9481	0.8793
Desviación Estándar Residual $\sigma_t$ .....	0.0356	0.020
Coeficiente de asimetría .....	-0.19	-0.21
Curtosis .....	3.06	3.29
Jarque – Bera <sup>3</sup> .....	1.76	3.00
Ljung–Box Q(8) .....	5.69	5.41
ARCH(2) Contraste LM .....	0.02	0.14

NOTAS: <sup>1</sup> t- valor entre paréntesis (para las variables de intervención el valor entre paréntesis refiere al estadístico z).

<sup>2</sup> Los contrastes se realizan sobre los residuos estandarizados.

<sup>3</sup> Contraste de normalidad.

\* Significativo al 5%.

\*\* Significativo al 1%.

GRÁFICO 7. Volatilidad del tipo de cambio real con Argentina. Estimación sistema (5') y (6'). Desviación típica condicional. Período 1975.02-1999.09

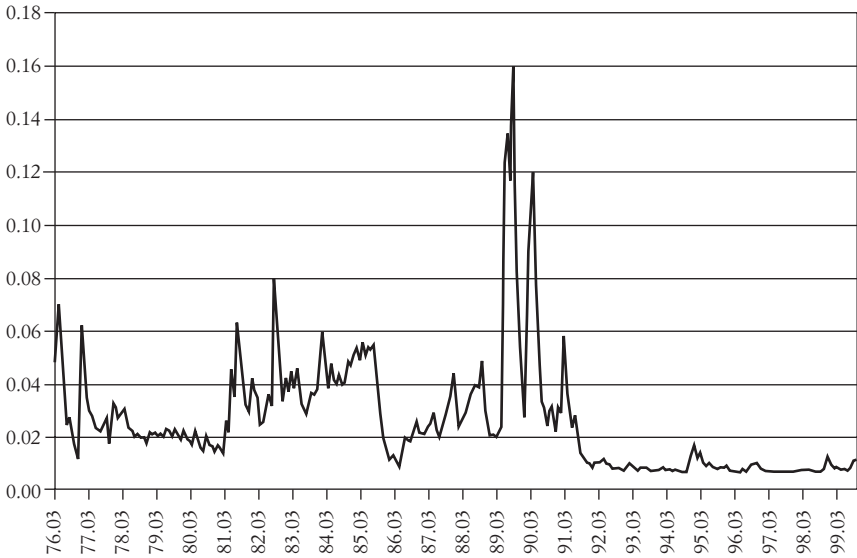
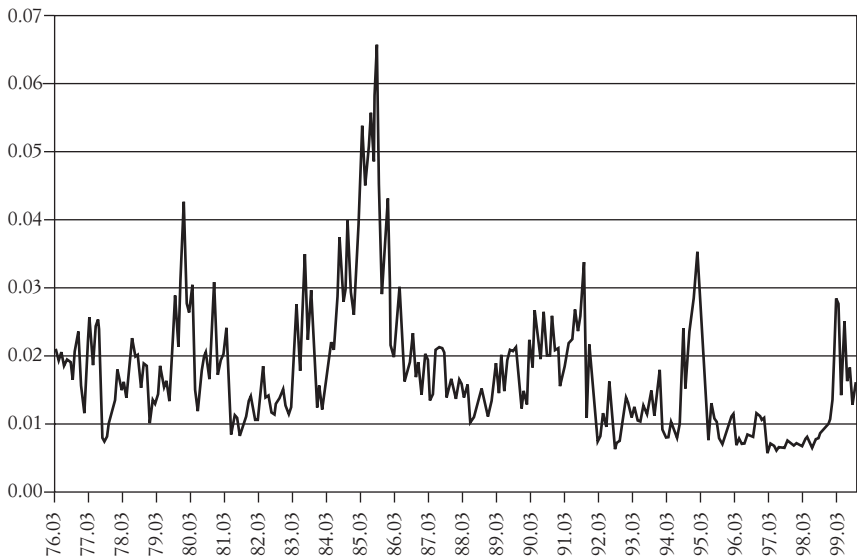


GRÁFICO 8. Volatilidad del tipo de cambio real con Brasil. Estimación sistema (5') y (6'). Desviación típica condicional. Período 1975.02-1999.09



rinflacionaria la desviación típica condicional alcanza valores apenas superiores al 15%.

Los datos del gráfico 7 subrayan, además, dos aspectos de la evolución de la desviación típica condicional del tipo de cambio real con Argentina. El primero es que, excluida la etapa hiperinflacionaria, la fase de mayor volatilidad del tipo de cambio real se produjo entre la ruptura de la «tablita» en Argentina y la puesta en marcha del Plan Austral en 1985, o sea durante un período de gran inestabilidad macroeconómica en ambos países. El segundo es que el régimen cambiario que resultó de la aplicación del Plan de Convertibilidad en Argentina y del plan de estabilización implementado en Uruguay a principios de la década de los noventa ha dado lugar a una fase prolongada de baja volatilidad y, a partir de 1995, a una estabilidad del tipo de cambio real bilateral.

El perfil de la desviación estándar estimada para el tipo de cambio real con Brasil es más variable. Se siguen observando los picos de volatilidad en momentos de cambios de las políticas económicas o de fuerte inestabilidad en Brasil. Un resultado de interés que surge de las estimaciones es que durante la década de los noventa el tipo de cambio real respecto a Brasil ha tenido, en general, un comportamiento más volátil que el correspondiente a Argentina.

Por otra parte, durante la última década, el único período de baja volatilidad se registró entre mediados de 1997 y agosto de 1998. El abandono del Plan Real por parte de Brasil ha implicado un incremento de la volatilidad del tipo de cambio real que se mantuvo hasta finales del período analizado.

Puede concluirse, entonces, que la estabilidad de las paridades respecto al dólar en Argentina y Brasil contribuyen de manera decisiva al sostenimiento de los niveles de los tipos de cambio reales bilaterales y al mantenimiento de niveles reducidos de volatilidad.

#### IV. CONSIDERACIONES FINALES

La evidencia expuesta en este capítulo plantea dudas sobre la pertinencia empírica de la hipótesis de la PPP entre Uruguay y Argentina y también entre Uruguay y Brasil. Ello implica que los determinantes fundamentales de los tipos de cambio bilaterales parecen ser más complejos que el simple cociente de precios relativos que establece esa hipótesis. Por consiguiente, el seguimiento de las condiciones de equilibrio de los tipos de cambio reales bilaterales a través de este indicador puede resultar inadecuado.

Las modificaciones en el tipo de cambio de ambos socios comerciales provocan efectos disímiles sobre el nivel de precios relativos o tipo de cambio bilateral de Uruguay con cada uno de ellos. Por un lado, las modificaciones en el tipo de cambio real de Brasil determinan cambios permanentes en los

precios relativos entre ambos países. A menos que esos efectos se compensen con cambios en la paridad real respecto a otros socios comerciales, ello implicaría que las devaluaciones brasileñas obligarían a Uruguay a realizar ajustes permanentes en la cuenta corriente de la balanza de pagos. En otros términos, las devaluaciones reales brasileñas implicarían choques externos con efectos reales sobre la economía uruguaya.

Las variaciones del tipo de cambio de Argentina son absorbidas en parte, aunque no completamente, por modificaciones en los precios uruguayos. Esto implica que los movimientos en el tipo de cambio real argentino determinan presiones inflacionarias en Uruguay, vía inflación importada. Esto es comprensible si se tiene en cuenta la cercanía de Uruguay a las regiones más ricas y densamente pobladas de Argentina, los bajos costos de transporte y la naturaleza de los bienes que conforman el intercambio entre ambos países. Esa especificidad de las relaciones comerciales de Uruguay con Argentina se observa claramente en la amplia gama de mercaderías que se exportan y a su vez se importan desde ese país, la mayor parte de las cuáles sólo se comercian con Argentina y no con el resto del mundo, la existencia de un nivel de comercio intraindustrial muy alto y, sobre todo, un flujo de turismo sumamente importante. Ingresan a Uruguay más de un millón y medio de turistas argentinos por año, en una población de poco más de tres millones, que gastan un 2,4% del PBI uruguayo y representan algo más de un 10% de las exportaciones uruguayas totales de bienes y servicios. Todo ello hace que prácticamente sean escasos los bienes, e incluso los servicios, que puedan caer en la categoría de no comercializables entre ambos países.

Lo anterior no implica, sin embargo, que los movimientos del tipo de cambio real argentino se trasladen totalmente al tipo de cambio real uruguayo. Ese traslado es parcial, aunque importante, y pone en tela de juicio una idea relativamente consensual, hasta ahora, entre los analistas macroeconómicos uruguayos. A saber, que mientras que el nivel de precios medido en dólares de Uruguay era independiente a corto y mediano plazo, e incluso a largo plazo, del nivel de precios en dólares de Brasil, en cambio el nivel de precios en dólares de Argentina era un determinante prácticamente absoluto de los niveles de precios en dólares en Uruguay, al menos a medio plazo (véase Favaro y Sapelli, 1989)<sup>13</sup>.

Según esa visión, las modificaciones del tipo de cambio real por parte de Argentina determinaban con cierto retraso alteraciones en el mismo sentido en el tipo de cambio real uruguayo. Si, adicionalmente, suponemos que algunos precios nominales de bienes no comercializables son inflexibles a la baja (notoriamente, el salario), entonces las apreciaciones de la moneda

---

<sup>13</sup> Bergara *et al.* (1995) plantean que en rigor carece de sentido el nivel de agregación de dos bienes para análisis de las condiciones de equilibrio comercial en general, y en particular de las bilaterales con Argentina, introduciendo un tercer bien y por ende un segundo precio relativo: el del bien comercializable exclusivamente con Argentina.

argentina implicaban impulsos positivos sobre el nivel general de precios en Uruguay, o sea, aumento de la tasa de inflación. Esta idea es reiteradamente citada para explicar, por ejemplo, la aceleración inflacionaria de principios de 1990, que hizo fracasar, en pocos meses, el primer plan de estabilización de la administración Lacalle.

Asimismo, esa doctrina implica que, a largo plazo, Uruguay no puede tener otro tipo de cambio real que el argentino. Si el resultado comentado anteriormente es correcto, por el contrario, existiría cierto margen de maniobra de parte de la política económica doméstica para que el tipo de cambio real de Uruguay se aparte del argentino. Sin duda, los resultados obtenidos muestran que es posible que uno de los principales determinantes de las variaciones del tipo de cambio real uruguayo sea el comportamiento del tipo de cambio real argentino, o alternativamente, que los fundamentos de ambos tengan variables causales comunes.

Las consecuencias de este hallazgo para las discusiones de política económica son múltiples. En primer término, sugiere que la alternativa de adopción de un tipo de cambio fijo respecto al peso argentino anularía el margen de maniobra actualmente existente que otorga capacidad de flexibilidad a la política económica. Por ende, la pérdida de flexibilidad de esa alternativa debería considerarse como un elemento de juicio negativo a la hora de la evaluación de los costos y beneficios de las distintas alternativas disponibles de política económica.

No obstante, la evidencia presentada sugiere, en segundo lugar, que los regímenes cambiarios que mantienen una paridad constante respecto al dólar americano, en la medida en que ésta sea sostenible, aportan menor volatilidad a las relaciones de precios bilaterales y, por ende, ofrecen beneficios en materia de estabilidad y reducción de incertidumbre.

En tercer lugar, puede afirmarse que si el proceso de integración comercial del MERCOSUR continúa profundizándose es de esperar que aumente la interdependencia entre los socios mayores, Argentina y Brasil, y que, por lo tanto, la capacidad de la política brasileña de influir sobre los niveles de precios relativos bilaterales se verá incrementada, por la vía indirecta de su influencia, sobre la economía argentina.

El análisis desarrollado aporta evidencia, además, tanto sobre la evolución de la volatilidad como sobre sus determinantes. En ese sentido, se ha podido constatar que el tipo de cambio real de ambos socios respecto al dólar americano es un elemento clave de la determinación de la volatilidad. En general, los episodios de alta incertidumbre sobre el comportamiento de los tipos de cambio reales bilaterales se produjeron luego de alteraciones bruscas de las políticas cambiarias en las economías vecinas. En muchos casos, los cambios de orientación surgieron como consecuencia de inconsistencias macroeconómicas, endógenas o derivadas de falta de adecuación a los choques externos, lo que pone en evidencia que los regímenes cambiarios de los países vecinos han influido de manera fundamental sobre los

niveles de volatilidad de los tipos de cambio reales bilaterales. La inestabilidad y los cambios en las políticas macroeconómicas en Argentina y Brasil han provocado incrementos de la incertidumbre asociada a la evolución de los precios relativos bilaterales.

Finalmente, debe tenerse en cuenta que estos cambios se han dado independientemente del régimen cambiario que haya adoptado Uruguay o que hayan adoptado, en cualquiera de los momentos, cada uno de los socios comerciales. De ello se infiere que más importante que las cláusulas que definen la naturaleza del o de los regímenes cambiarios de los socios, es la propia consistencia del conjunto de las políticas económicas aplicadas lo que tiene relevancia a la hora de evaluar ventajas y desventajas de un acuerdo monetario o cambiario entre los países del MERCOSUR.

#### BIBLIOGRAFÍA

- Banerjee, A., Lumsdaine, R., and Stock, J. (1992), «Recursive and Sequential Tests of the Unit-Root and Trend-Break Hypotheses: Theory and International Evidence», *Journal of Business and Economic Statistics*, 10, 271-287.
- Bera, A., y Higgins M. (1993), «A Survey of ARCH Models Properties, Estimation, and Testing», *Journal of Economic Surveys*, 7: 305-366.
- Bergara, M., Dominioni D., y Licandro J. (1995), «Un modelo para comprender la “enfermedad uruguaya”». *Revista de Economía*, Segunda Época, 2(2): 39-76, noviembre. Banco Central del Uruguay, Montevideo.
- Bollerslev, T. (1986), «Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity», *Journal of Econometrics*, 31: 307-327.
- Bollerslev, T., Engle, R.F., y Nelson D.B. (1994), «ARCH Models», *The Handbook of Econometrics*, vol. 4, Amsterdam, North-Holland.
- Box, G.E.P., y Tiao, G.C. (1975), «Intervention Analysis with Applications to Economic and Environmental Problems», *Journal of the American Statistical Association*, 70: 70-79.
- Cancelo, J.R., Fernández, A., y Rodríguez, S. (1999), «The Long-Run Behavior of Real Exchange Rates in the MERCOSUR». Paper presented in the *LACEA – 1999 Meeting (Latin American and Caribbean Economic Association)* (Santiago, Chile).
- Engle R.F. (1982), «Autoregressive Conditional Heteroskedasticity with the Estimates of the Variance of UK Inflation», *Econometrica*, 50: 987-1008.
- Favaro, E., y Sapelli C. (1989), *Shocks externos, grado de apertura y política doméstica*. Premio Banco Central del Economía. Banco Central del Uruguay, Montevideo.
- Fisher, P.G., Tanna, S.K., Turner, D.S., Wallis, K.F., y Whitley, J.D. (1990), «Econometric Evaluation of the Exchange Rate in Models of the UK Economy», *Economic Journal*, 100: 1024-1056.
- Franses, P.H., y Haldrup N. (1994), «The Effects of Additive Outliers on Tests for Unit Roots and Cointegration», *Journal of Business and Economic Statistics*, 12: 471-478.

- Gyshels, E., Harvey, A.C., y Renault E. (1996), «Stochastic Volatility», *Handbook of Statistics: Statistical Methods in Finance*, vol. 14.
- Hendry, D., y Neale, A.J. (1991), «A Monte Carlo Study of the Effects of Structural Breaks on Unit Roots Tests», en P. Hackl y A.H. Westlund (eds.) *Economic Structural Change: Analysis and Forecasting*, Springer-Verlag, Viena, 95-119.
- Hunter, J. (1992), «Test of Cointegrating Exogeneity for PPP and Uncovered Interest Rate Parity in the United Kingdom», *Journal of Policy Modeling*, 14(4): 453-463.
- Johansen, S. (1995), *Likelihood-Based Inference in Cointegrated Vector Auto-Regressive Models*, Oxford University Press.
- Johansen, S., y Juselius, K. (1992), «Testing Structural Hypothesis in a Multivariate Cointegration Analysis of the PPP and the UIP for UK», *Journal of Econometrics*, 53: 211-224.
- Lothian, J., and Taylor, M. (1996), «Real Exchange Rate Behavior: The Recent Float from the Perspective of the Past Two Centuries», *Journal of Political Economy*, 104: 488-509.
- Lumsdaine, R., y Papell, D. (1997), «Multiple Trend Breaks and the Unit-Root Hypothesis», *Review of Economics and Statistics*, LXXIX, 212-218.
- Patel, J. (1990), «Purchasing Power Parity as a Long-Run Relation», *Journal of Applied Econometrics*, 5: 367-379.
- Perron, P. (1989), «The Great Crash, the Oil Price Shock, and the Unit Root Hypothesis», *Econometrica*, 57: 1361-1402.
- Perron, P. (1990), «Test of Joint Hypothesis for Time Series Regression with a Unit Root», *Advances in Econometrics*, 8: 135-160.
- Perron, P., y Vogelsang, T.J. (1992a), «Nonstationarity and Level Shifts with an Application to Purchasing Power Parity», *Journal of Business and Economic Statistics*, 10: 301-320.
- Perron, P., y Vogelsang, T.J. (1992b), «Testing for a Unit Root in a Time Series with Changing Mean: Corrections and Extensions», *Journal of Business and Economic Statistics*, 10: 467-469.
- Pippenger, M.K. (1993), «Cointegration Tests of Purchasing Power Parity: the Case of Swiss Exchange Rates», *Journal of International Money and Finance*, 12: 46-61.
- Phylaktis, K. (1992), «Purchasing Power Parity and Cointegration: the Greek Evidence from the 1920s», *Journal of International Money and Finance*, 11: 502-513.
- Rodríguez, S., Urrestarazu, I., y Goyeneche, J.J. (1999), «El comportamiento de los tipos de cambio reales bilaterales entre Argentina, Brasil, Uruguay y Estados Unidos», Instituto de Estadística, Facultad de Ciencias Económicas, Universidad de la República, Uruguay (mimeo).
- Ruiz, E., y Lorenzo F. (1998), «The Relation Between the Level and Uncertainty of Inflation», Documento número 6/98. Departamento de Economía, Facultad de Ciencias Sociales, Universidad de la República, Uruguay, Octubre.
- Zivot, E., y Andrews, D.W.K. (1992), «Further Evidence on the Great Crash, the Oil Price Shock, and the Unit-Root Hypothesis», *Journal of Business and Economic Statistics*, 10: 251-270.



Relación de autores:

José María Fanelli, Doctor en Economía (Universidad de Buenos Aires), Investigador del Centro de Estudios de Estado y Sociedad (CEDES), Buenos Aires, y del Consejo Nacional de Investigaciones Científicas y Técnicas (CONICET), Profesor de la Universidad de Buenos Aires.

Saúl Keifman, Ph. D. en Economía (University of California, Berkeley), Investigador del CEDES, Director de la Maestría en Política Económica, Universidad de Buenos Aires.

Martín González Rozada, Ph. D. en Economía (Boston University), Investigador del CEDES y Profesor de la Universidad Torcuato Di Tella.

Antonio Barros de Castro, Doctor en Economía, Universidad Estadual de Campinas (UNICAMP), Brasil, profesor del Instituto de Economía da Universidade Federal do Rio de Janeiro, Ex Presidente del Banco Nacional de Desenvolvimento Econômico e Social.

Francisco Eduardo Pires de Souza, Doctor en Economía (UNICAMP), profesor y Director Adjunto de Posgrado en el Instituto de Economía da Universidade Federal do Rio de Janeiro.

Fernando Lorenzo, Doctor en Economía, Universidad Carlos III, Madrid, Investigador y Director del CINVE (Centro de Investigaciones Económicas), Montevideo.

Christian Daude, Licenciado en Economía, Universidad de la República del Uruguay, actualmente integra el Departamento de Investigación del Banco Interamericano de Desarrollo.

Nelson Noya, Maestría en Economía en UNICAMP, Investigador Titular (CINVE), Profesor Titular de la Facultad de Ciencias Económicas, Universidad de la República, Uruguay.