

Paz Rico Belda\*

# EL TIPO DE CAMBIO REAL DÓLAR-EURO Y EL DIFERENCIAL DE INTERESES REALES

*En este trabajo se analiza si existe efecto umbral en la relación entre el tipo de cambio real dólar-euro y el diferencial de intereses reales, durante el período comprendido entre enero de 1984 y diciembre de 2004. Para ello se especifica un modelo threshold de tres regímenes y los resultados evidencian que no existe efecto umbral a corto plazo pero sí a largo plazo. El comportamiento no lineal del tipo de cambio real conlleva en el largo plazo una respuesta al diferencial de intereses reales que es diferente fuera que dentro de la banda umbral. Asimismo, el comportamiento del tipo de cambio real sigue un proceso Band-TAR, de tal forma que reacciona igual por arriba que por debajo de la banda al diferencial de intereses reales. Finalmente, dentro de la banda umbral el tipo de cambio real muestra un comportamiento cercano a presentar raíz unitaria, por lo que los shocks monetarios generan desviaciones de su nivel de equilibrio más persistentes que fuera de la banda.*

**Palabras clave:** banda umbral, tipo de cambio real, diferencial de intereses reales, paridad de poder adquisitivo, no linealidad.

**Clasificación JEL:** C53, F30, F47.

## 1. Introducción

Este trabajo analiza la relación empírica entre el tipo de cambio real y el diferencial de intereses reales, para la Unión Europea y Estados Unidos, durante el período que abarca desde enero de 1984 hasta diciembre de 2004. En particular, se investiga si existe efecto umbral en la relación entre el tipo de cambio real dólar-euro y el

diferencial de intereses reales. El interés por especificar y estimar un modelo umbral viene motivado por la posibilidad de que el tipo de cambio presente un ajuste no lineal a su nivel de equilibrio. En este sentido existe una abundante literatura, tanto teórica como empírica, evidenciando la no linealidad del tipo de cambio<sup>1</sup>. Si esto

---

\* Facultad de Economía. Universidad de Valencia.

Una versión preliminar de este artículo apareció como Working Paper-EC 2006-13 del Instituto Valenciano de Investigaciones Económicas.

---

<sup>1</sup> Entre las contribuciones teóricas del ajuste no lineal del tipo de cambio destacan: BENNINGA y PROTOPAPADAKIS (1988), DIXIT (1989), KRUGMAN (1989), WILLIAMS y WRIGHT (1991), DUMAS (1992) y O'CONNELL y WEI (2002). Por su parte, la literatura empírica, que evidencia la no linealidad del tipo de cambio, resulta actualmente muy extensa, destacando: DAVUTYAN y PIPPENGER (1990), SERCU *et al.* (1995), BALKE y FOMBY (1997), OBSTFELD y TAYLOR (1997),

es así, los modelos económicos de determinación del tipo de cambio basados en especificaciones lineales del comportamiento del tipo de cambio serían inadecuados.

Precisamente, los modelos teóricos del tipo de cambio (Dornbusch, 1976; Frenkel, 1976) deducen la existencia de relación entre el tipo de cambio real y el diferencial de intereses reales, aunque la evidencia empírica no siempre concluye a favor de esta relación. Desde el punto de vista teórico, el conocido modelo de Dornbusch (1976) con rigidez de precios considera que el mercado de bienes se ajusta a una perturbación más lentamente que el mercado de activos. De esta forma, un *shock* monetario genera variaciones temporales en los diferenciales de intereses, una sobre-reacción del tipo de cambio nominal y desviaciones transitorias del tipo de cambio real de su nivel de equilibrio. Así, cuando un banco central restringe su política monetaria aumenta los tipos de interés y cabe esperar que el diferencial de intereses incremente y con ello que el tipo de cambio real se aprecie. Sin embargo, la evidencia empírica no parece encontrar, de forma inequívoca, dicha relación que se sustenta en dos proposiciones fundamentales de la macroeconomía internacional: la paridad de poder adquisitivo y la paridad de interés no cubierta.

Campbell y Clarida (1987) concluyen que el tipo de cambio real es tan volátil y persistente que solamente un porcentaje muy pequeño de sus movimientos puede ser explicado por el diferencial de intereses reales. Mee-se y Rogoff (1988) no encuentran una relación significativa entre el tipo de cambio real y el diferencial de intereses reales. Edison y Pauls (1993) tampoco encuentran evidencia concluyente de que exista una relación a largo plazo entre el diferencial de intereses y el tipo de cambio. Clarida y Gali (1994) no evidencian correlación entre las dos variables y Baxter (1994) concluye que el diferencial de intereses reales está correlacionado solamente con los componentes temporales del tipo de

cambio real. De estos trabajos parece deducirse que el tipo de cambio real es altamente volátil y persistente, lo que imposibilita encontrar una relación sistemática entre éste y el diferencial de intereses reales. No obstante, hay que tener en cuenta que, todos estos trabajos mencionados utilizan métodos basados en especificaciones lineales del ajuste del tipo de cambio, y quizá la dificultad de verificar la relación entre el tipo de cambio real y el diferencial de intereses reales se deba al hecho de ignorar la naturaleza no lineal, que parece presentar el proceso de ajuste del tipo de cambio real.

La persistencia observada en las desviaciones del tipo de cambio real constituye un «misterio» (Rogoff, 1996) que recientemente la evidencia empírica viene resolviendo a través de la dinámica no lineal del tipo de cambio a sus valores fundamentales. La presencia de costes de transacción o incertidumbre conllevan un ajuste no lineal del tipo de cambio a su nivel de equilibrio, que explicaría la elevada volatilidad y persistencia observada en el tipo de cambio real, así como la dificultad encontrada en la literatura para predecir el tipo de cambio. En este sentido, considerando la no linealidad del ajuste del tipo de cambio real, Nakagawa (2002) obtiene unos resultados empíricos que corroboran la existencia de correlación entre los movimientos temporales del tipo de cambio real y el diferencial de intereses reales, mientras que los componentes permanentes del tipo de cambio oscurecen dicha relación. Por su parte, Kanas (2005), utilizando un modelo VAR que permite cambios de régimen<sup>2</sup>, encuentra evidencia de que el diferencial de intereses juega un papel importante en los movimientos del tipo de cambio real dólar-libra esterlina.

En este trabajo se considera la posibilidad de que el tipo de cambio real dólar-euro presente un comportamiento no lineal, lo que podría implicar, siguiendo a Nakagawa, la existencia de efecto umbral en la relación con el diferencial de intereses reales. En concreto, este trabajo analiza si existe efecto umbral en la relación en-

---

MICHAEL *et al.* (1997), O'CONNELL (1998), TAYLOR *et al.* (2001), y más recientemente KILIAN y TAYLOR (2003), SARNO *et al.* (2003), LEON y NAJARIAN (2003) y BEC *et al.* (2004).

---

<sup>2</sup> En concreto un *Markov Switching Vector Autorregresive* (MS-VAR).

tre el tipo de cambio real dólar-euro y el diferencial de intereses reales, durante el período comprendido entre enero de 1984 y diciembre de 2004, y para ello se especifica un modelo *threshold* de tres regímenes, en el que, a diferencia de Nakagawa, no se impone *a priori* que el tipo de cambio se comporte como un paseo aleatorio dentro de la banda umbral. Por otro lado, a diferencia de Nakagawa, que supone una respuesta simétrica del tipo de cambio real al diferencial de intereses reales fuera de la banda umbral, el modelo *threshold* de tres regímenes permite la posibilidad de respuesta asimétrica.

Los resultados obtenidos evidencian que el tipo de cambio real dólar-euro es estacionario, incluso dentro de la banda umbral, aunque, no obstante, dentro de la banda el tipo de cambio real presenta un comportamiento cercano a raíz unitaria, y por tanto elevada persistencia. Por otro lado, el tipo de cambio real presenta un comportamiento no lineal que conlleva, en el largo plazo, la existencia de efecto umbral en la relación con el diferencial de intereses reales, aunque no a corto plazo. Asimismo, la respuesta del tipo de cambio real al diferencial de intereses reales resulta ser simétrica fuera de la banda. Finalmente, ante un *shock* monetario el tipo de cambio real presenta una ligera sobre-reacción retardada<sup>3</sup>.

La estructura del trabajo es como sigue: tras esta introducción se presenta, en el apartado segundo, el marco teórico. A continuación, en el apartado tercero, se analizan los datos, y en el apartado cuarto se expone la metodología econométrica utilizada y se presenta la evidencia empírica obtenida. Por último, en el apartado quinto se recogen las principales conclusiones.

## 2. Marco teórico

### Modelo lineal

La versión, en términos reales, que hacen Meese y Rogoff (1988) del modelo de Dornbusch (1976) deduce

una relación inversa entre el tipo de cambio real y el diferencial de intereses reales<sup>4</sup>. El primer supuesto que contempla el modelo es que los precios en el mercado de bienes no son lo suficientemente flexibles para equilibrar el mercado instantáneamente. Como consecuencia de ello, un *shock* monetario conlleva desviaciones transitorias del nivel de equilibrio. De esta forma, el tipo de cambio real sigue el siguiente proceso:

$$E_t(q_{t+k} - \bar{q}_{t+k}) = \theta^k (q_t - \bar{q}_t) \quad 0 < \theta < 1 \quad [1]$$

donde  $E_t$  es el operador de expectativas en  $t$ ,  $q_t$  es el logaritmo del tipo de cambio real definido como  $q_t \equiv s_t + p_t^* - p_t$ , donde  $s_t$  es el logaritmo del tipo de cambio nominal (precio en moneda doméstica de la moneda exterior) y  $p_t$  y  $p_t^*$  son los logaritmos del nivel de precio doméstico y exterior, respectivamente.  $\bar{q}_t$  es el nivel del tipo de cambio real cuando los precios son completamente flexibles y  $\theta$  es la velocidad de ajuste.

La ecuación [1] puede reescribirse como:

$$E_t q_{t+k} - q_t = (\theta^k - 1)(q_t - \bar{q}_t) + E_t \bar{q}_{t+k} - \bar{q}_t \quad [2]$$

El segundo supuesto del modelo es que se cumple la paridad de poder adquisitivo (PPA) *ex ante* a largo plazo:

$$E_t \bar{q}_{t+k} = \bar{q}_t \quad [3]$$

lo que implica que no existen *shocks* reales o que todos los *shocks* reales siguen procesos paseo aleatorio.

Sustituyendo [3] en [2] se obtiene:

$$q_t = \alpha(E_t q_{t+k} - q_t) + \bar{q}_t \quad [4]$$

donde  $\alpha = \frac{1}{\theta^k - 1}$ .

<sup>3</sup> Denominada en la literatura *delayed overshooting*.

<sup>4</sup> Véase en MACDONALD y NAGAYASU (2000) una forma alternativa de derivar la relación entre el tipo de cambio real y el diferencial de intereses reales.

El tercer supuesto empleado por el modelo es la paridad de interés no cubierta:

$$E_t s_{t+k} - s_t = i_{t,k} - i_{t,k}^* \quad [5]$$

donde  $i_{t,k}$  y  $i_{t,k}^*$  son los tipos de interés nominales doméstico y exterior, respectivamente, con vencimiento  $k$  períodos en el momento  $t$ .

La ecuación [5] implica que

$$E_t q_{t+k} - q_t = r_{t,k} - r_{t,k}^* \quad [6]$$

donde  $r_{t,k}$  es el tipo de interés real *ex ante* definido como  $r_{t,k} \equiv i_{t,k} - (E_t p_{t+k} - p_t)$ .

Sustituyendo la ecuación [6] en la ecuación [4] se obtiene:

$$q_t = \alpha(r_{t,k} - r_{t,k}^*) + \bar{q}_t \quad [7]$$

La ecuación [7] relaciona el tipo de cambio real con el diferencial de intereses reales y con el nivel del tipo de cambio con precios flexibles, que en el modelo se considera constante. De la ecuación [7] se deduce que, puesto que  $\alpha < 0$ , el diferencial de intereses reales está negativamente relacionado con el tipo de cambio real. De esta forma, un incremento del diferencial de intereses reales a favor de la moneda doméstica conllevará una apreciación real de la moneda.

### Modelo no lineal

Nakagawa (2002) propone incorporar en el modelo de Mundell-Fleming-Dornbusch<sup>5</sup> la dinámica de ajuste no lineal del tipo de cambio real a su nivel de equilibrio. La presencia de costes de transacción y/o incertidumbre pueden generar, como viene demostrando tanto la lite-

ratura teórica como empírica, no linealidad en el comportamiento del tipo de cambio, creando una banda en la que el tipo de cambio no tiende al equilibrio, porque no hay arbitraje, o tiende muy lentamente.

Nakagawa (2002) supone que la demanda es insensible a pequeños cambios en el precio, de tal forma que a menos que el diferencial de precios exceda un determinado valor umbral  $\lambda$ , la demanda doméstica no se ve alterada. Este supuesto implica que el tipo de cambio real no tiende hacia el nivel de equilibrio dentro de una banda, cuya amplitud viene dada por el valor umbral  $\lambda$ , y por tanto se comporta como un paseo aleatorio. En este trabajo se relaja este supuesto con el objetivo de que sean los datos quienes determinen si en la banda umbral muestran o no un comportamiento cercano a presentar raíz unitaria<sup>6</sup>. Asimismo, Nakagawa considera que la demanda reacciona igual por arriba que por debajo de la banda, cuando el diferencial de precios excede el umbral  $\lambda$ , lo que conlleva considerar dos regímenes en el comportamiento del tipo de cambio. En este trabajo se propone la posibilidad de respuesta asimétrica, por lo que se plantea un modelo *threshold* con tres regímenes. De esta forma, se permite, nuevamente, que sean los datos quienes determinen si reaccionan igual por arriba que por debajo de la banda umbral, o lo hacen de forma diferente.

La demanda agregada, en presencia de fricciones de mercado, presenta distinta sensibilidad a variaciones en precios:

$$y_t^d = \begin{cases} \bar{y} + \varphi_1 (q_t - \bar{q}_t) & \text{si } q_t > \lambda \\ \bar{y} + \varphi_2 (q_t - \bar{q}_t) & -\lambda \leq q_t \leq \lambda \\ \bar{y} + \varphi_3 (q_t - \bar{q}_t) & q_t < -\lambda \end{cases} \quad [8]$$

donde  $\bar{y}$  es el *output* potencial de pleno empleo.

<sup>5</sup> Puesto que el modelo de Dornbusch es una versión dinámica del modelo Mundell-Fleming, desarrollado por MUNDELL (1963) y FLEMING (1962), Nakagawa lo denomina modelo Mundell-Fleming-Dornbusch.

<sup>6</sup> Ello implica suponer que por debajo del valor umbral  $\lambda$ , la demanda es menos sensible a las variaciones en los precios que por encima del umbral, cabiendo la posibilidad de que en particular la elasticidad precio sea nula, como considera Nakagawa, pero no se impone.

El nivel de precios se ajusta para equilibrar el mercado de bienes muy lentamente. El proceso de ajuste viene dado por:

$$E_t p_{t+1} - p_t = \gamma(y_t^d - \bar{y}) + (E_t \bar{p}_{t+1} - \bar{p}_t) \quad [9]$$

donde  $\bar{p}_t \equiv s_t + p_t^* - \bar{q}_t$ ;  $\bar{p}_t$  es el nivel de precios que equilibra el mercado de bienes dados los niveles actuales de  $s_t$ ,  $p_t$  y  $\bar{q}_t$ . El cambio esperado en los precios de equilibrio entre  $t$  y  $t+1$  viene dado por el término  $E_t \bar{p}_{t+1} - \bar{p}_t$ . El primer término del lado derecho de la ecuación [9] describe el ajuste de precios cuando la demanda excede la oferta y el segundo término recoge el cambio en precios causado por la inflación anticipada, incluso cuando el mercado está en equilibrio.

Sustituyendo las expresiones de  $\bar{p}_{t+1}$  y  $\bar{p}_t$  en el proceso de ajuste de precios y combinándolo con la ecuación [8], a la vez que se asume la PPA, se obtiene:

$$E_t q_{t+1} - q_t = \begin{cases} -\varphi_1 \gamma (q_t - \bar{q}_t) & \text{si } q_t > \lambda \\ -\varphi_2 \gamma (q_t - \bar{q}_t) & -\lambda \leq q_t \leq \lambda \\ -\varphi_3 \gamma (q_t - \bar{q}_t) & q_t < -\lambda \end{cases} \quad [10]$$

y generalizando para  $k$  periodos:

$$E_t q_{t+k} - q_t = \begin{cases} (\theta_1^k - 1)(q_t - \bar{q}_t) & \text{si } q_t > \lambda \\ (\theta_2^k - 1)(q_t - \bar{q}_t) & -\lambda \leq q_t \leq \lambda \\ (\theta_3^k - 1)(q_t - \bar{q}_t) & q_t < -\lambda \end{cases} \quad [11]$$

donde  $\theta = 1 - \varphi\gamma$ .

Ahora sustituyendo la paridad de interés no cubierta en el lado derecho del sistema [11] se tiene:

$$r_{t,k} - r_{t,k}^* = \begin{cases} (\theta_1^k - 1)(q_t - \bar{q}_t) & \text{si } q_t > \lambda \\ (\theta_2^k - 1)(q_t - \bar{q}_t) & -\lambda \leq q_t \leq \lambda \\ (\theta_3^k - 1)(q_t - \bar{q}_t) & q_t < -\lambda \end{cases} \quad [12]$$

Cuando el umbral  $\lambda$  es conocido<sup>7</sup>, el sistema [12] puede reescribirse alternativamente como:

$$q_t = \begin{cases} \alpha_1 (r_{t,k} - r_{t,k}^*) + \bar{q}_t & \text{si } q_t > \lambda \\ \alpha_2 (r_{t,k} - r_{t,k}^*) + \bar{q}_t & -\lambda \leq q_t \leq \lambda \\ \alpha_3 (r_{t,k} - r_{t,k}^*) + \bar{q}_t & q_t < -\lambda \end{cases} \quad [13]$$

El sistema [13] es una versión no lineal de la ecuación [7] y de él se deduce que existe una relación inversa entre el tipo de cambio real y el diferencial de intereses reales, que es diferente dentro de la banda umbral y fuera de ella.

### 3. Análisis de los datos

#### Datos

Los datos utilizados en este trabajo son observaciones mensuales, que corresponden al período que abarca desde enero de 1984 a diciembre de 2004, y han sido obtenidos del Boletín Estadístico del Banco de España. El logaritmo del tipo de cambio real se define como  $q \equiv s - P_{USA} + P_{UE}$ , siendo  $s$  el logaritmo del tipo de cambio nominal (dólares por euro),  $P_{USA}$  y  $P_{UE}$  son los logaritmos del IPC de Estados Unidos (precio exterior) y de la Unión Europea (precio doméstico), respectivamente. Los datos no se han sometido a ningún filtro, utilizándose los datos de la cotización dólar-ecu para el período anterior a 1999, y los datos de la cotización dólar-euro desde el nacimiento del euro. Para comprobar que la utilización de la cotización dólar-ecu antes de 1999 y del dólar-euro después de 1999 no determina los resultados obtenidos, se ha procedido a realizar contrastes de estabilidad estructural sobre los parámetros de los modelos estimados.

<sup>7</sup> Nótese que la variable endógena y la variable transición es la misma por lo que el sistema [13] estará determinado si el umbral  $\lambda$  es conocido.

El tipo de interés nominal utilizado para obtener el tipo de interés real es el rendimiento de la deuda pública a tres años<sup>8</sup> y se han considerado expectativas racionales, de forma que la diferencia entre el tipo de interés real *ex ante* y el *ex post* es el error de predicción, que es ruido blanco. El tipo de interés real *ex post* se ha obtenido descontando al tipo de interés nominal la tasa de inflación anual realizada<sup>9</sup>.

El Gráfico 1 puede considerarse como una primera aproximación para abordar la relación entre el tipo de cambio real y el diferencial de intereses reales. Como puede observarse, en líneas generales parece deducirse una relación inversa entre ambas series. Por otro lado, el Cuadro 1 recoge los estadísticos descriptivos del tipo de cambio real y del diferencial de intereses reales. Para el tipo de cambio real se incluyen los estadísticos descriptivos tanto en niveles como en primeras diferencias. Como puede observarse, los coeficientes de correlación del tipo de cambio real en niveles son elevados y caen lentamente mientras que los de sus primeras diferencias son pequeños y no presentan ningún comportamiento. Por su parte, los coeficientes de correlación del diferencial de intereses reales también son elevados pero no caen tan lentamente como en el tipo de cambio. Esto parece indicar, en principio, que el tipo de cambio real puede no ser estacionario mientras que sí lo será su primera diferencia y el diferencial de intereses reales. Para analizar la estacionariedad de las series se aplica los contrastes de raíz unitaria de Dickey-Fuller. Los resultados obtenidos indican que el diferencial de intereses reales es estacionario mientras que el tipo de cambio real no es estacionario en niveles pero sí en pri-

meras diferencias<sup>10</sup>. Por último, el coeficiente de correlación entre el tipo de cambio real y el diferencial de intereses reales indica que la asociación lineal entre estas dos variables es reducida (Cuadro 1).

Los contrastes lineales de raíz unitaria aplicados al tipo de cambio real están basados en la siguiente regresión auxiliar:

$$\Delta q_t = \mu + \rho q_{t-1} + \sum_{i=1}^p \alpha_i \Delta q_{t-i} + \varepsilon_t \quad [14]$$

donde  $\varepsilon_t$  es un término aleatorio ruido blanco. La hipótesis nula de raíz unitaria implica que  $\rho = 0$  frente a la hipótesis alternativa de que  $\rho < 0$ . No obstante, hay que tener en cuenta, como demostraron Enders y Granger (1998), Taylor (2001) y Kapetanios *et al.* (2003) entre otros, que los contrastes lineales de raíz unitaria tienen reducido poder en presencia de ajustes no lineales de los datos.

En este sentido, recientemente en la literatura se han desarrollado contrastes de raíz unitaria frente a procesos autorregresivos *threshold* (TAR), que permiten contrastar la no estacionariedad y la no linealidad<sup>11</sup>. En este trabajo se sigue la metodología de Bec *et al.* (2004) por lo que, en primer lugar, se contrasta la existencia de raíz unitaria en el tipo de cambio real dólar-euro, frente a la hipótesis alternativa de que sigue un proceso estacionario TAR. Posteriormente, confirmado que el tipo de cambio real sigue un proceso estacionario, se contrasta la existencia de efecto umbral en su comportamiento, siguiendo la metodología de Hansen (1996).

<sup>8</sup> Los datos han sido tomados del Capítulo 26 de Economía Internacional del Boletín Estadístico del Banco de España.

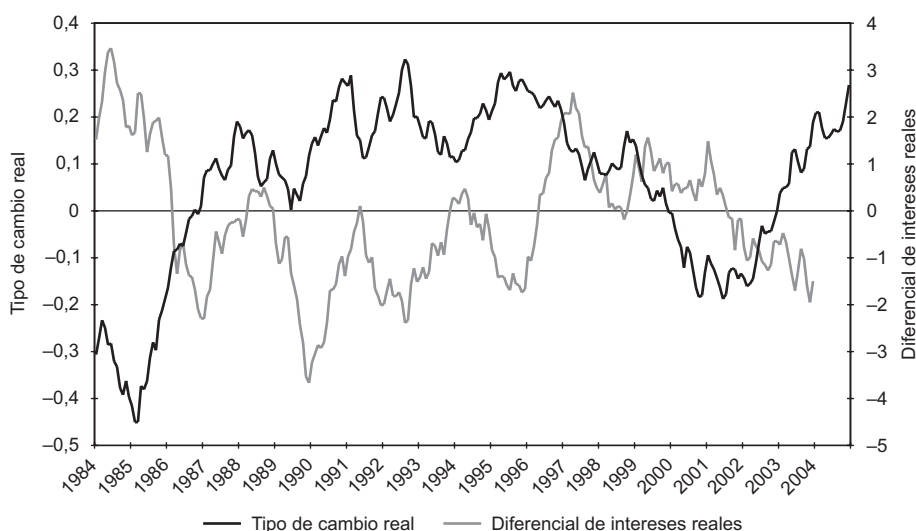
<sup>9</sup> La tasa de inflación utilizada no corresponde con el vencimiento de los tipos de interés al proceder de igual forma que MEESE y ROGOFF (1988) y NAKAGAWA (2002), quienes utilizan una tasa de inflación anualizada correspondiente a un período de tiempo mucho menor (3 meses) que el tipo de interés a largo plazo considerado por ellos (5 y 10 años). Al proceder de esta forma únicamente se pierden 12 datos, mientras que si se utilizase la tasa de inflación a 3 años se perderían 36 datos.

<sup>10</sup> Los resultados no varían al aplicar los contrastes de PHILLIPS y PERRON (1988) y de KWIATKOWSKI, PHILLIPS, SCHMIDT y SHIN (1992). En los contrastes de Dickey-Fuller y Phillips y Perron se ha permitido que la especificación incluyese constante y tendencia, pero en ningún caso han resultado ser significativas.

<sup>11</sup> Por ejemplo, BALKE y FOMBY (1997), ENDERS y GRANGER (1998), BERBEN y VAN DIJK (1999), CANER y HANSEN (2001), LO y ZIVOT (2001), KAPETANIOS y SHIN (2002) y BEC *et al.* (2004).

GRÁFICO 1

TIPO DE CAMBIO REAL DÓLAR-EURO Y DIFERENCIAL DE INTERESES REALES



FUENTE: Banco de España.

CUADRO 1

TIPO DE CAMBIO REAL DÓLAR-EURO Y DIFERENCIAL DE INTERESES REALES ESTADÍSTICOS DESCRIPTIVOS

	Tipo de cambio real		Diferencial de intereses reales
	Niveles	1. <sup>a</sup> Diferencia	Niveles
Media . . . . .	0,0608	0,0022	-0,2102
Desviación . . . . .	0,1734	0,0260	1,3872
Mínimo . . . . .	-0,4505	-0,0757	-3,6627
Máximo . . . . .	0,3229	0,0769	3,4691
Asimetría . . . . .	-1,0138	0,1221	0,2365
Curtosis . . . . .	3,3979	2,8810	2,7179
Bera-Jarque . . . . .	44,8318	0,7747	3,0320
Corr. diferen... . . . .	-0,5507	-0,1972	
$\rho(1)$ . . . . .	0,977	0,318	0,963
$\rho(2)$ . . . . .	0,949	0,023	0,909
$\rho(3)$ . . . . .	0,924	0,032	0,859
$\rho(4)$ . . . . .	0,897	-0,022	0,806
$\rho(5)$ . . . . .	0,869	-0,002	0,744
$\rho(6)$ . . . . .	0,841	0,011	0,676
ADF . . . . .	-1,6115	-11,2351	-2,6015

NOTAS: ADF es el contraste de Dickey-Fuller aumentado y sus valores críticos son -2,574, -1,942 y -1,615 para los niveles de significación del 1, 5 y 10 por 100, respectivamente.

Corr. diferen. es el coeficiente de correlación del tipo de cambio real y el diferencial de intereses reales.  $\rho(.)$  son los coeficientes de correlación serial.

FUENTE: Elaboración propia, a partir de datos del Banco de España.

### Contraste de raíz unitaria versus especificación *threshold*

La dinámica del tipo de cambio en presencia de costes de transacción puede ser recogida por un modelo TAR. Los costes de transacción generan una región dentro de la cual las desviaciones de la PPA pueden no corregirse, ya que el arbitraje internacional no tiene lugar, en cuyo caso el tipo de cambio real sigue un proceso de raíz unitaria o bien se corrigen muy lentamente y presenta un comportamiento próximo a un paseo aleatorio. Fuera de la región, el tipo de cambio real es estacionario. El modelo TAR con tres regímenes queda especificado de la siguiente forma:

$$\Delta q_t = \varepsilon_t + \begin{cases} \mu_1 + \rho_1 q_{t-1} + \sum_{i=1}^p \alpha_{1i} \Delta q_{t-i} & q_{t-d} > \tau \\ \mu_2 + \rho_2 q_{t-1} + \sum_{i=1}^p \alpha_{2i} \Delta q_{t-i} & -\tau \leq q_{t-d} \leq \tau \\ \mu_3 + \rho_3 q_{t-1} + \sum_{i=1}^p \alpha_{3i} \Delta q_{t-i} & q_{t-d} < -\tau \end{cases} \quad [15]$$

donde  $\varepsilon_t$  es la perturbación ruido blanco común entre los tres regímenes y la dinámica del proceso viene recogida por  $\Delta q_{t-i}$ . La variable de transición es  $q_{t-d}$  con un retardo  $d$  desconocido. Se supone que el umbral,  $\tau$ , es simétrico alrededor de cero y desconocido. Dentro de la banda  $[-\tau, \tau]$ , las desviaciones de la PPA pueden ser infinitamente persistentes ( $\rho_2 = 0$ ). Bec *et al.* (2004) demuestran que el proceso [15] será globalmente estacionario, incluso si tiene una raíz unitaria en el régimen intermedio. Asimismo verifican que el contraste de raíz unitaria, que considera un modelo TAR en la hipótesis alternativa, tiene mayor potencia que el contraste de ADF.

El modelo [15] puede reescribirse, tal y como hace Hansen (2000), en una simple ecuación como:

$$\Delta q_t = I_t \left\{ \mu_1 + \rho_1 q_{t-1} + \sum_{i=1}^p \alpha_{1i} \Delta q_{t-i} \right\} + (1 - I_t - J_t) \left\{ \mu_2 + \rho_2 q_{t-1} + \sum_{i=1}^p \alpha_{2i} \Delta q_{t-i} \right\} + J_t \left\{ \mu_3 + \rho_3 q_{t-1} + \sum_{i=1}^p \alpha_{3i} \Delta q_{t-i} \right\} + \varepsilon_t \quad [16]$$

donde  $I_t$  y  $J_t$  son dos funciones indicadores definidas de la siguiente forma:

$$I_t = \begin{cases} 1 & \text{si } q_{t-d} > \tau \\ 0 & \text{si } q_{t-d} \leq \tau \end{cases} \quad J_t = \begin{cases} 1 & \text{si } q_{t-d} < -\tau \\ 0 & \text{si } q_{t-d} \geq -\tau \end{cases} \quad [17]$$

En la estimación del modelo [16] se ha considerado que el retardo  $d$  puede tomar valores desde 1 a 12. Por su parte, el valor que puede tomar el parámetro umbral estará incluido en el intervalo  $[\underline{\tau}, \bar{\tau}]$ . Para determinar los valores extremos del intervalo, se ordenan de forma creciente las observaciones de  $q_t$  en valor absoluto, y se selecciona el valor mínimo del umbral  $\underline{\tau}$ , de forma que el 15 por 100 de las observaciones de  $q_t$  se sitúen por debajo de él. Por su parte, el valor máximo del umbral  $\bar{\tau}$  vendrá determinado por aquel valor para el cual el 15 por 100 de las observaciones de  $q_t$  estén situadas por encima de él. De esta forma se garantiza que al menos el 15 por 100 de las observaciones de  $q_t$  se encuentran dentro o fuera de la banda, evitando que la estimación esté influida por unos pocos *outliers*<sup>12</sup>. Los parámetros óptimos del umbral y del retardo  $d$  se obtienen estimando la ecuación [16] para diferentes valores de estos parámetros y seleccionando el par que minimiza la varianza residual. Más específicamente, para un valor fijo de  $d$  se selecciona aquel valor de  $\tau$  para el cual se minimiza la varianza residual:

$$\hat{\tau}(d) = \min_{\tau \in [\underline{\tau}, \bar{\tau}]} \hat{\sigma}^2(d, \tau)$$

Posteriormente, se selecciona el valor de  $d$  que minimiza nuevamente la varianza residual:

$$\hat{d} = \min_{d \in [1, 12]} \hat{\sigma}^2(\hat{\tau}(d))$$

<sup>12</sup> Asimismo se ha cuidado de que cada uno de los regímenes situados fuera de la banda no quedase con menos del 8 por 100 de las observaciones (la mitad al menos de las observaciones mínimas requeridas).



El número de retardos ( $\Delta q_{t-i}$ ) utilizados para describir la dinámica en el modelo no lineal se determina con los criterios de información de Akaike y de Schwarz aplicados al modelo lineal [14], de acuerdo con lo que es habitual en otros trabajos<sup>13</sup>. De esta forma, se selecciona un retardo igual a 1.

Para contrastar la existencia de raíz unitaria, se contrasta la hipótesis nula<sup>14</sup>:

$$H_0 : \rho_1 = \rho_2 = \rho_3 = 0$$

Bajo la hipótesis nula el parámetro umbral  $\tau$  no está identificado, de forma que para obtener el valor de significación crítico del estadístico de Wald utilizado se procede de igual forma que Bec *et al.* y se simula el siguiente modelo lineal:

$$\Delta q_t = \mu + \alpha \Delta q_{t-1} + \varepsilon_t \quad [18]$$

que es [14] bajo la hipótesis nula ( $\rho = 0$ ) y  $\varepsilon_t \sim N(0, \sigma^2)$ . Los coeficientes  $\mu$ ,  $\alpha$  y  $\sigma$  son los valores estimados para el tipo de cambio real dólar-euro en el período muestral. Se realizan 1.000 simulaciones del tipo de cambio y para cada una de ellas se estima el modelo [16], como se ha indicado, y se obtiene el estadístico de Wald. Para evitar sesgos por los valores iniciales, el período de simulación abarca desde enero de 1979 a diciembre de 2004, pero al estimar con cada réplica el modelo [16] se descartan las 60 primeras observaciones<sup>15</sup>. El nivel de significación crítico se obtiene como el porcentaje de réplicas que superan el estadístico de Wald obtenido en la estimación del modelo [16] con los datos muestrales.

Si se rechaza la hipótesis nula de raíz unitaria se procede a contrastar la linealidad, esto es, si hay o no efecto umbral, en cuyo caso:

$$\begin{aligned} \mu_1 &= \mu_2 = \mu_3 \\ H_0: \rho_1 &= \rho_2 = \rho_3 \\ \alpha_1 &= \alpha_2 = \alpha_3 \end{aligned}$$

Nuevamente el parámetro umbral  $\tau$  no está identificado bajo la hipótesis nula, por lo que el estadístico de Wald no sigue una distribución estándar y es necesario obtener por simulación el valor de significación crítico del contraste, como propone Hansen (1996).

El Cuadro 2 recoge los resultados de la estimación del modelo TAR [16] y de los contrastes de hipótesis realizados. El nivel de significación crítico del estadístico de Wald del contraste de raíz unitaria indica que la hipótesis nula es rechazada para un nivel de confianza del 95 por 100, por lo que el tipo de cambio real es estacionario. Por su parte, del contraste de linealidad se deduce que se puede rechazar<sup>16</sup> la hipótesis nula de linealidad en favor de la hipótesis alternativa de que el tipo de cambio real sigue un proceso TAR. Por tanto, el proceso generador del tipo de cambio dólar-euro es estacionario y no lineal.

El modelo [16] permite contrastar restricciones frecuentemente impuestas *a priori* en la literatura. Por ejemplo, Obstfeld y Taylor (1997) y Kapetanios y Shin (2002) imponen una raíz unitaria en la banda umbral,  $\rho_2 = 0$ . Como puede observarse, esta restricción puede rechazarse para un nivel de significación del 10 por 100. No obstante, en la banda umbral el tipo de cambio real muestra un comportamiento cercano a presentar raíz unitaria. Hay que observar que el número de observaciones en la banda umbral representa alrededor de tres cuartas partes del total de observaciones<sup>17</sup>, lo que pue-

<sup>13</sup> Ver KOUTAS y LAMARCHE (2005).

<sup>14</sup> BEC *et al.* contrastan la hipótesis nula  $\rho_1 = \rho_2 = \rho_3 = 0$  pero derivan la distribución asintótica del contraste bajo el supuesto más fuerte de  $\rho_1 = \rho_2 = \rho_3 = 0 = \mu_1 = \mu_2 = \mu_3$  y  $\alpha_1 = \alpha_2 = \alpha_3$ .

<sup>15</sup> De esta forma se evitan sesgos por los valores iniciales y el período de estimación con cada réplica coincide con el período muestral.

<sup>16</sup> Con un nivel de confianza del 93,4 por 100.

<sup>17</sup> En otros trabajos similares como BEC *et al.* (1999) y NAKAGAWA (2002) también se ha observado que la mayoría de los datos muestrales se sitúan dentro de la región umbral.

**CUADRO 2**  
**CONTRASTE DE RAÍZ UNITARIA *VERSUS* ESPECIFICACIÓN *THRESHOLD***

		Banda	Arriba	Abajo
Constante		0,0042 (2,120)	0,0932 (2,813)	-0,0355 (-0,861)
$q_{t-1}$		-0,0254 (-1,753)	-0,3804 (-2,945)	-0,1152 (-0,917)
$\Delta q_{t-1}$		0,3537 (5,646)	0,4868 (2,629)	0,2057 (1,104)
$H_0: \rho_1 = \rho_2 = \rho_3 = 0$				
Wald	12,584			
p-value	0,005 [0,039]*			
$H_0: \mu_1 = \mu_2 = \mu_3; \rho_1 = \rho_2 = \rho_3; \alpha_1 = \alpha_2 = \alpha_3$				
Wald	12,769			
p-value	0,046 [0,066]*			
$H_0: \mu_1 = \mu_2 = \mu_3 = 0$				
Wald	13,151			
p-value	0,004			
$H_0: \mu_1 = -\mu_3; \rho_1 = \rho_3; \alpha_1 = \alpha_2 = \alpha_3$				
Wald	6,512			
p-value	0,164			
$H_0: \alpha_1 = \alpha_2 = \alpha_3$				
Wald	1,147			
p-value	0,564			
Observaciones		191	38	23
Threshold	0,22			
SE	0,024			
DW	1,945			
Contraste de Chow				
p-value	0,454			

NOTA: Los valores entre paréntesis son los valores del estadístico *t* de Student calculados con errores estándar consistentes bajo heteroscedasticidad. SE es el error estándar de la regresión. \*p-value obtenido por simulación.

FUENTE: Elaboración propia.

de explicar por qué utilizando contrastes lineales de raíz unitaria no se rechaza la hipótesis nula de raíz unitaria, tal y como indica Taylor (2001). Kapetanios y Shin (2002) proponen una versión de [16] que impone la restricción de que la deriva ( $\mu$ ) es cero en todos los regímenes.

El contraste de Wald de la restricción  $\mu_1 = \mu_2 = \mu_3 = 0$  indica que se rechaza dicha hipótesis nula. Por otro lado, la hipótesis de dinámica común en todos los regímenes  $\alpha_1 = \alpha_2 = \alpha_3$  no puede ser rechazada. Finalmente, el modelo [16] anida al modelo Band-TAR considera-

do por numerosos autores<sup>18</sup> y que implica que  $\mu_1 = -\mu_3$ ,  $\rho_1 = \rho_3$  y  $\alpha_1 = \alpha_2 = \alpha_3$ . El contraste de dichas restricciones indica que no se pueden rechazar, por lo que el tipo de cambio real sigue un proceso Band-TAR, que supone dinámica común en los tres regímenes y un comportamiento simétrico fuera de la banda.

El valor estimado del parámetro umbral implica que cuando el tipo de cambio real se aprecia o deprecia respecto a la paridad real con el dólar un 22 por 100<sup>19</sup>, el tipo de cambio real del euro se sitúa por encima o por debajo de la banda umbral, respectivamente. La banda umbral en niveles se sitúa entre 1,24 y 0,80 dólares/euro, lo que permite concluir que la banda es muy amplia, el mercado presenta una elevada inercia y sólo reacciona con una mayor velocidad al equilibrio cuando el tipo de cambio real se aleja excesivamente del mismo.

Con el objetivo de comprobar que la puesta en marcha del euro en 1999 no ha generado cambio estructural en los parámetros del modelo, que puedan condicionar los resultados obtenidos, se han realizado contrastes de estabilidad estructural. El Cuadro 2 recoge el resultado del contraste de predicción de Chow que indica que no existe evidencia de cambio estructural en el modelo. Asimismo, aunque no se incluyen los resultados, se ha realizado el contraste de CUSUM, que ha evidenciado también la no presencia de cambio estructural en el modelo.

#### 4. Metodología econométrica: especificación y resultados

La ecuación [7], obtenida en el segundo apartado, supone la base teórica de numerosos trabajos empíricos que han contrastado la relación entre el tipo de cambio

real y el diferencial de intereses reales. En concreto, Meese y Rogoff (1988) estiman la siguiente ecuación:

$$q_t = \mu + \beta(r_{t,k} - r_{t,k}^*) + \varepsilon_{t+k} \quad [19]$$

donde  $\varepsilon_{t+k}$  es el error de predicción de la inflación. Meese y Rogoff no encuentran suficiente evidencia empírica para considerar que el coeficiente del diferencial de intereses reales sea estadísticamente significativo. Asimismo, consideran la posibilidad de que ambas variables sean I(1), en cuyo caso cabría esperar que estuvieran cointegradas, y tampoco encuentran evidencia de cointegración.

Por su parte, Campbell y Clarida (1987) constatan que las variaciones del tipo de cambio real son muy persistentes y mucho más volátiles que las de los diferenciales de intereses reales, por lo que sólo una pequeña fracción de los movimientos del tipo de cambio real viene explicada por el diferencial de intereses. Edison y Paul (1993), utilizando modelos de corrección de error, no encuentran evidencia favorable a dicha relación. Baxter (1994), descomponiendo el tipo de cambio real en componentes permanentes y transitorios, solamente encuentra correlación de los componentes transitorios con el diferencial de intereses reales.

El comportamiento no lineal del ajuste del tipo de cambio puede explicar que no se evidencie empíricamente dicha relación a través de metodologías basadas en modelos lineales como [19]. Precisamente en el apartado anterior se ha obtenido evidencia de que el tipo de cambio real dólar-euro es estacionario pero no lineal, por lo que acorde con estos resultados se especifica una versión no lineal de [19], a través del modelo *threshold* siguiente:

$$q_t = \varepsilon_{t+k} + \begin{cases} \mu_1 + \beta_1 (r_{t,k} - r_{t,k}^*) & q_t > \lambda \\ \mu_2 + \beta_2 (r_{t,k} - r_{t,k}^*) & |q_t| \leq \lambda \\ \mu_3 + \beta_3 (r_{t,k} - r_{t,k}^*) & q_t < -\lambda \end{cases} \quad [20]$$

donde  $\varepsilon_{t+k}$  es la perturbación ruido blanco común a los tres regímenes.

<sup>18</sup> BALKE y FOMBY (1997), OBSTFELD y TAYLOR (1997), TAYLOR (2001) y LO y ZIVOT (2001).

<sup>19</sup> El parámetro umbral  $\lambda$  recoge la variación absoluta respecto de la paridad real con el dólar ( $q = 0$ ) y, como el tipo de cambio real está medido en logaritmos, puede interpretarse en términos relativos.

En el modelo [20] la variable endógena y la variable transición es la misma lo que obliga a conocer  $\lambda$  para que el modelo esté bien definido. Con el fin de obtener  $\lambda$ , Nakagawa propone estimar el proceso TAR que sigue el tipo de cambio real<sup>20</sup>, y esto es precisamente lo que se ha hecho en el apartado anterior, obteniéndose  $\lambda$ . Conocido  $\lambda$  se procede a estimar los parámetros del modelo [20], para lo cual se definen dos funciones indicadores, tal y como hace Hansen (2000):

$$I_t = \begin{cases} 1 & \text{si } q_t > \lambda \\ 0 & \text{si } q_t \leq \lambda \end{cases} \quad J_t = \begin{cases} 1 & \text{si } q_t < -\lambda \\ 0 & \text{si } q_t \geq -\lambda \end{cases} \quad [21]$$

El modelo [20] puede entonces reescribirse en una simple ecuación como:

$$q_t = I_t \{ \mu_1 + \beta_1 (r_{t,k} - r_{t,k}^*) \} + (1 - I_t - J_t) \{ \mu_2 + \beta_2 (r_{t,k} - r_{t,k}^*) \} + J_t \{ \mu_3 + \beta_3 (r_{t,k} - r_{t,k}^*) \} + \varepsilon_{t+k} \quad [22]$$

Para contrastar la existencia o no de efecto umbral en la relación entre el tipo de cambio real y el diferencial de intereses reales se contrasta la siguiente hipótesis nula:

$$H_0 : \begin{matrix} \mu_1 = \mu_2 = \mu_3 \\ \beta_1 = \beta_2 = \beta_3 \end{matrix}$$

Bajo la hipótesis nula el modelo [22] se reduce al modelo lineal [19].

Los resultados obtenidos de la estimación del modelo *threshold* [22] vienen recogidos en la primera parte del Cuadro 3. Como se ha indicado, el valor del umbral

$\lambda$  se ha tomado de la estimación del proceso TAR del tipo de cambio real, realizada en el apartado anterior. Los contrastes de correlación serial indican mala especificación, puesto que el modelo no es capaz de recoger la elevada persistencia del tipo de cambio real. Por tanto, no se puede realizar inferencia válida basada en dicho modelo y se introducen retardos del tipo de cambio real, teniendo en cuenta que en el apartado anterior se ha evidenciado que el tipo de cambio real sigue un proceso Band-TAR, que implica dinámica común en los tres regímenes y comportamiento simétrico fuera de la banda. Los resultados que se obtienen evidencian que la relación entre el tipo de cambio real y el diferencial de intereses reales es la misma en los tres regímenes. Por tanto, no existe efecto umbral a corto plazo en la relación entre el tipo de cambio real y el diferencial de intereses reales, aunque nuevamente se evidencia que el tipo de cambio real sigue un proceso no lineal. Precisamente, el comportamiento no lineal del tipo de cambio real implica que a largo plazo existe efecto umbral en la respuesta de éste al diferencial de intereses reales, tal y como recoge el test de Wald (ver Cuadro 4). Además, dado que el tipo de cambio real sigue un proceso Band-TAR reacciona igual por arriba que por debajo de la banda umbral al diferencial de intereses reales, lo que implica la existencia de dos regímenes en el comportamiento del tipo de cambio, tal y como supone Nakagawa.

Se han calculado los efectos marginales sobre el tipo de cambio real de una variación unitaria del diferencial de intereses reales, y se obtiene que ante una variación unitaria del diferencial, el tipo de cambio real varía en un 0,48 por 100 en el corto plazo, mientras que el efecto en el largo plazo es de 8,64 por 100 dentro de la banda y de 2,26 por 100 fuera de ella. Por tanto, el modelo no lineal implica una respuesta a largo plazo del tipo de cambio real al diferencial de intereses reales bastante menor fuera de la banda que dentro, y por tanto el impacto de la política monetaria en el tipo de cambio real a largo plazo es mucho más limitado fuera de la banda que dentro. El Gráfico 2 recoge la respues-

<sup>20</sup> Como procedimiento alternativo, Nakagawa plantea estimar conjuntamente, en el modelo (12), la pendiente y el valor de  $\lambda$  (ver una aplicación detallada del mismo en NAKAGAWA (2002)). No se ha considerado este procedimiento puesto que en el apartado anterior, al realizar el contraste de no estacionariedad *versus* estacionariedad no lineal, se ha estimado el proceso TAR que sigue el tipo de cambio y con ello se ha obtenido el valor del umbral  $\lambda$ .

CUADRO 3

**ESTIMACIÓN DEL MODELO NO LINEAL [22]**

	Banda	Arriba	Abajo
Constante	0,0537 (5,862)	0,2449 (82,351)	-0,3983 (-10,591)
$r_{t,k} - r_{t,k}^*$	-0,0172 (-2,716)	-0,0147 (-4,913)	0,0285 (1,956)
Observaciones	181	37	22
Threshold	0,22		
R <sup>2</sup>	0,682		
SE	0,099		
DW	0,259		
BG	186,750		
ARCH(1)	164,769		
	Banda	Arriba	Abajo
Constante	0,0024 (1,238)	0,0545 (2,292)	-0,0627 (-1,268)
$r_{t,k} - r_{t,k}^*$	-0,0051 (-3,770)	-0,0035 (-1,544)	-0,0028 (-0,275)
$q_{t-1}$	1,2041 (18,032)	1,0467 (9,746)	1,0467 (9,746)
$q_{t-2}$	-0,2599 (-4,209)	-0,2599 (-4,209)	-0,2599 (-4,209)
H <sub>0</sub> : Linealidad			
Wald	16,245		
p-value	0,006		
H <sub>0</sub> : $\beta_1 = \beta_2 = \beta_3$			
Wald	0,418		
p-value	0,811		
Observaciones	181	37	22
Threshold	0,22		
R <sup>2</sup>	0,982		
SE	0,023		
DW	1,901		
BG	3,607		
ARCH(1)	0,080		
Contraste de Chow			
p-value	0,208		

NOTA: Los valores entre paréntesis son los valores del estadístico t de Student calculados con errores estándar consistentes bajo heteroscedasticidad. SE es el error estándar de la regresión. Valores críticos de los contrastes: BG 5,99 y ARCH 3,84.

FUENTE: Elaboración propia.

CUADRO 4

**MODELO THRESHOLD DEL TIPO DE CAMBIO REAL-DIFERENCIAL DE INTERESES REALES**

	Banda	Fuera Banda
Constante	0,0024 (1,283)	0,0529 (2,492)
$r_{t,k} - r_{t,k}^*$	-0,0048 (-3,994)	-0,0048 (-3,994)
$q_{t-1}$	1,2027 (18,101)	1,0463 (10,854)
$q_{t-2}$	-0,2583 (-4,204)	-0,2583 (-4,204)
H <sub>0</sub> : $\beta / (1 - \alpha_1 - \alpha_2) = 0$		
Wald	7,255	4,563
p-value	0,007	0,032
H <sub>0</sub> : No efecto umbral a LP		
Wald	4,416	
p-value	0,035	
Observaciones	181	59
Threshold	0,22	
SE	0,023	
DW	1,900	
Contraste de Chow		
p-value	0,188	

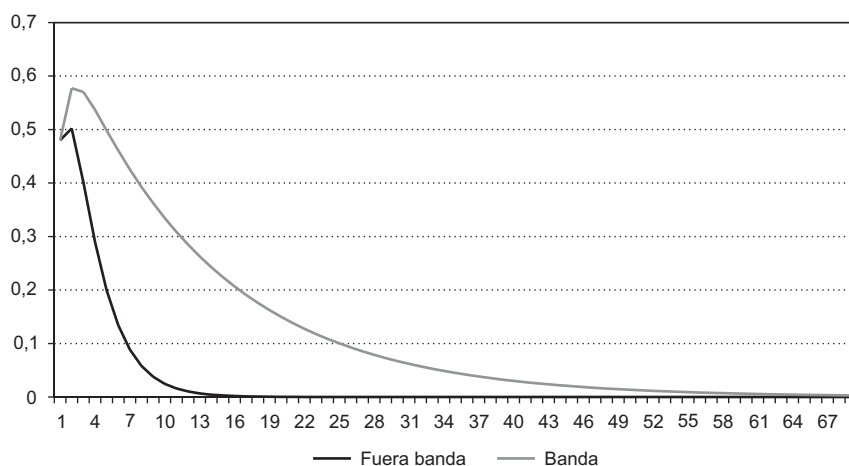
$$\text{Modelo: } q_t = \varepsilon_{t+k} + \begin{cases} \mu_1 + \beta(r_{t,k} - r_{t,k}^*) + \alpha_{11}q_{t-1} + \alpha_{12}q_{t-2} \\ \mu_2 + \beta(r_{t,k} - r_{t,k}^*) + \alpha_{21}q_{t-1} + \alpha_{22}q_{t-2} \end{cases}$$

NOTA: Los valores entre paréntesis son los valores del estadístico t de Student calculados con errores estándar consistentes bajo heteroscedasticidad. SE es el error estándar de la regresión. El efecto umbral a LP se produce cuando  $\beta / (1 - \alpha_1 - \alpha_2)$  es diferente en cada régimen.

FUENTE: Elaboración propia.

ta impulso del tipo de cambio real a una variación unitaria del diferencial de intereses reales. Como puede observarse, fuera de la banda la respuesta al diferencial de intereses es menor y la velocidad de ajuste al equilibrio es mayor que dentro de la banda. Un shock monetario genera desviaciones del tipo de cambio real de su nivel de equilibrio más persistentes dentro de la banda umbral que fuera de ella.

GRÁFICO 2  
RESPUESTA IMPULSO DEL TIPO DE CAMBIO REAL DÓLAR-EURO



FUENTE: Elaboración propia.

Otra evidencia que puede deducirse de estos resultados es una ligera sobrerreacción retardada<sup>21</sup> que presenta el tipo de cambio y que resulta ser más evidente dentro de la banda que fuera. Este comportamiento fue evidenciado por Eichenbaum y Evans (1995) y Grilli y Roubini (1995) e implica que una contracción de la política monetaria conlleva una apreciación gradual del tipo de cambio (seguida por una depreciación gradual, hasta alcanzar de nuevo el equilibrio), en lugar de una apreciación instantánea (seguida de una depreciación gradual), como se deduce del modelo de Dornbusch.

Finalmente, se ha calculado la vida media de una variación unitaria en el diferencial de intereses reales<sup>22</sup> y se ha obtenido que la vida media se sitúa entre el año y medio y los cuatro años. En particular, dentro de la ban-

da la vida media se sitúa alrededor de cuatro años mientras que fuera de la banda se sitúa en año y medio. Esto evidencia la persistencia que presenta el comportamiento del tipo de cambio real, constatado en otros trabajos empíricos que sitúan la vida media de las desviaciones entre tres y cinco años (Rogoff, 1996), lo que permite concluir que los resultados están en consonancia con lo observado en la literatura.

## 5. Conclusiones

Este trabajo analiza la relación entre el tipo de cambio real dólar-euro y el diferencial de intereses reales. Dicha relación se deriva de dos proposiciones fundamentales de la economía internacional: la paridad de poder adquisitivo y la paridad de interés no cubierta. A partir de estas dos proposiciones el modelo de Dornbusch deduce una relación inversa entre el tipo de cambio real y el diferencial de intereses reales. Dado que la literatura más reciente, tanto teórica como empírica, considera que el ajuste del tipo de cambio real es no lineal, se ha incorpo-

<sup>21</sup> Únicamente dura dos meses.

<sup>22</sup> Igual que TAYLOR *et al.* (2001) se define la vida media del *shock* (variación del diferencial de intereses reales) como el momento en que la función respuesta cae por debajo de  $0,5 \log(1+k/100)$ , siendo  $k$  el tamaño del *shock*.

rado, siguiendo a Nakagawa, la no linealidad en el modelo de Dornbusch. Nakagawa introduce la no linealidad en términos de una banda umbral, dentro de la cual no existe arbitraje y el tipo de cambio real se comporta como un paseo aleatorio. En este trabajo, a diferencia de Nakagawa, no se ha impuesto que dentro de la banda umbral el tipo de cambio real siga un paseo aleatorio y se ha dejado que sean los datos quienes lo indiquen. Asimismo, se ha permitido que los datos evidencien la existencia o no de asimetría en la dinámica del tipo de cambio real, cuando se sitúa por encima o por debajo de la banda.

Los contrastes de estacionariedad y no linealidad aplicados al tipo de cambio real han revelado que el tipo de cambio real es estacionario incluso dentro de la banda umbral. No obstante, dentro de la banda umbral, el tipo de cambio real presenta un comportamiento cercano a raíz unitaria, y por tanto elevada persistencia. Asimismo, los datos han indicado que el tipo de cambio real presenta un comportamiento no lineal, que puede ser modelizado por un modelo Band-TAR, que implica dinámica común en los tres regímenes y comportamiento simétrico fuera de la banda.

La estimación del modelo *threshold*, entre el tipo de cambio real dólar-euro y el diferencial de intereses reales, evidencia que no existe efecto umbral a corto plazo pero sí a largo plazo. El comportamiento no lineal que presenta el tipo de cambio real implica que a largo plazo la respuesta de éste al diferencial de intereses reales es diferente fuera que dentro de la banda. Asimismo, dado que el tipo de cambio real sigue un proceso Band-TAR, la respuesta del tipo de cambio al diferencial de intereses reales es simétrica fuera de la banda umbral, por lo que el tipo de cambio real reacciona igual por arriba que por debajo de la banda al diferencial de intereses reales. Ahora bien, fuera de la banda la respuesta al diferencial de intereses es mucho más limitada que dentro de la banda, mientras que la velocidad de ajuste al equilibrio es mayor. Esto implica que un *shock* monetario genera desviaciones del tipo de cambio real de su nivel de equilibrio más persistentes dentro de la banda que fuera de

ella. Asimismo, los resultados evidencian la elevada persistencia que presenta el tipo de cambio real, situándose la vida media de una variación en el diferencial de intereses reales entre el año y medio y los cuatro años. Finalmente, la respuesta impulso ha evidenciado una ligera sobreacción retardada del tipo de cambio real al diferencial de intereses reales, lo cual no es acorde con la sobreacción instantánea que se deriva del modelo de Dornbusch.

El incumplimiento de la paridad de poder adquisitivo y la paridad de interés no cubierta, que están detrás del modelo de Dornbusch, permite que los agentes económicos puedan obtener ganancias mientras persiste la desviación del equilibrio. Así, los bancos centrales podrán, a través de la política monetaria, mejorar la competitividad de la economía depreciando el tipo de cambio. Por su parte, los inversores obtendrán beneficios adicionales de su inversión vía movimientos del tipo de cambio. Cuando los precios se ajusten, y la economía vuelva al equilibrio, estas ganancias desaparecerán.

Los resultados obtenidos en este trabajo indican que, como en el modelo de Dornbusch, los agentes económicos podrán aprovechar la oportunidad de ganancia que generan las desviaciones del equilibrio. Sin embargo, a diferencia del modelo de Dornbusch, dichas desviaciones serán persistentes, permitiendo mayores oportunidades de ganancia para los agentes que las que implica el modelo de Dornbusch. Asimismo, de los resultados también se deduce que cuando el tipo de cambio se sitúa fuera de la banda las oportunidades de ganancia son menores, puesto que la velocidad de ajuste al equilibrio es mayor, que cuando el tipo de cambio se sitúa dentro de la banda<sup>23</sup>. Dentro de la banda, el tipo de cambio presenta una mayor persistencia, por lo que las oportunidades de ganancia de los agentes son mayores que fuera de la banda.

<sup>23</sup> El recorrido hasta alcanzar el equilibrio es mayor fuera que dentro de la banda lo cual es compensado con una mayor velocidad de ajuste.

## Referencias bibliográficas

- [1] BALKE, N. S. y FOMBY, T. B. (1997): «Threshold Cointegration», *International Economic Review*, 38, 627-646.
- [2] BAXTER, M. (1994): «Real Exchange Rates and Real Interest Differentials. Have We Missed the Business-cycle Relationship?», *Journal of Monetary Economics*, 33, 5-37.
- [3] BEC, F.; BEN SALEM, M. y MACDONALD, R. (1999): «Real Exchange Rates and Real Interest Rates: A Nonlinear Perspective», *Working Paper*, número 17, Université de Paris X-Nanterre, U.F.R. de science économiques, gestion, mathématiques et informatique.
- [4] BEC, F.; BEN SALEM, M. y CARRASCO, M. (2004): «Tests for Unit-root Versus Threshold Specification with an Application to the Purchasing Power Parity Relationship», *Journal of Business and Economic Statistics*, 22, 382-395.
- [5] BENNINGA, S. y PROTOPAPADAKIS, A. A. (1988): «The Equilibrium Pricing of Exchange Rates and Assets when Trade Takes Time», *Journal of International Economics*, 7, 129-149.
- [6] BERBEN, R. P. y VAN DIJK, D. (1999): «Unit Root Tests and Asymmetric Adjustment: A Reassessment», *Research Report EI-9902/A*, Econometric Institute, Rotterdam.
- [7] CAMPBELL, J. Y. y CLARIDA, R. H. (1987): «The Dollar and Real Interest Rates», *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, volumen 27, 103-140.
- [8] CANER, M. y HANSEN, B. (2001): «Threshold Autoregression with a Unit Root», *Econometrica*, 69, 1555-1596.
- [9] CLARIDA, R. y GALI, J. (1994): «Sources of Real Exchange Rate Fluctuations: How Important are Nominal Shocks?», *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, 41, 1-56.
- [10] DAVUTYAN, N. y PIPPENGER, J. (1990): «Testing Purchasing Power Parity: Some Evidence of the Effects of Transaction Costs», *Econometric Reviews*, 9, 211-240.
- [11] DIXIT, A. K. (1989): «Hysteresis, Import Penetration and Exchange Rate Pass-through», *Quarterly Journal of Economics*, 104, 205-228.
- [12] DORNBUSCH, R. (1976): «Expectations and Exchange Rate Dynamics», *Journal of Political Economy*, 84, 1161-1176.
- [13] DUMAS, B. (1992): «Dynamic Equilibrium and the Real Exchange Rate in Spatially Separated World», *Review of Financial Studies*, 5, 153-180.
- [14] EDISON, H. J. y PAULS, D. (1993): «A Re-assessment of the Relationship between Real Exchange Rates and Real Interest Rates: 1974-1990», *Journal of Monetary Economics*, 31, 165-187.
- [15] EICHENBAUM, M. y EVANS, C. (1995): «Some Empirical Evidence on the Effects of Monetary Policy Shocks on Exchange Rates», *Quarterly Journal of Economics*, 110, 975-1010.
- [16] ENDERS, W. y GRANGER, C. W. J. (1998): «Unit Root Tests and Asymmetric Adjustment with an Example Using the Term Structure of Interest Rates», *Journal of Business and Economics Statistics*, 16, 304-311.
- [17] FLEMING, M. (1962): «Domestic Financial Policies Under Fixed and Under Flexible Exchange Rates», *International Monetary Fund Staff Paper*, 9, 369-379.
- [18] FRENKEL, J. (1976): «A Monetary Approach to the Exchange Rate: Doctrinal Aspects and Empirical Evidence», *Scandinavian Journal of Economics*, 78, 255-276.
- [19] GRILLI, V. y ROUBINI, N. (1995): «Liquidity and Exchange Rates: Puzzling Evidence from the G-7 Countries», *Paper*, Yale University.
- [20] HANSEN, B. E. (1996): «Inference when a Nuisance Parameter is not Identified Under the Null Hypothesis», *Econometrica*, 64, 413-430.
- [21] HANSEN, B. E. (2000): «Sample Splitting and Threshold Estimation», *Econometrica*, 68, 575-603.
- [22] KANAS, A. (2005): «Real or Monetary? The US/UK Real Exchange Rate, 1921-2002», *International Financial Markets. Institutions and Money*, 21-38.
- [23] KOUTAS, Z. y LAMARCHE, J. F. (2005): «Policy-induced Mean Reversion in the Real Interest Rate?», *Working Papers*, 0503, Brock University, Department of Economics.
- [24] KAPETANIOS, G. y SHIN, Y. (2002): «Unit Root Tests in Three-regime SETAR Models», *Unpublished Manuscript*, Bank of England.
- [25] KAPETANIOS, G.; SHIN, Y. y SNELL, A. (2003): «Testing for a Unit Root in the Nonlinear STAR Framework», *Journal of Econometrics*, 112, 359-379.
- [26] KILIAN, L. y TAYLOR, M. (2003): «Why Is It so Difficult to Beat the Random Walk Forecast of Exchange Rates?», *Journal of International Economics*, 60, 85-107.
- [27] KRUGMAN, P. R. (1989): *Exchange Rate Instability*, MIT Press, Cambridge, MA.
- [28] KWIATKOWSKI, D.; PHILLIPS, P. C. B.; SCHMIDT, P. y SHIN, Y. (1992): «Testing the Null Hypothesis of Stationary Against the Alternative of a Unit Root. How Sure are We That Economic Time Series Have a Unit Root», *Journal of Econometrics*, 54, 159-178.
- [29] LEON, H. y NAJARIAN, S. (2003): «Time-varying Thresholds: An Application to Purchasing Power Parity», *unpublished*, Washington D.C., International Monetary Fund, IMF Institute.
- [30] LO, M. C. y ZIVOT, E. (2001): «Threshold Cointegration and Nonlinear Adjustment to the Law of One Price», *Macroeconomic Dynamics*, 5, 533-576.
- [31] MACDONALD, R. y NAGAYASU, J. (2000): «The Long-run Relationship between Real Exchange Rates and Real Interest Rate Differentials: A Panel Study», *International Monetary Fund Staff Paper* 47, 116-128.



- [32] MEESE, R. y ROGOFF, K. (1988): «Whas it real? The Exchange Rate-interest Differential Relation over the Modern Floating-rate Period», *Journal of Finance*, 43, 933-948.
- [33] MICHAEL, P.; NOBAY, A. y PEEL, D. (1997): «Transaction Costs and Nonlinear Adjustment in Real Exchange Rates: An Empirical Investigation», *Journal of Political Economy*, 105, 862-879.
- [34] MUNDELL, R. A. (1963): «Capital Mobility and Stabilization Policy Under Fixed and Flexible Exchanges Rates», *Canadian Journal of Economics and Political Science*, 29, 475-485.
- [35] NAKAGAWA, H. (2002): «Real Exchange Rates and Real Interest Differentials: Implications of Nonlinear Adjustment in Real Exchange Rates», *Journal of Monetary Economics*, 49, 629-649.
- [36] OBSTFELD, M. y TAYLOR, A. M. (1997): «Nonlinear Aspects of Goods-markets Arbitrage and Adjustment: Heckscher's Commodity Points Revisited», *Journal of the Japanese and International Economies*, 11, 441-479.
- [37] O'CONNELL, P. G. J. (1998): «The Overvaluation of Purchasing Power Parity», *Journal of International Economics*, 44, 1-19.
- [38] O'CONNELL, P. G. J. y WEI, S. J. (2002): «The Bigger They Are, The Harder They Fall: The Retail Price Differences Across U.S. Cities», *Journal of International Economics*, 56, 21-54.
- [39] PHILLIPS, P. y PERRON, P. (1988): «Testing for Unit Root in Time Series Regression», *Biometrika*, 75, 335-346.
- [40] ROGOFF, K. (1996): «The Purchasing Power Parity Puzzle», *Journal of Economic Literature*, 34, 647-668.
- [41] SARNO, L.; TAYLOR, M. P. y CHOWDHURY, I. (2003): «Nonlinear Dynamics in Deviations from the Law of One Price: A Broad-based Empirical Study», *Journal of International Money and Finance*.
- [42] SERCU, L.; UPPAL, R. y VAN HYLLE, C. (1995): «The Exchange Rate in the Presence of Transaction Costs: Implications for Tests of Purchasing Power Parity», *Journal of Finance*, 50, 1309-1319.
- [43] TAYLOR, A. (2001): «Potential Pitfalls for the PPP Puzzle? Sampling and Specification Biases in Mean-reversion Tests of the LOOP», *Econometrica*, 69, 473-498.
- [44] TAYLOR, M. P.; PEEL, D. A. y SARNO, L. (2001): «Nonlinear Mean-reversion in Real Exchange Rates: Towards a Solution to the Purchasing Power Parity Puzzles», *International Economic Review*, 42, 1015-1042.
- [45] WILLIAMS, J. C. y WRIGHT, B. D. (1991): *Storage and Commodity Markets*, Cambridge University Press, Cambridge, UK.



## BASE DE DATOS ICE

**INFORMACION COMERCIAL ESPAÑOLA** ofrece un servicio de búsquedas bibliográficas sobre la información aparecida en sus publicaciones periódicas.

**PRODUCTOR:** Subdirección General de Análisis, Estrategia y Evaluación

**TIPO:** Referencial (Bibliográfica).

**TEMATICA:** Economía general, economía española, economía internacional, teoría económica.

**FUENTES:** Información Comercial Española. Revista de Economía.

Boletín Económico de ICE.

Países de ICE.

Cuadernos Económicos de ICE.

**COBERTURA TEMPORAL:** Desde 1960 para *Información Comercial Española. Revista de Economía*.  
Desde 1978 para las otras publicaciones.

**ACTUALIZACION:** Semanal.

**VOLUMEN:** 16.500 referencias.

### MODELO DE REGISTRO

**AUTOR:** DE GRAUWE, PAUL.

**TITULO:** PERSPECTIVAS DE UNA UNION MONETARIA REDUCIDA EN 1999 (THE PROSPECTS OF A MINI CURRENCY UNION IN 1999).

**REVISTA:** INFORMACION COMERCIAL ESPAÑOLA. REVISTA DE ECONOMIA.

**NUMERO (MES)/PAGINAS:** 756 (AGOSTO-SEPTIEMBRE)/9-24, 30 ref.

**DESCRIPTORES:** INTEGRACION EUROPEA / INTEGRACION MONETARIA / UNION MONETARIA /  
CONVERGENCIA ECONOMICA.

**IDENTIFICADORES:** UEM / TRATADO DE LA UNION EUROPEA.

**RESUMEN:** En 1998 habrá que decidir qué países entrarán a formar parte de la Unión Monetaria y una de las hipótesis que se contempla es la de la creación de una Unión Monetaria reducida. En el presente artículo se analizan las ventajas o inconvenientes de una Unión de estas características partiendo de la teoría de las áreas monetarias óptimas. Seguidamente, se estudian diversas cuestiones de economía política del Tratado de Maastricht, finalizándose con el análisis de varios escenarios alternativos del tamaño de la futura Unión Monetaria.

**AÑO DE PUBLICACION:** 1996.

— Para solicitar información, diríjase a Base de Datos ICE. Biblioteca. Ministerio de Industria, Turismo y Comercio P.º de la Castellana, 162, planta 1. 28071 Madrid. Teléfonos: (91) 349 35 14. Fax: (91) 349 60 75, o entre en [www.revistasICE.com](http://www.revistasICE.com)

— Las publicaciones relativas a los documentos referenciados podrán adquirirse en el Punto de Venta de Publicaciones: P.º de la Castellana, 162, planta 0. 28071 Madrid. Teléf. (91) 349 36 47, o bien consultarse en Biblioteca, P.º de la Castellana, 162, 1.ª planta. Teléfono (91) 349 35 93.