

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

Paz Rico Belda

WP-EC 2006-13

Correspondencia: Paz Rico Belda. Universidad de Valencia, Facultad de Economía. Avda de los Naranjos, s/n. 46022 Valencia. Tel.: 963 828 786 / Fax: 963 828 249 / E-mail: Paz.Rico@uv.es.

Editor: Instituto Valenciano de Investigaciones Económicas, S.A.

Primera Edición Octubre 2006

Depósito Legal: V-4253-2006

Los documentos de trabajo del Ivie ofrecen un avance de los resultados de las investigaciones económicas en curso, con objeto de generar un proceso de discusión previo a su remisión a las revistas científicas

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

Paz Rico Belda

RESUMEN

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 periodo 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 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: F30, F47, C53.

ABSTRACT

This paper investigates whether threshold effects exist in the relationship between dollar-euro real exchange rate and real interest differential, over the period January 1984 to December 2004. We specify a three-regime threshold model and the results provide evidence that there is no threshold effect in the short term, but the nonlinear behaviour of real exchange rate implies threshold effect in the long term. On the other hand, the nonlinearity into the behaviour of real exchange rates can be modelled by a Band-TAR which implies a symmetric response to the real interest differential outside the bank. Finally, into the threshold band the behaviour of real exchange rate is near to follow a random walk, so monetary shocks are more persistence than outside this region.

Keywords: Threshold, real exchange rates, real interest differentials, purchasing power parity, nonlinearity.

JEL classification: F30, F47, C53.

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 periodo que abarca desde enero de 1984 hasta diciembre de 2004. Aunque la existencia de relación entre el tipo de cambio real y el diferencial de intereses reales viene justificada por los modelos teóricos del tipo de cambio (Dornbusch (1976); Frenkel (1976)), 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. Así, 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. Meese 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, en todos estos trabajos mencionados se 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 *puzzle* (Rogoff (1996)) que recientemente la evidencia empírica viene resolviendo a través de la dinámica no lineal del tipo de cambio a sus valores fundamentales¹. 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 régimen², 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 recoge 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 entre el tipo de cambio real dólar-euro y el diferencial de intereses reales, durante el periodo 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 comporta 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

¹ Entre las contribuciones teóricas del ajuste no lineal del tipo de cambio destacan: Benninga and Protopapadakis (1988), Dixit (1989), Krugman (1989), Williams and Wright (1991), Dumas (1992) y O'Connell and Wei (2002). Por su parte, la literatura empírica, que evidencia la no linealidad del tipo de cambio, resulta actualmente muy extensa, destacando: Davutyan and Pippenger (1990), Sercu et al. (1995), Balke and Fomby (1997), Obstfeld and Taylor (1997), Michael et al. (1997), O'Connell (1998), Taylor et al. (2001), y más recientemente Kilian and Taylor (2003), Sarno et al. (2003), Leon and Najarian (2003) y Bec et al. (2004).

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, aunque no a corto plazo. Finalmente, la respuesta del tipo de cambio real al diferencial de intereses reales resulta ser simétrica fuera de la banda.

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 expone la metodología econométrica utilizada, y en el apartado cuarto se presentan los datos y la evidencia empírica obtenida. Por último, en el apartado quinto se recogen las principales conclusiones.

2. Marco teórico

2.1. 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 reales³. 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 $q_t = s_t + p_t^* - p_t$, donde s_t es el logaritmo del tipo de cambio nominal y p_t y p_t^* son los logaritmos del nivel de precio doméstico y exterior, respectivamente. \bar{q}_t es el nivel de equilibrio del tipo de cambio real y θ es la velocidad de ajuste.

La ecuación (1) puede reescribirse como:

² En concreto un *Markov Switching Vector Autorregresive* (MS-VAR).

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

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

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 periodos 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 $r_{t,k} = i_{t,k} - (E_t p_{t+k} - p_t)$.

³ Ver MacDonald y Nagayasu (2000) para una forma alternativa de derivar la relación entre el tipo de

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 tipo de cambio de equilibrio, 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.

2.2. Modelo no lineal

Nakagawa (2002) propone incorporar en el modelo de Mundell-Fleming-Dornbusch⁴ 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 literatura teórica como empírica, no linealidad en el comportamiento del tipo de cambio, creando una banda de no arbitraje, que Nakagawa caracteriza en términos de una banda umbral.

Nakagawa (2002) supone que la demanda es insensible a pequeños cambios en el precio, de tal forma que al menos que el diferencial de precios exceda un determinado valor umbral λ , 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 λ , 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. Asimismo, Nakagawa considera que la demanda reacciona igual por arriba que por debajo de la banda, cuando el diferencial de precios excede el umbral λ , lo que implica 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

cambio real y el diferencial de intereses reales.

⁴ 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.

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.

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:

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

Alternativamente, si el umbral λ es conocido, el sistema (12) puede reescribirse 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. Metodología econométrica

3.1 Modelo lineal

La ecuación (7) 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 and Rogoff (1988) estiman la siguiente ecuación:

$$q_t = \mu + \beta (r_{t,k} - r_{t,k}^*) + \varepsilon_{t+k} \quad (14)$$

donde ε_{t+k} es el error de predicción de la inflación. Meese and 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, que ha sido verificado recientemente tanto en la literatura teórica como empírica, puede explicar que no se evidencie empíricamente dicha relación a través de metodologías basadas en modelos lineales. A continuación, se especifica un modelo que tiene en cuenta el ajuste no lineal del tipo de cambio.

3.2 Modelo no lineal

El sistema no lineal (13) puede ser especificado a través del modelo threshold siguiente:

$$q_t = \varepsilon_{t+k} + \begin{cases} \mu_1 + \beta_1 (r_{t,k} - r_{t,k}^*) & q_t > \lambda \\ \mu_2 + \beta_2 (r_{t,k} - r_{t,k}^*) & |q_t| \leq \lambda \\ \mu_3 + \beta_3 (r_{t,k} - r_{t,k}^*) & q_t < -\lambda \end{cases} \quad (15)$$

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

Siguiendo a Nakagawa, el modelo (15) estará bien definido si se conoce λ . Con el fin de obtener λ , Nakagawa propone estimar el proceso autorregresivo threshold (TAR) del

tipo de cambio real definido por la ecuación (10). Conocido λ se procede a estimar los parámetros del modelo (15), para lo cual se definen dos funciones indicadores, tal y como hace Hansen (2000):

$$I_t = \begin{cases} 1 & \text{si } q_t > \lambda \\ 0 & \text{si } q_t \leq \lambda \end{cases} \quad J_t = \begin{cases} 1 & \text{si } q_t < -\lambda \\ 0 & \text{si } q_t \geq -\lambda \end{cases} \quad (16)$$

El modelo (15) puede entonces reescribirse en una simple ecuación como:

$$q_t = I_t \{ \mu_1 + \beta_1 (r_{t,k} - r_{t,k}^*) \} + (1 - I_t - J_t) \{ \mu_2 + \beta_2 (r_{t,k} - r_{t,k}^*) \} + J_t \{ \mu_3 + \beta_3 (r_{t,k} - r_{t,k}^*) \} + \varepsilon_{t+k} \quad (17)$$

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:

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

Bajo la hipótesis nula el modelo (17) se reduce al modelo lineal (14).

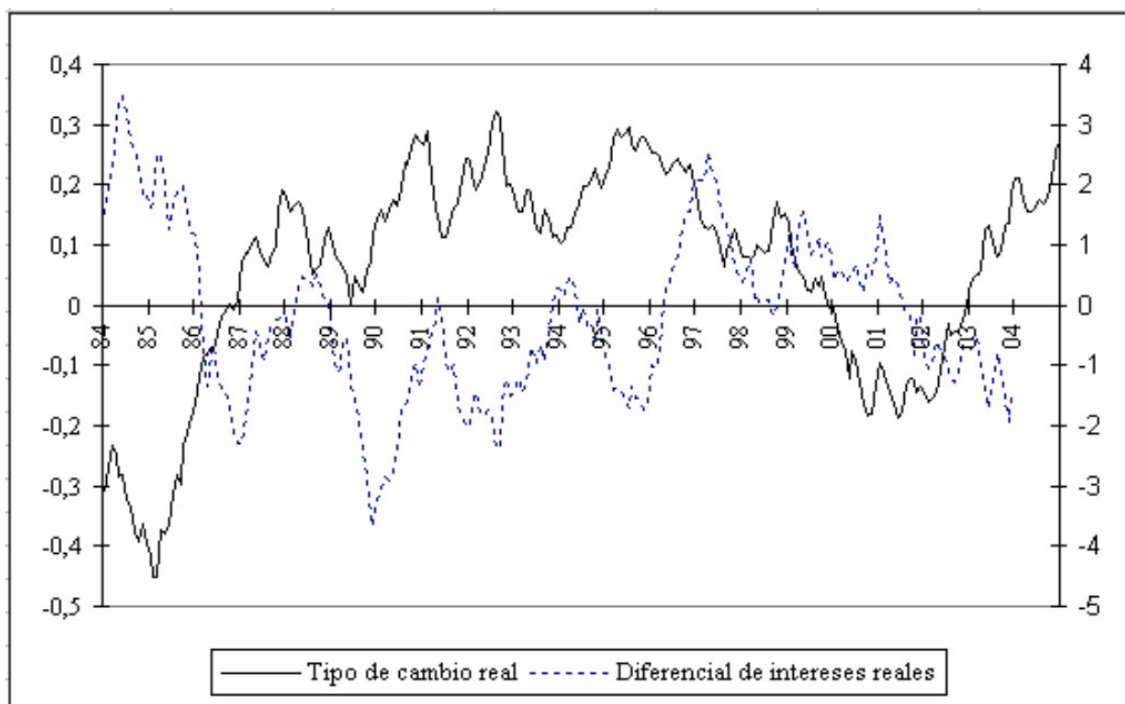
4. Datos y resultados empíricos

4.1. Datos

Los datos utilizados en este trabajo son observaciones mensuales, que corresponden al periodo 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 $q = s - P_{USA} + P_{UE}$, 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 y de la Unión Europea, respectivamente. Para el periodo anterior a 1999, se ha utilizado los datos de la cotización dólar-ecu y desde el nacimiento del euro se ha considerado los datos de la cotización dólar-euro.

El tipo de interés nominal utilizado para obtener el tipo de interés real es el tipo de interés a tres años y se ha 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 realizada⁵.

Gráfico 1. Tipo de cambio real dólar-euro y diferencial de intereses reales



Fuente: Banco de España

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 del mismo, 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 incluye los estadísticos descriptivos tanto en niveles como en primeras diferencias. Como puede observarse, la media del logaritmo del tipo de cambio real resulta ser estadísticamente igual a cero, lo que indica que durante el periodo considerado el tipo de cambio real ha

⁵ La proxy de 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 periodo 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.

mantenido en media la paridad con el dólar, tal y como predice la PPA. No obstante, la desviación típica y los valores mínimo y máximo indican que el tipo de cambio real presenta una elevada volatilidad. Por su parte, la media del diferencial de intereses reales también ha resultado ser estadísticamente igual a cero, lo que indica que los tipos de interés reales en Estados Unidos han sido en media iguales a los de la Unión Europea. Finalmente, 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 si 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 primeras diferencias⁶.

Cuadro 1. Estadísticos descriptivos

	Tipo de cambio real		Diferencial de intereses reales
	Niveles	1ª 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
ADF	-1,6115	-11,2351	-2,6015
$\rho(1)$	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
KSS	-2,2248		

Nota: ADF es el contraste de Dickey-Fuller aumentado y su valor crítico es -1,9421 (con un retardo y sin constante). $\rho(.)$ son los coeficientes de correlación serial.

KSS es el contraste de raíz unitaria no lineal de Kapetanios et al. (2003) y su valor crítico es -2,22.

⁶ Los resultados no varían al aplicar los contrastes de Phillips y Perron (1988) y de Kwiatkowski, Phillips,

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

$$\Delta q_t = \mu + \rho q_{t-1} + \sum_{i=1}^p \alpha_i \Delta q_{t-i} + \varepsilon_t \quad (18)$$

donde ε_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.

Kapetanios et al. (2003) proponen una versión no lineal del ADF basada en un *exponential smooth transition autoregressive model* (ESTAR). Dicho contraste permite que exista un régimen central en el cual no existe reversión a la media, lo que es consistente con el desarrollo de modelos teóricos recientes, donde la presencia de no linealidad implica una región de no arbitraje. Al aplicar el contraste de Kapetanios et al. se obtiene que el tipo de cambio real es estacionario. No obstante, el contraste de raíz unitaria propuesto por Kapetanios et al. contempla como hipótesis alternativa que la variable sigue un proceso no lineal ESTAR y en este trabajo, sin embargo, se considera que el tipo de cambio real sigue un proceso TAR. En este sentido, recientemente en la literatura se han desarrollado contrastes de raíz unitaria frente a modelos TAR, que permiten contrastar la no estacionariedad y la no linealidad⁷. 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).

Schmidt y Shin (1992).

⁷ 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).

4.2. 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:

$$\Delta q_t = \varepsilon_t + \begin{cases} \mu_1 + \rho_1 q_{t-1} + \sum_{i=1}^p \alpha_{1i} \Delta q_{t-i} & q_{t-d} > \tau \\ \mu_2 + \rho_2 q_{t-1} + \sum_{i=1}^p \alpha_{2i} \Delta q_{t-i} & -\tau \leq q_{t-d} \leq \tau \\ \mu_3 + \rho_3 q_{t-1} + \sum_{i=1}^p \alpha_{3i} \Delta q_{t-i} & q_{t-d} < -\tau \end{cases} \quad (19)$$

donde ε_t es la perturbación ruido blanco común entre los tres regímenes y la dinámica del proceso viene recogida por Δq_{t-i} . La variable de transición es q_{t-d} con un retardo d desconocido. Se asume que el umbral, τ , es simétrico alrededor de cero y desconocido. Dentro de la banda $[-\tau, \tau]$, las desviaciones de la PPA puede ser infinitamente persistentes ($\rho_2 = 0$). Bec et al. (2004) demuestran que el proceso (19) 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.

De igual manera que se ha procedido en el tercer apartado, el modelo (19) puede reescribirse en una simple ecuación como:

$$\Delta q_t = I_t \left\{ \mu_1 + \rho_1 q_{t-1} + \sum_{i=1}^p \alpha_{1i} \Delta q_{t-i} \right\} + (1 - I_t - J_t) \left\{ \mu_2 + \rho_2 q_{t-1} + \sum_{i=1}^p \alpha_{2i} \Delta q_{t-i} \right\} + J_t \left\{ \mu_3 + \rho_3 q_{t-1} + \sum_{i=1}^p \alpha_{3i} \Delta q_{t-i} \right\} + \varepsilon_t \quad (20)$$

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

$$I_t = \begin{cases} 1 & \text{si } q_{t-d} > \tau \\ 0 & \text{si } q_{t-d} \leq \tau \end{cases} \quad J_t = \begin{cases} 1 & \text{si } q_{t-d} < -\tau \\ 0 & \text{si } q_{t-d} \geq -\tau \end{cases} \quad (21)$$

En la estimación del modelo (20) 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 ordena 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% 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% de las observaciones de q_t estén situadas por encima de él. De esta forma se garantiza que al menos el 15% de las observaciones de q_t se encuentran dentro o fuera de la banda, evitando que la estimación esté influida por unos pocos outliers⁸. Los parámetros óptimos del umbral y del retardo d se obtienen estimando la ecuación (20) 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 τ 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:

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

El número de retardos (Δq_{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 (18), de acuerdo con lo que es habitual en otros trabajos⁹. De esta forma, se selecciona un retardo igual a uno.

⁸ Asimismo se ha cuidado de que cada uno de los regímenes situados fuera de la banda no quedase con menos del 8% de las observaciones.

⁹ Ver Koutas (2005).

Para contrastar la existencia de raíz unitaria, se contrasta la hipótesis nula¹⁰:

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

Bajo la hipótesis nula el parámetro umbral τ 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:

$$\Delta q_t = \mu + \alpha \Delta q_{t-1} + \varepsilon_t \quad (22)$$

el cual es (18) bajo la hipótesis nula ($\rho=0$) y $\varepsilon_t \sim N(0, \sigma^2)$. Los coeficientes μ , α y σ son los valores estimados para el tipo de cambio real dólar-euro en el periodo muestral. Se realiza 1000 simulaciones del tipo de cambio y para cada una de ellas se estima el modelo (20), como se ha indicado, y se obtiene el estadístico de Wald. Para evitar sesgos por los valores iniciales, el periodo de simulación abarca desde enero de 1979 a diciembre de 2004, pero al estimar con cada replica el modelo (20) se descartan las 60 primeras observaciones. El nivel de significación crítico se obtiene como el porcentaje de replicas que superan el estadístico de Wald obtenido en la estimación del modelo (20) 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 τ 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).

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)
Δq_{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		

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.

El Cuadro 2 recoge los resultados de la estimación del modelo TAR (20) 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

¹⁰ 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 $\alpha_{1t}=\alpha_{2t}=\alpha_{3t}$.

de confianza del 95%, por lo que el tipo de cambio real es estacionario. Por su parte, del contraste de linealidad se deduce que se puede rechazar¹¹ 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 (20) 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%. 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, lo que puede explicar porque 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 (20) que impone la restricción de que la deriva (μ) 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 (20) anida al modelo Band-TAR considerado por numerosos autores¹² 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.

4.3. Resultados Empíricos

El Cuadro 3 recoge los resultados de la estimación del modelo lineal (14) y de ellos se deduce que existe una relación negativa entre el tipo de cambio real dólar-euro y el diferencial de intereses reales. No obstante, los contrastes de correlación serial de Durbin y Watson (DW) y de Breusch y Godfrey (BG) aplicados a los residuos indican que el modelo está mal especificado. Asimismo, los contrastes de heteroscedasticidad también indican que no se cumple la hipótesis de varianza constante en las perturbaciones.

¹¹ Con un nivel de confianza del 93,4%.

¹² Balke y Fomby (1997), Obstfeld y Taylor (1997), Taylor (2001) y Lo y Zivot (2001).

Cuadro 3. Estimación modelo lineal (14)

Variables	Coeficientes		t de Student
Constante	0,0397		4,157
$r_{t,k} - r_{t,k}^*$	-0,0695		-10,180
R^2	0,303	Estadístico F	103,624
DW	0,054	SE	0,146
BG	225,080	ADF	-2,189
White	46,890	PP	-2,392
ARCH(1)	198,574		

Variables	Coeficientes		t de Student
Constante	0,0025		1,450
$r_{t,k} - r_{t,k}^*$	-0,0054		-4,464
q_{t-1}	1,2219		20,104
q_{t-2}	-0,2627		-4,435
R^2	0,981	Estadístico F	4154,462
DW	1,921	SE	0,024
BG	3,246	ADF	-7,166
White	15,879	PP	-14,852
ARCH(1)	0,040		

Nota: t de Student calculados con errores estándar consistentes bajo heteroscedasticidad. Valores críticos de los contrastes: BG y White 5,99; ARCH 3,84; ADF y PP -1,94 (sin constante y 4 retardos).

La elevada correlación que presentan los residuos del modelo viene determinada por la persistencia que presenta el comportamiento del tipo de cambio real. Con el fin de recoger dicha persistencia se introduce en el modelo desfases del tipo de cambio¹³. La estimación del modelo (14) incluyendo retardos de la variable endógena sigue evidenciando la existencia de relación negativa entre el tipo de cambio y el diferencial de intereses reales. Por otro lado, los contrastes de correlación serial indican que los residuos no presentan problemas de autocorrelación.

¹³ El número de desfases se selecciona utilizando los criterios de información de Akaike y de Schwarz.

Cuadro 4. Estimación del modelo no lineal (15)

	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
<i>Threshold</i>	0,22		
R^2	0,682		
<i>SE</i>	0,099		
<i>DW</i>	0,259		
<i>BG</i>	186,750		
<i>ARCH(1)</i>	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 ₀ : Linealidad			
<i>Wald</i>	16,245		
<i>p-value</i>	0,006		
H ₀ : $\beta_1=\beta_2=\beta_3$			
<i>Wald</i>	0,418		
<i>p-value</i>	0,811		
Observaciones	181	37	22
<i>Threshold</i>	0,22		
R^2	0,982		
<i>SE</i>	0,023		
<i>DW</i>	1,901		
<i>BG</i>	3,607		
<i>ARCH(1)</i>	0,080		

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.

Los resultados obtenidos de la estimación del modelo threshold (15) vienen recogidos en la primera parte del Cuadro 4. El valor del umbral λ se ha tomado de la estimación del proceso TAR del tipo de cambio real, realizada en el apartado anterior. Como en el modelo lineal, 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 introduce, como antes, 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 5). 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% en el corto plazo, mientras que el efecto en el largo plazo es de 8,64% dentro de la banda y de 2,26% fuera de ella. En el caso del modelo lineal, el impacto a corto plazo es de 0,54%, algo mayor que el obtenido con el modelo threshold, mientras que el impacto a largo plazo es de 13,23%. Por tanto, el modelo no lineal implica una respuesta a largo plazo del tipo de cambio real al diferencial de intereses reales bastante menor que la del modelo lineal, y por tanto el impacto de la política monetaria en el tipo de cambio real a largo plazo es mucho más limitado que el que se deduce del modelo lineal. El Gráfico 2 recoge la respuesta impulso del tipo de cambio real a una variación unitaria del diferencial de intereses reales en ambos modelos. Como puede observarse, en la banda umbral la

respuesta impulso del tipo de cambio real sigue un comportamiento similar a la del modelo lineal, mientras que fuera de la banda la respuesta al diferencial de intereses es menor y la velocidad de ajuste al equilibrio es mayor. 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.

Cuadro 5. 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 ₀ : $\beta/(1-\alpha_1-\alpha_2)=0$		
Wald	7,255	4,563
p-value	0,007	0,032
H ₀ : No efecto umbral a LP		
Wald	4,416	
p-value	0,035	
Observaciones	181	59
Threshold	0,22	
SE	0,023	
DW	1,900	

$$\text{Modelo: } q_t = \varepsilon_{t+k} + \begin{cases} \mu_1 + \beta_1 (r_{t,k} - r_{t,k}^*) + \alpha_{11} q_{t-1} + \alpha_{12} q_{t-2} \\ \mu_2 + \beta_2 (r_{t,k} - r_{t,k}^*) + \alpha_{21} q_{t-1} + \alpha_{22} q_{t-2} \end{cases}$$

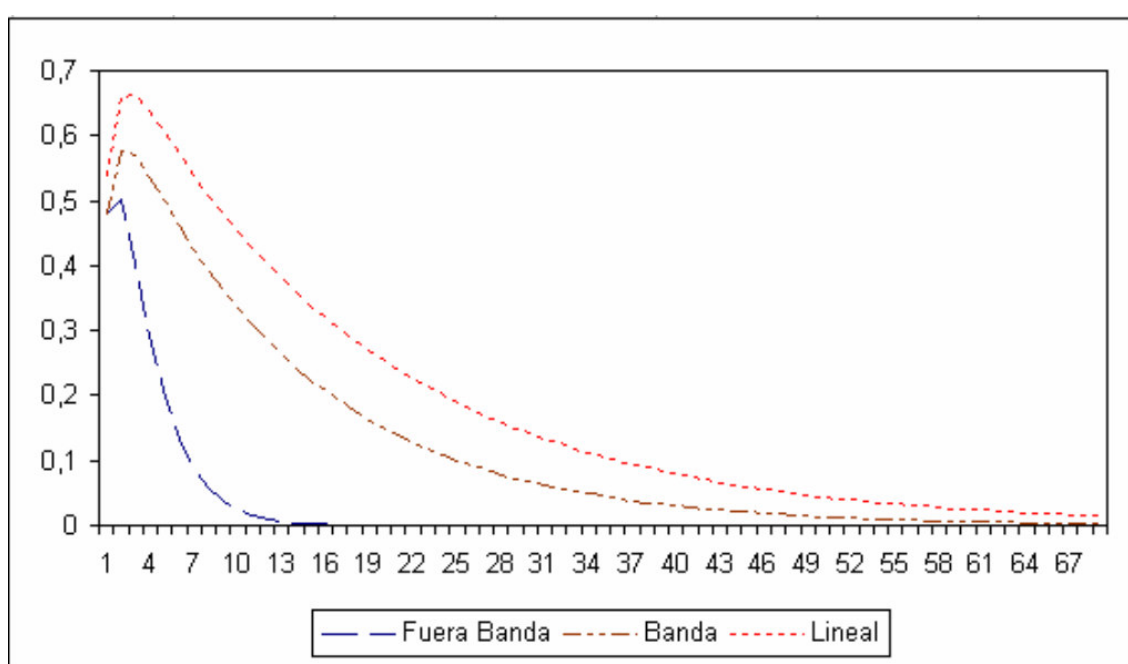
Nota: Los valores entre paréntesis son los valores del estadístico t de Student calculados con errores estándar consistentes bajo heteroscedasticidad. SE es el error estándar de la regresión. El efecto umbral a LP se produce cuando $\beta/(1-\alpha_1-\alpha_2)$ es diferente en cada régimen.

Por otro lado, se ha calculado la vida media de una variación unitaria en el diferencial de intereses reales¹⁴ y se ha obtenido que, en el caso del modelo lineal, ésta ronda los ocho años y medio, mientras que en el caso del modelo no lineal, la vida media se sitúa entre el año y medio y los cuatro años. En particular, dentro de la banda la vida media se

¹⁴ 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.

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. No obstante, la elevada duración de la desviación del tipo de cambio real que se deduce del modelo lineal no es acorde con lo observado en la literatura, en la que la vida media de las desviaciones se sitúa entre tres y cinco años (Rogoff (1996)), mientras que si lo son los resultados obtenidos con el modelo no lineal.

Gráfico 2. Respuesta impulso del tipo de cambio real dólar-euro



Fuente: Elaboración propia.

Por último, se ha comparado la capacidad predictiva de los dos modelos considerados y de un modelo autorregresivo. El Cuadro 6 recoge los estadísticos que permiten evaluar la capacidad predictiva de cada modelo, tanto en el periodo muestral como en el periodo extramuestral, que abarca desde enero de 2004 hasta diciembre de 2005¹⁵. Hay que tener en cuenta que se ha llevado a cabo un método de predicción dinámico en el que los valores de la variable dependiente retardada son las predicciones realizadas previamente y no los valores observados. De esta forma, en el periodo muestral la

¹⁵ Para las observaciones del año 2004 se ha utilizado el IPC correspondiente al año 2005, necesario para calcular el tipo de interés real ex-post, mientras que para calcular el tipo de interés real del año 2005, se ha estimado la inflación esperada a través de un proceso AR al no disponer de las observaciones del IPC correspondientes al año 2006.

predicción obtenida difiere sustancialmente de los valores ajustados. Como puede comprobarse, ambos modelos presentan una buena capacidad predictiva, aunque el modelo no lineal del tipo de cambio real presenta una capacidad predictiva algo mejor que la del modelo lineal. Los errores de predicción y el índice de Theil son más reducidos en el modelo no lineal. El Gráfico 3 recoge la predicción intra y extra muestral del tipo de cambio real con ambos modelos y nuevamente se constata que el modelo no lineal predice mejor que el modelo lineal, fundamentalmente fuera de la banda umbral. Por otro lado, al comparar dichos modelos con el modelo autorregresivo, se concluye que, a diferencia de los resultados obtenidos por Meese y Rogoff (1988), el diferencial de intereses reales mejora la predicción del tipo de cambio real. Por tanto, resulta conveniente tener en cuenta la relación entre el tipo de cambio real y el diferencial de intereses reales, no solamente por que mejora la predicción del tipo de cambio real sino por que en el modelo autorregresivo los shocks tendrían efectos permanentes en el tipo de cambio real¹⁶.

Cuadro 6. Evaluación de la capacidad predictiva

Periodo: 1984:01-2005:12

	Modelo lineal	Modelo no lineal	AR(2)
RMSE	0,0830	0,0732	0,1297
MAE	0,0701	0,0588	0,1016
MAPE	143,5310	123,8322	187,2179
Coefficiente de Theil	0,2386	0,2034	0,4297

Periodo: 2004:01-2005:12

RMSE	0,0325	0,0265	0,0384
MAE	0,0255	0,0216	0,0339
MAPE	14,7542	12,5039	19,2250
Coefficiente de Theil	0,0835	0,0683	0,1013

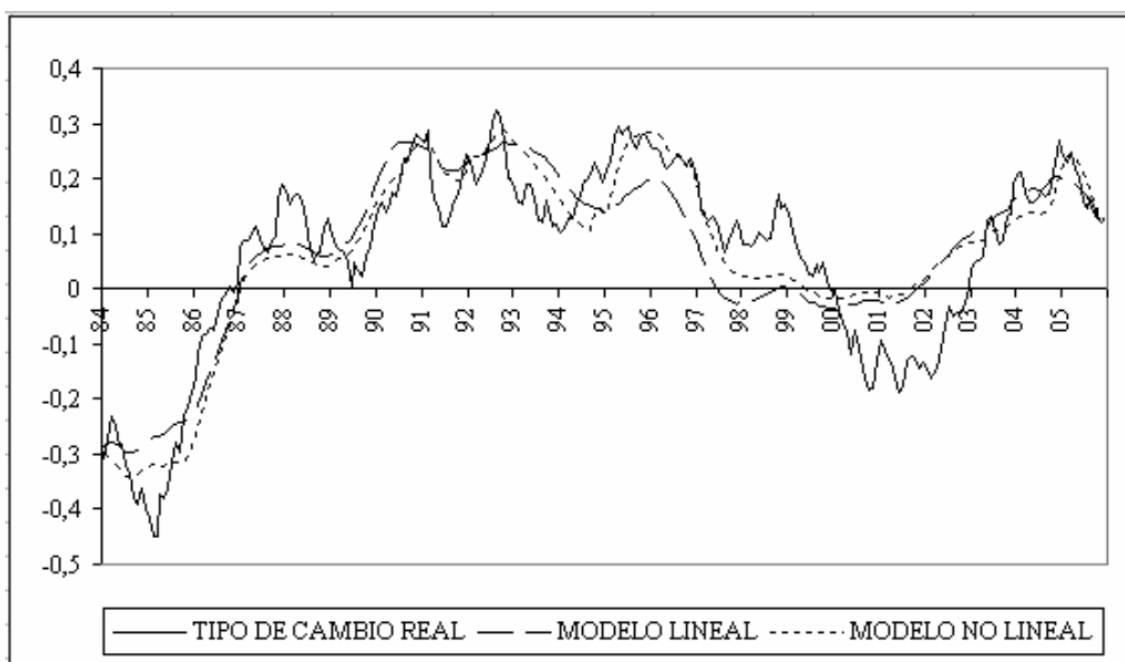
Nota: RMSE=Root mean squared error

MAE= Mean absolute error

MAPE= Mean absolute percentage error

¹⁶ La suma de sus coeficientes es igual a la unidad.

Gráfico 3. Predicción del tipo de cambio real dólar-euro



Fuente: Banco de España y elaboración propia.

5. Conclusiones

Este trabajo analiza la relación entre el tipo de cambio real dólar-euro y el diferencial de intereses reales. Dado que recientemente la literatura, tanto teórica como empírica, considera que el ajuste del tipo de cambio real es no lineal, se ha incorporado, siguiendo a Nakagawa, la no linealidad en el modelo de Dornbusch, del cual se deduce una relación inversa entre el tipo de cambio real y el diferencial de intereses reales. 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 si 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 fuera de la banda que dentro de ella. Finalmente, 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.

Bibliografía

- Balke, N.S., Fomby, T.B. (1997): "Threshold cointegration". *International Economic Review* 38, 627-646.
- Baxter, M. (1994): "Real exchange rates and real interest differentials. Have we missed the business-cycle relationship?". *Journal of Monetary Economics* 33, 5-37.
- Bec, F., Ben Salem, M., 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.
- Benninga, S., Protopapadakis, A.A. (1988): "The equilibrium pricing of exchange rates and assets when trade takes time". *Journal of International Economics* 7, 129-149.
- Berben, R.P., van Dijk, D. (1999): "Unit root tests and asymmetric adjustment: a reassessment". *Research Report EI-9902/A, Econometric Institute, Rotterdam*.
- Campbell, J.Y., Clarida, R.H. (1987): "The dollar and real interest rates". *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, Vol. 27, 103-140.
- Caner, M., Hansen, B. (2001): "Threshold autoregression with a unit root". *Econometrica* 69, 1555-1596.
- Clarida, R., Gali, J. (1994): "Sources of real exchange rate fluctuations: how important are nominal shocks?". *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy* 41, 1-56.
- Davutyan, N., Pippenger, J. (1990): "Testing purchasing power parity: some evidence of the effects of transaction costs". *Econometric Reviews* 9, 211-240.
- Dixit, A.K. (1989): "Hysteresis, import penetration and exchange rate pass-through". *Quarterly Journal of Economics* 104, 205-228.
- Dornbusch, R. (1976): "Expectations and exchange rate dynamics". *Journal of Political Economy* 84, 1161-1176.
- Dumas, B. (1992): "Dynamic equilibrium and the real exchange rate in spatially separated world". *Review of Financial Studies* 5, 153-180.
- Edison, H.J., 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.
- Enders, W., 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 Economic Statistics* 16, 304-311.

- Fleming, M. (1962): "Domestic financial policies under fixed and under flexible exchange rates". *International Monetary Fund Staff Paper* 9, 369-379.
- Frenkel, J. (1976): "A monetary approach to the exchange rate: doctrinal aspects and empirical evidence". *Scandinavian Journal of Economics* 78, 255-276.
- Hansen, B.E. (1996): "Inference when a nuisance parameter is not identified under the null hypothesis". *Econometrica* 64, 413-430.
- Hansen, B.E. (2000): "Sample splitting and threshold estimation" *Econometrica* 68, 575-603.
- Kanas, A. (2005):, "Real or monetary? The US/UK real exchange rate, 1921-2002". *International Financial Markets. Institutions and Money*, 21-38.
- Kanas, A. (2005): "Regime linkages in the US/UK real exchange rate-real interest differential relation". *Journal of International Money and Finance* 24, 257-274.
- Kapetanios, G., y Shin, Y. (2002): "Unit root tests in three-regime SETAR models" *Unpublished Manuscript, Bank of England*.
- Kapetanios, G., Shin, Y., Snell, A. (2003): "Testing for a unit root in the nonlinear STAR framework". *Journal of econometrics* 112, 359-379.
- Kilian, L., Taylor, M. (2003): "Why Is It so Difficult to Beat the Random Walk Forecast of Exchange Rates?". *Journal of International Economics* 60, 85-107.
- Krugman, P.R. (1989): *Exchange Rate Instability*. MIT Press, Cambridge, MA.
- Kwiatkowski, D., Phillips, P.C.B., Schmidt, P., 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.
- Leon, H., Najarian, S. (2003): "Time-varying thresholds: an application to Purchasing Power Parity". *Unpublished, Washington D.C.: International Monetary Fund, IMF Institute*.
- MacDonald, R., 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.
- Lo, M.C., Zivot, E. (2001): "Threshold cointegration and nonlinear adjustment to the law of one price". *Macroeconomic Dynamics* 5, 533-576.
- Meese, R., Rogoff, K. (1988): "Whas it real? The exchange rate-interest differential relation over the modern floating-rate period". *Journal of Finance* 43, 933-948.

- Michael, P., Nobay, A., Peel, D. (1997): "Transaction costs and nonlinear adjustment in real exchange rates: An empirical investigation". *Journal of Political Economy* 105, 862-879.
- Mundell, R.A. (1963): "Capital mobility and stabilization policy under fixed and flexible exchange rates". *Canadian Journal of Economics and Political Science* 29, 475-485.
- 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.
- Obstfeld, M., 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.
- O'Connell, P.G.J. (1998): "The overvaluation of purchasing power parity". *Journal of International Economics* 44, 1-19.
- O'Connell, P.G.J., 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.
- Phillips, P., Perron, P. (1988): "Testing for unit root in time series regression". *Biometrika* 75, 335-346.
- Rogoff, K. (1996): "The purchasing power parity puzzle". *Journal of Economic Literature* 34, 647-668.
- Sarno, L. Taylor, M.P., Chowdhury, I. (2003): "Nonlinear dynamics in deviations from the law of one price: a broad-based empirical study". *Journal of International Money and Finance*
- Sercu, L., Uppal, R., Van Hulle, C. (1995): "The exchange rate in the presence of transaction costs: implications for tests of purchasing power parity". *Journal of Finance* 50, 1309-1319.
- Taylor, A. (2001): "Potential pitfalls for the PPP puzzle?. Sampling and specification biases in mean-reversion tests of the LOOP". *Econometrica* 69, 473-498.
- Taylor, M.P., Peel, D.A., 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.
- Williams, J.C., Wright, B.D. (1991): *Storage and commodity markets*. Cambridge University Press, Cambridge, UK.