

Mariam Camarero Olivas*
Javier Ordóñez Monfort*

PRODUCTIVIDAD Y AJUSTE NO LINEAL DEL TIPO DE CAMBIO REAL EURO-DÓLAR

En este trabajo se analiza la dinámica de ajuste del tipo de cambio real euro-dólar respecto al diferencial de productividad entre la zona euro y Estados Unidos. Empleando un modelo de ajuste alisado del tipo ESTAR para el período correspondiente a 1970-2002, obtenemos que el tipo de cambio ajusta de forma no lineal al fundamento dado por el diferencial de productividad. No obstante, tanto la existencia del propio ajuste como la velocidad del mismo dependen crucialmente del tamaño de la perturbación que separa al tipo de cambio real de su valor de equilibrio a largo plazo.

Palabras clave: tipo de cambio, productividad, euro, dólar.

Clasificación JEL: C22, F31.

1. Introducción

Los resultados empíricos obtenidos en los últimos diez años han permitido llegar a un consenso sobre el hecho de que el uso conjunto de los datos y las técnicas adecuadas pueden confirmar la existencia de las relaciones económicas de largo plazo sugeridas por la Teoría Económica, progreso que en el campo de los tipos de cambio se ha traducido en la búsqueda de los fundamentos, o determinantes a largo plazo, de los tipos de

cambio. A pesar de que la Paridad del Poder Adquisitivo (PPA) se ha considerado tradicionalmente un buen punto de partida para determinar el tipo de cambio de equilibrio, al establecer en su versión relativa que las variaciones del tipo de cambio son un reflejo de las diferencias relativas de las tasas de inflación entre los países, son también importantes sus limitaciones. En concreto, su verificación está, en la práctica, muy condicionada por el período analizado y el utilizado como base. Asimismo, la evidencia empírica ha mostrado, de forma abrumadora, que la velocidad de ajuste derivada de esta teoría es excesivamente lenta.

La mayoría de los trabajos sobre determinación del tipo de cambio a largo plazo se basa en el enfoque de equilibrio macroeconómico, donde es posible encontrar dos escuelas de pensamiento. En primer lugar, el llamado enfoque del tipo de cambio de equilibrio por las variables fundamentales (FEER), cuyo objetivo es obtener el

* Departamento de Economía. Universidad Jaime I.

Los autores agradecen la ayuda financiera de las siguientes instituciones: CICYT (proyecto SEC2002-0751), Bancaja (proyecto P1-1B2002.21) y de la Comisión Europea (proyecto bajo la línea presupuestaria A-3022). Asimismo agradecen los comentarios de Cecilio Tamari y de los participantes en el VI Encuentro de Economía Aplicada y las VIII Jornadas de Economía Internacional. Los autores son miembros del Grupo Inteco (AVCiT, Grupo 03-151).

tipo de cambio consistente con el equilibrio interno (es decir, el nivel de actividad compatible con el pleno empleo, por ejemplo *output* potencial y estabilidad de precios) y externo (cuenta corriente sostenible, medida a través de la demanda relativa de flujos de capital). La principal crítica que ha recibido este enfoque es su carácter claramente normativo. En segundo lugar, el enfoque del tipo de cambio de equilibrio de comportamiento (BEER), por su parte, explica el comportamiento de los tipos de cambio a partir de las variables económicas relevantes. En este caso, los movimientos del tipo de cambio se supone que vienen determinados, básicamente, por los diferenciales sectoriales relativos de productividad y por el saldo vivo de los activos exteriores neto. Debido a los problemas de datos, los activos exteriores se sustituyen ocasionalmente por variables fiscales (ratio del gasto frente al PIB). También se incorporan, a veces, variables representativas de los *shocks* sobre los términos de intercambio así como los diferenciales de tipos de interés reales (dada la paridad no cubierta de tipos de interés). En este enfoque se usan los niveles actuales de las variables de los factores fundamentales, aunque también se pueda distinguir entre componentes transitorios y permanentes de los mismos.

El presente trabajo se desarrolla siguiendo este segundo enfoque, centrando la atención en la primera de las variables fundamentales mencionadas: el diferencial de productividad entre la Eurozona y Estados Unidos. De hecho, durante los últimos años, ha existido una interesante polémica, tanto teórica como empírica, que ha tratado de explicar la depreciación sufrida por el euro desde su lanzamiento (e incluso en fechas anteriores), en 1999, hasta finales de 2002. Por tanto, en la motivación de este trabajo entrarían consideraciones generales (el papel de la productividad como variable fundamental) y específicas (las posibilidades de este tipo de enfoques a la hora de describir las fases de apreciación o depreciación del tipo de cambio euro/dólar).

Meredith (2001) realizó una amplia revisión de las posibles explicaciones dadas a la debilidad del euro en el momento de su nacimiento y en los meses posteriores.

Fueron varios los factores enumerados en este trabajo. En primer lugar, las condiciones iniciales en el área del euro, relacionadas con rigideces en los mercados y, en especial, en el de trabajo y las reformas estructurales pendientes. En segundo lugar, los factores políticos relacionados con la ausencia notoria de ciertos países (como Dinamarca o el Reino Unido) en el grupo de países que iniciaron la Unión Monetaria. Un tercer factor explicativo fue la mayor incidencia de los aumentos en el precio del petróleo sobre las economías europeas, a pesar de que Estados Unidos fuera también un importador neto. Una cuarta explicación se relacionaría con la incertidumbre sobre la instrumentación de la política monetaria por parte del Banco Central Europeo y la opacidad de la misma. En quinto lugar, lo que se han venido llamando los efectos de la Nueva Economía y, en concreto, la mayor productividad de Estados Unidos frente a Europa, especialmente en los sectores relacionados con las nuevas tecnologías de la información. A través del efecto Harrod-Balassa-Samuelson, este diferencial de productividad acabaría provocando una apreciación del dólar frente al euro. En sexto lugar, previo a la creación del euro se produjo una recomposición en las carteras de las principales instituciones financieras internacionales que abandonaron monedas del área del euro y se desplazaron hacia activos en dólares. Finalmente, la propia dinámica de los mercados financieros estaría dominada por el análisis técnico o *chartista* y no por el enfoque de los fundamentos. De todos estos factores, sin embargo, el que mayor atención ha merecido ha sido el relacionado con el diferencial de productividad.

En la literatura empírica para el tipo de cambio euro-dólar han sido numerosos los trabajos realizados en los últimos años. En concreto, Alberola *et al.* (1999), usando técnicas de cointegración para las monedas europeas consideradas individualmente así como para un panel de las mismas obtienen una única relación de cointegración entre el tipo de cambio real euro-dólar, los activos extranjeros netos y los precios sectoriales relativos (efecto Harrod-Balassa-Samuelson). Closterman y Schnatz (2000) y, más recientemente, Schnatz, Vijselaar y Osbat (2003) obtienen

una relación de equilibrio entre el tipo de cambio bilateral euro-dólar y el diferencial de productividad, el diferencial de tipos de interés, los precios reales del petróleo y la posición fiscal relativa. Makrydakis *et al.* (2000) encuentran una relación entre el diferencial de productividad y el diferencial de los tipos de interés reales al igual que Alquist y Chinn (2001). Finalmente, los resultados de Camarero, Ordóñez y Tamarit (2004) apuntan a que la evolución del euro puede explicarse, fundamentalmente, por la productividad relativa, el diferencial de tipos de interés reales, el diferencial del gasto público y la posición neta en activos extranjeros.

Si bien los avances en la búsqueda de los fundamentos han sido, por tanto notables, los intentos por explicar la dinámica a corto plazo de los tipos de cambio en base únicamente a los fundamentos macroeconómicos han sido, por el contrario, decepcionantes. Tanto es así que Obstfeld y Rogoff (2000) hablan de *disconnect puzzle*, refiriéndose al hecho el tipo de cambio es muy volátil y aparentemente fluctúa sin seguir sus fundamentos. Lothian (1998) señala que una parte de esta evolución paradójica está relacionada, en realidad, con una moneda concreta (el dólar americano) y un episodio (los años ochenta). En diferentes trabajos se ha intentado resolver este problema usando series temporales más largas o nuevas técnicas econométricas.

Sin embargo, sólo recientemente se han realizado contribuciones que permiten conjugar dinámica y fundamentos. En esta línea, Lothian y Taylor (2003), empleando un modelo no lineal, analizan el papel del efecto Harrod-Balassa-Samuelson para los tipos de cambio del dólar frente a la libra esterlina y el franco francés, obteniendo resultados positivos. En este trabajo se contrasta y estima la posible existencia de no linealidades en el ajuste del tipo de cambio euro-dólar con respecto al diferencial de productividad.

El presente trabajo se sitúa en esta misma línea y se organiza de la siguiente manera: el segundo apartado introduce brevemente la metodología empleada, los resultados se presentan en el tercer apartado, mientras que en el cuarto se resumen las principales conclusiones.

2. Metodología

El tipo de cambio real expresado de forma logarítmica puede escribirse como:

$$q_t \equiv s_t + p_t - p_t^* \quad [1]$$

donde s_t es el logaritmo del tipo de cambio nominal (moneda nacional en términos de moneda extranjera), y p_t y p_t^* son respectivamente el nivel de precios nacional y extranjero. El tipo de cambio real es, por tanto, una medida de las desviaciones con respecto a la PPA. Los contrastes tradicionales de la PPA se basan en el supuesto de que el tipo de cambio real puede representarse como un proceso lineal autorregresivo, lo cual implica que el ajuste del tipo de cambio es continuo y con velocidad constante, independientemente del tamaño de la perturbación. No obstante, tal como ya se ha señalado, algunos autores sugieren que el ajuste del tipo de cambio real hacia el equilibrio es en realidad no lineal. Obstfeld y Taylor (1997) investigan la naturaleza no estacionaria del proceso de ajuste empleando procesos de tipo *threshold* autorregresivo (TAR) que permiten la existencia de bandas que recogen los costes de transacción. Dentro de estas bandas no se produce ningún ajuste, pero cuando el tipo de cambio queda fuera de las mismas, el proceso que rige los tipos de cambio se hace bruscamente estacionario y el tipo de cambio revierte a la media. Sin embargo, tanto en presencia de costes de transacción o de agentes heterogéneos, como en el caso de agregación temporal, es de esperar que el ajuste al equilibrio sea suave, sin cambios discrecionales. Por tanto, una alternativa a los modelos TAR para modelizar los tipos de cambio son los modelos ESTAR o *Exponential Smooth Threshold Autoregressive Process*. En los modelos ESTAR se produce un ajuste simétrico que se da en cada momento del tiempo, pero la velocidad del ajuste varía con el tamaño de las desviación con respecto a la PPA.

Utilizando los modelos ESTAR, Taylor, Peel y Sarno (2001) obtienen evidencia favorable a que la evolución de los cuatro principales tipos de cambio con respecto al

dólar se rige por un proceso que revierte de forma no lineal a la media durante el período de flotación hasta 1973. También cabe citar entre los trabajos realizados en esta línea los de Sarno (2000a) y Sarno (2000b), donde se contrasta la PPA de países mediterráneos y de elevada inflación, respectivamente y el de Sarno y Taylor (1998), para el caso de países de la OCDE.

En el presente trabajo aplicamos la metodología de estimación de modelos no lineales ESTAR propuesta por Granger y Teräsvirta (1993), que resultan muy adecuados para la modelización de los tipos de cambio. Un modelo ESTAR puede representarse como:

$$w_t = c + \sum_{i=1}^p \alpha_i (w_{t-i} - c) + [1 - \exp\{-\gamma(w_{t-d} - c)^2\}] \sum_{i=1}^p \theta_i (w_{t-i} - c) + \varepsilon_t \quad [2]$$

donde en nuestro caso w_t es la desviación del tipo de cambio real con respecto a su fundamento dado por el diferencial de productividad. La función $G(\gamma, w_{t-d} - c) = [1 - \exp\{-\gamma(w_{t-d} - c)^2\}]$ o función de transición exponencial mide el grado de reversión hacia el valor de equilibrio de largo plazo c . El parámetro γ capta la velocidad el ajuste.

La función de transición $G(\gamma, w_{t-d} - c)$ está acotada entre cero y uno $G(\gamma, w_{t-d} - c): (0, \infty) \rightarrow [0, 1]$ tal que $G(0) = 0$ y $\lim_{x \rightarrow \pm\infty} G(x) = 1$, y es simétrica alrededor de su valor mínimo $w_{t-d} = c$. Así, en el caso que $w_{t-d} = c$, el modelo ESTAR se reduce a un proceso AR(p):

$$w_t = c + \sum_{i=1}^p \alpha_i (w_{t-i} - c) + \varepsilon_t \quad [3]$$

en tanto que si para θ_i dado el

$\lim_{w_{t-d} - c \rightarrow \pm\infty} G(\theta_i, w_{t-d} - c) = 1$ la ecuación [2] se reduce al siguiente proceso AR(2):

$$w_t = c + \sum_{i=1}^p (\alpha_i + \theta_i) [w_{t-i} - c] + \varepsilon_t \quad [4]$$

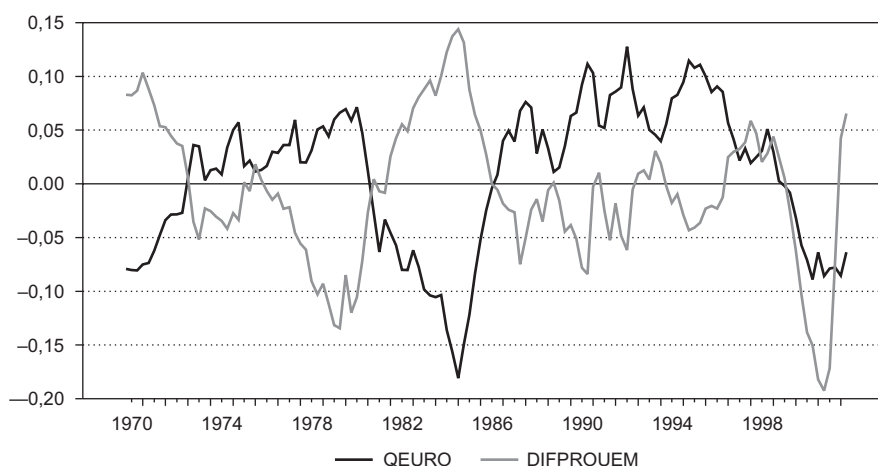
Granger y Teräsvirta (1993) y Teräsvirta (1994) proponen una técnica para la especificación y estimación de los modelos no lineales del tipo STAR que simplifica los cálculos y evita la estimación de un número elevado de modelos. El punto de partida de esta metodología es un simple modelo lineal autorregresivo que se emplea para contrastar si existen no linealidades que deban ser modelizadas. El modelo AR debe estar bien especificado, especialmente no debe existir autocorrelación, pues, de lo contrario, el análisis posterior no sería válido. En nuestro caso, se realiza un contraste conjunto de linealidad y no estacionariedad mediante el análisis de la significación del parámetro de ajuste γ . La especificación del modelo no lineal se realiza siguiendo una metodología de lo general a lo particular. Tras su estimación por mínimos cuadrados no lineales, se realiza un contraste de especificación empleando los estadísticos desarrollados por Eitrheim y Teräsvirta (1996).

3. Resultados

En este trabajo empleamos datos trimestrales para el período 1970:Q1 y 2002:Q2. La serie del tipo de cambio euro-dólar se corresponde con el euro sintético obtenido de la base de datos europeas del Banco Bilbao Vizcaya Argentaria (BBVA) durante el período comprendido entre 1970:Q1 y 1997:Q4, mientras que para el resto de la muestra se emplea el tipo de cambio publicado en el *Boletín Mensual* del Banco Central Europeo. El diferencial de productividad se mide a partir de la productividad aparente del trabajo de Estados Unidos y de la UE, obtenidas ambas como PIB por empleado. Los datos de producción y empleo proceden de la Base Internacional Sectorial de la OCDE (ISDB). El Gráfico 1 muestra la evolución temporal del tipo de cambio real del euro-dólar y del diferencial de productividad entre Estados Unidos y Europa. La observación de este gráfico permite anticipar que estas variables presentan una fuerte relación inversa.

GRÁFICO 1

TIPO DE CAMBIO REAL EURO-DÓLAR Y DIFERENCIAL DE PRODUCTIVIDAD



Siguiendo la metodología anteriormente señalada procedemos a estimar el modelo lineal que mejor se ajusta a los datos empleados:

$$w_t = -0,16 + 0,126 w_{t-1} - 0,35 w_{t-2} + \varepsilon_t$$

(0,056) (0,084) (0,083)

$$R^2 = 0,85 \quad SER = 3,9\% \quad DW = 1,96$$

AR(4): 0,06 ARCH(4): 0,5

donde R^2 es el coeficiente de determinación, DW es el estadístico de Durbin-Watson, SER mide los errores estándar de la regresión y, finalmente, AR y $ARCH$ muestran respectivamente las probabilidades asociadas a los contrastes de autocorrelación y heterocedasticidad de orden cuatro. Los errores estándar estimados aparecen entre paréntesis.

El paso siguiente en la metodología consiste en analizar si existen no linealidades significativas no captadas, por tanto, por el AR(2). Dado que este modelo presenta un comportamiento cercano al no estacionario, no es posible emplear los contrastes de linealidad propuestos

por Granger y Teräsvirta (1993), que suponen estacionariedad. Así, el contraste de no linealidad se realizará con posterioridad, empleando la hipótesis conjunta de linealidad y no estacionariedad sobre el modelo no lineal estimado.

El modelo no lineal se estima por mínimos cuadrados no lineales bajo las restricciones $\alpha_i = -\theta_i$ y $\sum_{i=1}^p \alpha_i = 1$ en la ecuación [1]. Las restricciones que pueden aceptarse al nivel de significación del 5 por 100, implican que existe un valor de equilibrio para w_t en el entorno del cual la dinámica del ajuste se corresponde con un proceso no estacionario de orden dos. De este modo, a medida que w_t se aproxima a su valor de equilibrio de largo plazo dado por su determinante fundamental, esto es, el diferencial de productividad, las perturbaciones que afectan al tipo de cambio real tienen un carácter persistente. Sin embargo, cuando w_t está lejos de su equilibrio a largo plazo, la función de transición toma valores distintos de cero y el tipo de cambio muestra ajuste o reversión a la media. En conclusión, podemos decir que, dependiendo del tamaño de las perturbaciones, el tipo de cambio

mostrará o no reversión a la media. Este comportamiento es consistente con los modelos teóricos que explican la existencia de no linealidades en el tipo de cambio (véase Dumas, 1992, y Kilian y Taylor, 2003).

El modelo estimado es:

$$w_t + 2,043 = \left[\begin{array}{c} 1,38 (w_{t-1} + 2,043) + (1-1,38)(w_{t-2} + 2,043) \\ (0,027) \quad (0,086) \quad (0,027) \quad (0,086) \end{array} \right] \cdot \exp\left\{ \begin{array}{c} -1,83(w_{t-1} + 2,043)^2 \\ (0,681) \quad (0,027) \end{array} \right\} + \varepsilon_t$$

$$R^2 = 0,90 \quad LR : 0,26 \quad NRL : 0,38 \\ AR(4) : 0,10 \quad ARCH(4) : 0,21$$

donde R^2 es el coeficiente de determinación, LR es el estadístico de máxima verosimilitud de las restricciones impuestas, NRL contrasta si no quedan no linealidades no captadas por el modelo y, finalmente, AR y $ARCH$ son los contrastes de autocorrelación y heterocedasticidad de orden cuatro. Los valores asociados a estos tres últimos estadísticos muestran el valor de la probabilidad asociada a los mismos. Los errores estándar de los coeficientes estimados aparecen entre paréntesis. De acuerdo con estos resultados, el modelo está bien especificado y capta todas las no linealidades presentes en los datos.

El contraste de la hipótesis de significatividad del parámetro γ puede considerarse en este contexto como un contraste de la hipótesis nula conjunta de linealidad y de no estacionariedad, pues si no es posible rechazar $\gamma = 0$, el modelo se reduce a un $AR(2)$ no estacionario. El estadístico correspondiente no tiene una distribución estándar, por lo que debe ser estimado mediante técnicas de Monte Carlo. El estadístico así estimado es igual a $-2,69$, con una probabilidad empírica de $0,04$, por lo que rechazamos la hipótesis nula. El parámetro de transición es, por tanto, significativo.

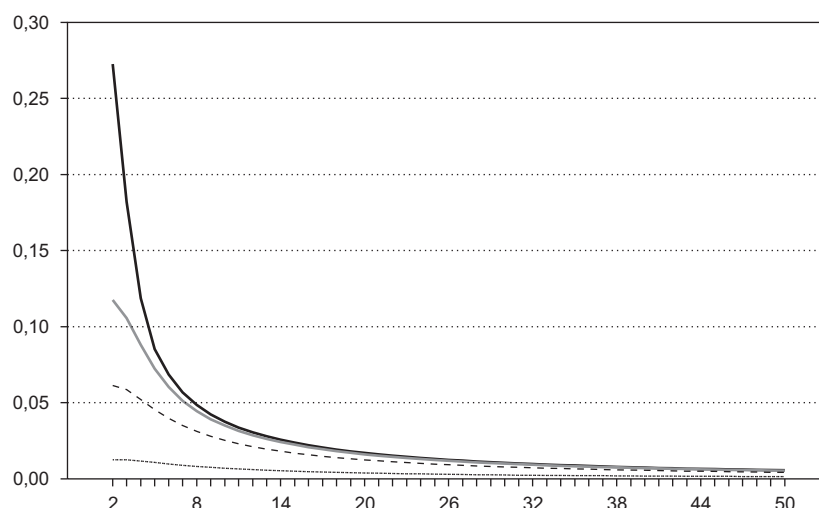
Además de los contrastes que acabamos de comentar, es necesario analizar la estabilidad de los parámetros, esto es así porque aunque el modelo es no lineal los parámetros se han estimado suponiendo que son constan-

tes. Para ello se emplean los test de estabilidad propuestos por Eitrhein y Teräsvirta (1996). Al contrario que la mayoría de los contrastes lineales en los que la alternativa a la nula de estabilidad es, como mucho, un único cambio estructural, los test de Eitrhein y Teräsvirta (1996) presentan la hipótesis alternativa de que el cambio se produce de forma suave. De acuerdo con nuestros resultados no es posible rechazar la hipótesis nula de estabilidad frente a la alternativa de cambio monotónico con una probabilidad de $0,4$, frente a la alternativa de cambio no monotónico con una probabilidad de $0,11$ y, finalmente, frente a la alternativa de cambio tanto monotónico como no monotónico con una probabilidad del $0,54$ ¹.

El Gráfico 2 muestra la función impulso respuesta del modelo no lineal. Tal y como señalan Peel y Taylor (2000), las funciones de impulso respuesta en modelos no lineales no son independientes de las condiciones iniciales, del tamaño de la perturbación ni de la futuras innovaciones exógenas. Por dichos motivos dichas funciones deben estimarse mediante integración de Monte Carlo. Para ello se han realizado y agregado 5.000 simulaciones del proceso con y sin un *shock* de tamaño 30 , 15 , 5 y 1 por 100 . La diferencia entre la media de las simulaciones con y sin *shock* es la estimación de la función impulso respuesta para un tamaño del *shock* dado. El Gráfico 2 muestra claramente que ante perturbaciones de pequeño tamaño el tipo de cambio real no se ajusta, de modo que el mismo fluctúa independientemente del fundamento dado por la productividad. Sin embargo, a medida que el tamaño del *shock* aumenta, el tipo de cambio comienza a mostrar reversión hacia el equilibrio, al tiempo que la velocidad del ajuste se incrementa.

¹ El modelo no lineal estimado es superior a su equivalente lineal en la medida en que el primero capta mejor las características de los datos. Así, los datos presentan 53 puntos de cambio, en tanto que los datos generados con el modelo lineal y no lineal captan respectivamente 67 y 58 . Además, la estimación no lineal permite reducir la varianza estimada de los errores en un 14 por 100 .

GRÁFICO 2
FUNCIONES IMPULSO-RESPUESTA

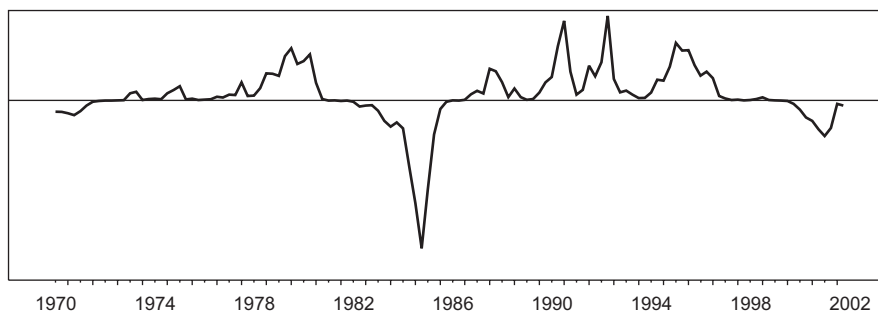


Finalmente, la función de transición estimada permite obtener una medida del grado de sobrevaloración o infravaloración del euro con respecto al dólar basada en el diferencial de productividad. El Gráfico 3 muestra esta medida, los valores de la variable situados por encima de la línea horizontal continua indicarían infravaloración del dólar respecto al euro, mientras que ocurriría lo contrario, sobrevaloración del dólar, cuando dicho indicador se encuentra por debajo de la línea horizontal. Siguiendo la evolución de esta variable, se puede comprobar que, durante la mayor parte del período analizado, el dólar se encuentra infravalorado respecto al euro (sintético). Sin embargo, el modelo es capaz de captar los dos períodos en los que existen un mayor consenso acerca de la sobrevaloración del dólar. El primero de estos epi-

sodios se produciría en la segunda mitad de los años ochenta, en concreto desde 1983 hasta 1986, lo que es consistente con la apreciación del dólar durante el período 1981-1985, que sólo se corregiría tras los Acuerdos del Plaza (1985) y del Louvre (1986). El segundo de los episodios tuvo lugar a finales de los noventa, comenzando aproximadamente en 1999, habiéndose prácticamente corregido a mediados de 2002. Este período coincide con el comienzo de la Unión Monetaria en Europa y el nacimiento del euro como moneda. El hecho de que el modelo capte los rasgos más importantes de la dinámica del tipo de cambio real euro-dólar subraya la importancia de la estimación no lineal en contraposición a la lineal y refuerza la validez y robustez del modelo especificado.

GRÁFICO 3

**SOBREVALORACIÓN DEL DÓLAR RESPECTO AL FUNDAMENTAL
DADO POR EL DIFERENCIAL DE PRODUCTIVIDAD**



4. Conclusiones

En este trabajo se estima un modelo no lineal de ajuste del tipo de cambio real euro-dólar con respecto al diferencial de productividad entre la zona euro y Estados Unidos. El objetivo del mismo es doble: por un lado, analizar la importancia de una de las variables teóricas fundamentales para explicar el comportamiento del tipo de cambio representativo de la zona euro frente a la principal moneda internacional; por otro lado, investigar la dinámica de ajuste y el alejamiento, a corto plazo, de dichas variables fundamentales.

Los resultados indican, en primer lugar, que la magnitud del ajuste del tipo de cambio depende crucialmente del tamaño de las perturbaciones: el mismo sólo muestra reversión hacia su fundamento cuando el *shock* es suficientemente grande. De este modo, nuestro modelo es capaz de explicar tanto los períodos en los que el tipo de cambio real fluctúa sin seguir aparentemente sus fundamentos, como aquellos en los que resulta más evidente que lo hace. En segundo lugar, utilizando un indicador derivado de la función de transmisión obtenida, puede comprobarse que el diferencial de productividad permite explicar el comportamiento del tipo de cambio

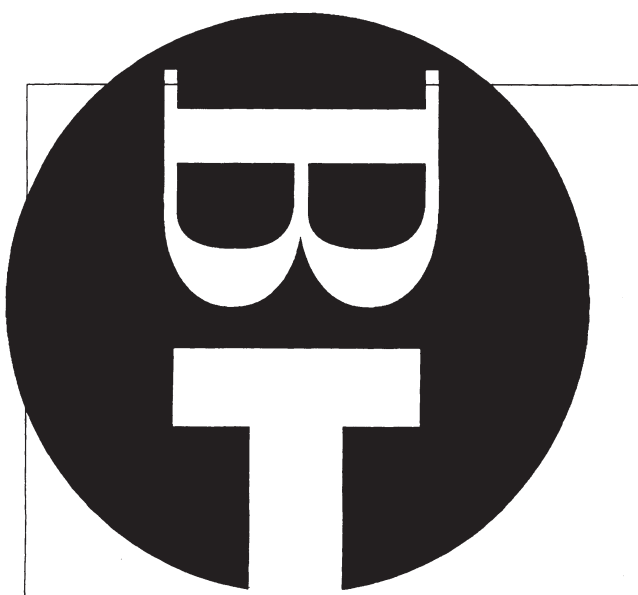
real entre el euro (sintético) y el dólar, reflejando adecuadamente los períodos en los que existe consenso sobre la apreciación real del dólar: mediados de la década de los ochenta, y finales de la década de los noventa, coincidiendo con el nacimiento del euro.

Referencias bibliográficas

- [1] ALBEROLA, E., CERVERO, S., LÓPEZ, H. y UBIDE, A. (1999): «Global Equilibrium Exchange Rates: Euro, Dollar, Ins, Outs, and Other Major Currencies in a Panel Cointegration Framework», *IMF Working Paper* 99/175.
- [2] ALQUIST, R. y CHINN, M. D. (2001): «Productivity and the Euro-Dollar Exchange Rate Puzzle», *NBER Working Paper* 8824.
- [3] CAMARERO, M., ORDÓÑEZ, J. y TAMARIT, C. (2004): «The Euro-Dollar Exchange Rate: Is it Fundamental?», en *Exchange Rate Modeling. Where Do We Stand?*, Paul De Grauwe (Ed.), MIT Press, en prensa.
- [4] CLOSTERMANN, J. y SCHNATZ, B. (2000): «The Determinants of the Euro-Dollar Exchange Rate Synthetic Fundamentals and a Non-Existing Currency», *Konjunktur-politik, Applied Economics Quarterly*, número 46, páginas 274-302.
- [5] DUMAS, B. (1992): «Dynamic Equilibrium and the Real Exchange Rate in Spatially Separated World», *Review of Financial Studies*, volumen 5, páginas 153-180.
- [6] EITRHEIM, O. y TERÄSVIRTA, T. (1996): «Testing the Adequacy of Smooth Transition Autoregressive Models», *Journal of Econometrics*, volumen 74, páginas 59-75.

- [7] GRANGER, C. W. J. y TERÄSVIRTA, T. (1993): *Modelling Nonlinear Economic Relationships*, Oxford University Press, Oxford.
- [8] KILIAN, L. y TAYLOR, M. P. (2003): «Why is it so Difficult to Beat the Random Walk Forecast of Exchange Rates?», *Journal of International Economics*, volumen 60, páginas 85-107.
- [9] LOTHIAN, J. (1998): «Some New Stylized Facts of Floating Exchange Rates», *Journal of International Money and Finance*, volumen 104, páginas 488-510.
- [10] LOTHIAN, J. R. y TAYLOR, M. P. (2003): «Real Exchange Rates Over the Past Two Centuries: How Important is the Harrod-Balassa-Samuelson Effect?», mimeo, Fordham University.
- [11] MAKRYDAKIS, S., DE LIMA, P., CLAESSENS, J. y KRAMER, M. (2000): «The Real Effective Exchange Rate of the Euro and Economic Fundamentals: A BEER Perspective», European Central Bank, marzo, mimeo.
- [12] MICHAEL, P., NOBAY, A. R. y PEEL, D. A. (1997): «Transactions Costs and Nonlinear Adjustment in Real Exchange Rates: An Empirical Investigation», *The Journal of Political Economy*, número 4, volumen 105, páginas 862-879.
- [13] OBSTFELD, M. y ROGOFF, K. (2000): «The Six Major Puzzles in International Macroeconomics: Is there a Common Cause?», *NBER Macroeconomics Annual*, volumen 15, páginas 338-390, MIT Press.
- [14] PEEL, D. A. y TAYLOR, M. P. (2000): «Nonlinear Adjustment, Long-run Equilibrium and Exchange Rate Fundamentals», *Journal of International Money and Finance*, volumen 19, páginas 33-53.
- [15] SARNO, L. (2000a): «Real Exchange Rate Behavior in the Middle East: A Re-examination», *Economic Letters*, volumen 66, páginas 127-136.
- [16] SARNO, L. (2000b): «Real Exchange Rate Behaviour in High Inflation Countries: Empirical Evidence from Turkey, 1980-1997», *Applied Economic Letters*, volumen 7, páginas 285-291.
- [17] SARNO, L. y TAYLOR, M. P. (1998): «Real Exchange Rates Under the Recent Float: Unequivocal Evidence of Mean Reversion», *Economic Letters*, volumen 60, páginas 131-137.
- [18] SNACHTZ, B., VIJSELAAR, F. y OSBAT, C. (2003): «Productivity and the («synthetic») Euro-Dollar Exchange Rate», *European Central Bank Working Paper Series*, número 225, abril.
- [19] 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*, volumen 42, páginas 1015-1042.
- [20] TERÄSVIRTA, T. (1994): «Specification, Estimation and Evaluation of Smooth Transition Autoregressive Models», *Journal of the American Statistical Association*, volumen 89, páginas 208-218.

Si busca
un economista,
aquí
lo encontrará



La Bolsa de Trabajo
del Colegio de Economistas
de Madrid,
con sus once mil colegiados,
está en condiciones
de proporcionarle el economista
que mejor se adapte
a sus necesidades específicas.
Póngase en contacto
con nosotros y lo comprobará.



**Bolsa de
Trabajo**



**Colegio de
Economistas
de Madrid**

Flora, 1. 28013 Madrid. Teléfonos: 91 559 46 02 y 91 559 46 59