

# **CONTRASTE EMPÍRICO DEL MODELO MONETARIO DE TIPOS DE CAMBIO: COINTEGRACIÓN Y AJUSTE NO LINEAL**

Autor: *Julián Ramajo Hernández*<sup>(\*)</sup>  
Departamento de Economía  
Universidad de Extremadura

P. T. N.º 3/07

(\*) ramajo@unex.es.

N.B.: Las opiniones expresadas en este trabajo son de la exclusiva responsabilidad del autor, pudiendo no coincidir con las del Instituto de Estudios Fiscales.

Desde el año 1998, la colección de Papeles de Trabajo del Instituto de Estudios Fiscales está disponible en versión electrónica, en la dirección: ><http://www.minhac.es/ief/principal.htm>.

Edita: Instituto de Estudios Fiscales

N.I.P.O.: 602-07-012-X

I.S.S.N.: 1578-0252

Depósito Legal: M-23772-2001

## ÍNDICE

1. INTRODUCCIÓN
  2. EL ENFOQUE MONETARIO DE DETERMINACIÓN DEL TIPO DE CAMBIO: MODELO TEÓRICO BÁSICO
  3. EVIDENCIA EMPÍRICA SOBRE LOS MODELOS DE TIPOS DE CAMBIO: REVISIÓN DE LA LITERATURA
  4. APLICACIÓN EMPÍRICA: EL COMPORTAMIENTO DE LOS TIPOS DE CAMBIO EN LA OCDE DURANTE EL PERÍODO 1973.I-2006.I
    - 4.1. Los datos y sus propiedades estocásticas básicas
    - 4.2. Modelización de las relaciones de equilibrio a largo plazo
    - 4.3. Modelización del ajuste a corto plazo
  5. CONCLUSIONES
- REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS
- SÍNTESIS. PRINCIPALES IMPLICACIONES DE POLÍTICA ECONÓMICA



## RESUMEN

En este trabajo se investiga el vínculo existente entre los tipos de cambio nominales y las variables básicas derivadas del modelo monetario, usando datos trimestrales para un grupo representativo de países de la OCDE durante el período 1973.I-2006.I. En primer lugar se analiza la presencia de una relación estable a largo plazo entre las variables del modelo, lo que confirmaría la validez empírica del modelo monetario de tipos de cambio para el análisis del comportamiento a largo plazo. A continuación se estiman los modelos dinámicos de ajuste en el corto plazo con el objetivo de investigar el tipo de corrección hacia las posiciones de equilibrio a largo plazo, apreciándose que dicho proceso de ajuste es no lineal para varios países, lo que implica un comportamiento de tipo asimétrico en el que el ajuste depende del valor positivo o negativo, o del tamaño grande o pequeño, de las desviaciones respecto de la posición de equilibrio marcada por los agregados monetarios.

**Palabras clave:** Tipos de cambio, modelo monetario, panel de datos, cointegración, no linealidad, corrección del error con transición continua (STAR).

**Códigos JEL:** C23, F31, G15.



## I. INTRODUCCIÓN

El modelo monetario de determinación de los tipos de cambio analiza la dinámica a largo plazo de dichos tipos a través de las variaciones habidas en variables macroeconómicas básicas tales como la renta real y los activos monetarios nominales, ambas relativas a un país utilizado como base de comparación. Estos fundamentos macro son, en esencia, los determinantes básicos del equilibrio del mercado monetario en el país analizado y en el de referencia.

Aunque existen diversos trabajos que han intentado contrastar la validez empírica del modelo monetario como instrumento básico para el análisis del comportamiento dinámico de los tipos de cambio, en la actualidad no existe un consenso completo sobre tal hecho, ya que aunque muchos trabajos han demostrado que el respaldo empírico que encuentra en la práctica dicho modelo es débil, las más recientes investigaciones que utilizan datos de panel o modelos no lineales han puesto de manifiesto la relativa potencia explicativa y predictiva del modelo monetario.

Así, tras las influyentes y seminales investigaciones de Meese y Rogoff (1983 a, b) —en las que se analizaba la capacidad de predicción de los modelos estructurales estándar, concluyéndose que los mismos no mejoraban con claridad las predicciones post-muestrales obtenidas con modelos *naive* no estructurales— y de Frankel (1984) —en la que se obtenían estimaciones para los parámetros que no eran coherentes con los valores esperados a partir del modelo monetario—, han surgido en las dos últimas décadas diferentes trabajos que han revisado la robustez de los resultados de Meese-Rogoff y Frankel. En estas investigaciones se han propuesto diferentes mejoras de las técnicas de regresión o se ha ampliado la información sobre el largo plazo a través del uso de paneles de datos, en los que se extiende el número de observaciones añadiendo la dimensión transversal a la clásica dimensión temporal de los trabajos iniciales.

No obstante, a pesar de que algunos de estos trabajos más recientes han mostrado los méritos relativos de los modelos basados en fundamentos macroeconómicos (Mark, 1995; Groen, 2000; Mark y Sul, 2001; Clarida *et al.*, 2003; Rapach y Wohar, 2004; Abhyankar *et al.*, 2005; Frömmel *et al.*, 2005), también ha habido evidencia que sigue mostrando la debilidad de las predicciones post-muestrales que se derivan del modelo monetario (Faust *et al.*, 2003; Cheung *et al.*, 2005). En definitiva, sigue sin resolverse uno de los “enigmas básicos dentro de la economía de los tipos de cambio” planteados por Obstfeld y Rogoff (2000).

En este sentido, nuestro trabajo intenta aportar nueva evidencia sobre este “enigma”, intentando, en primer lugar, establecer la significación empírica del vínculo a largo plazo entre los determinantes macroeconómicos básicos del modelo monetario y el tipo de cambio nominal a través del análisis del co-



movimiento entre dichas variables. En segundo lugar, el trabajo analiza también la dinámica a corto plazo en la evolución de los tipos de cambio considerados, estimando los correspondientes modelos de corrección del error e investigando las propiedades de linealidad de dichos modelos, al objeto aproximarnos del modo más fiel posible al comportamiento de los tipos de cambio observado en los mercados financieros internacionales.

## **2. EL ENFOQUE MONETARIO DE DETERMINACIÓN DEL TIPO DE CAMBIO: MODELO TEÓRICO BÁSICO**

Tradicionalmente, los modelos para la determinación de los tipos de cambio se basaban en el equilibrio entre la oferta y demanda de divisas, originadas éstas por los intercambios de bienes, servicios y capitales con el exterior. Así, el tipo de cambio de equilibrio era aquel que igualaba los flujos de divisas entre los países.

Esta idea del equilibrio en el mercado de divisas fue introducida en los modelos macroeconómicos de corte keynesiano, dando lugar a planteamientos como el del modelo Mundell-Fleming, en el que se considera el esquema tradicional IS-LM en una economía abierta bajo el supuesto de perfecta movilidad de capitales. A partir de este modelo se puede valorar la eficacia de la política monetaria para aumentar el nivel de renta a través de una depreciación en el tipo de cambio.

Estos modelos, basados en el equilibrio de flujos, han mostrado su incapacidad a la hora de dar explicaciones satisfactorias a la elevada volatilidad que se observa en la evolución de los tipos de cambio. Por este motivo, desde los años setenta se orientó la investigación en el mercado de divisas hacia otro tipo de equilibrio, el denominado enfoque del mercado de activos. Este enfoque, que pone un especial énfasis en el papel que desempeñan las expectativas en la determinación de los tipos de cambio, ha resultado de gran importancia en la investigación teórica y empírica sobre los condicionantes del tipo de cambio.

Si consideramos que el tipo de cambio nominal es el precio de un activo, el mercado de divisas estará en equilibrio cuando se igualen los rendimientos esperados de los activos denominados en las diferentes monedas, ya que en ese caso desaparecen los incentivos para el intercambio entre monedas. Desde este punto de vista, el precio de las divisas debería recoger la información relevante sobre el valor futuro del activo y, por lo tanto, los cambios en los precios reflejarán cambios en las expectativas sobre ese valor futuro, producidos por la información adicional que llega a los agentes. El estudio de los mecanismos por los cuales se determina el nivel del tipo de cambio exigirá, de esta manera, un análisis detallado de los factores que afectan a las expectativas sobre los tipos de cambio en el futuro.



En principio, si suponemos que el mercado es eficiente y que los individuos son neutrales ante el riesgo, en ausencia de restricciones a los movimientos de capitales podemos suponer que el diferencial en las rentabilidades de los depósitos denominados en distintas monedas debe ser igual a la variación esperada en el tipo de cambio. En otras palabras, tendremos la condición de la paridad no cubierta de tipos de interés, que es una condición básica para el equilibrio en el mercado de divisas, ya que bajo esa condición los individuos no tendrán incentivos para cambiar sus monedas:

$$E_t s_{t+1} - s_t = i_t - i_t^*$$

donde  $s$  es el tipo de cambio nominal,  $i$  es el tipo de interés nominal y  $E_t$  indica que se trata de un valor esperado.<sup>1</sup>

A partir de la expresión anterior podemos inferir que el tipo de cambio estará condicionado por cualquier variación en el diferencial de rentabilidades o en las expectativas sobre el tipo de cambio futuro, y por un término  $\rho$  que hay que introducir para recoger la desviación de la hipótesis de expectativas racionales, y que también puede ser interpretado como una prima en el supuesto de individuos con aversión al riesgo:

$$s_t = E_t s_{t+\Delta} - (i_t - i_t^*) + \rho_t$$

Para entender los factores que pueden afectar al tipo de cambio, supongamos que las siguientes relaciones recogen el equilibrio en el mercado de dinero de cada uno de los países considerados:

$$m_t = p_t + \alpha_0 + \alpha_1 y_t + \alpha_2 i_t + v_t \quad (\alpha_1 > 0, \alpha_2 \leq 0)$$

$$m_t^* = p_t^* - \alpha_0^* + \alpha_1^* y_t^* + \alpha_2^* i_t^* + v_t^* \quad (\alpha_1^* > 0, \alpha_2^* \leq 0)$$

donde  $m$  es el logaritmo de la oferta monetaria,  $p$  el logaritmo del nivel de precios,  $y$  es el logaritmo del producto y  $v$  es una perturbación en la demanda de dinero.

Por otra parte, para incluir en el análisis del tipo de cambio las variables *stock* de dinero y precios es necesario incorporar al modelo la hipótesis de la paridad del poder adquisitivo:<sup>2</sup>

$$s_t = p_t - p_t^* + q_t$$

donde  $q$  es el tipo de cambio real.

<sup>1</sup> A partir de ahora, y excepto en el caso de los tipos de interés, las variables en minúsculas representan los logaritmos de las variables en niveles; el subíndice sitúa el valor de la variable en el tiempo; y el asterisco indica que la variable se refiere a la economía externa que se utiliza como referencia

<sup>2</sup> Esta expresión puede interpretarse como una medida de la desviación de la hipótesis de la paridad del poder adquisitivo en su versión absoluta (Taylor, 1995).

La combinación de esta última hipótesis con las ecuaciones de equilibrio en los mercados de dinero y la condición de paridad no cubierta de intereses nos permite obtener una expresión que recoge los factores básicos que influyen en el tipo de cambio:<sup>3</sup>

$$s_t = c + \frac{1}{1+\alpha_2} \left[ m_t - m_t^* - \alpha_1 (y_t - y_t^*) + q_t - (v_t - v_t^*) - \alpha_2 \rho_t \right] + \frac{\alpha_2}{1+\alpha_2} E_t s_{t+1}$$

Esta es la ecuación prototipo del enfoque monetario básico del tipo de cambio (Frenkel, 1976; Mussa, 1976), y puede reordenarse de la siguiente manera para separar las distintas componentes del modelo (Engel y West, 2005):

$$s_t = c + \frac{1}{1+\alpha_2} \left[ m_t - m_t^* - \alpha_1 (y_t - y_t^*) \right] + \frac{1}{1+\alpha_2} \left[ q_t - (v_t - v_t^*) - \alpha_2 \rho_t \right] + \frac{\alpha_2}{1+\alpha_2} E_t s_{t+1}$$

Así escrita, se observa fácilmente que el tipo de cambio depende de una serie de variables observables ( $A_t$ ), otras no observables ( $B_t$ ) y del valor esperado del tipo de cambio, es decir, se tiene que:

$$s_t = c + A_t + B_t + b E_t s_{t+1}$$

siendo  $A_t = \frac{1}{1+\alpha_2} \left[ m_t - m_t^* - \alpha_1 (y_t - y_t^*) \right]$ ,  $B_t = \frac{1}{1+\alpha_2} \left[ q_t - (v_t - v_t^*) - \alpha_2 \rho_t \right]$  y  $b = \frac{\alpha_2}{1+\alpha_2}$ .

Teniendo en cuenta la expresión anterior del modelo monetario básico, la especificación empírica de largo plazo para los tipos de cambio bilaterales puede escribirse como:

$$s_t = \beta_0 + \beta_1 (m_t - m_t^*) + \beta_2 (y_t - y_t^*) + u_t$$

donde, de acuerdo con la teoría, debe cumplirse que  $\beta_1 \leq 1$  y  $\beta_2 \leq 0$ , y el término de error  $u_t$  debería ser estacionario y con media nula.

### 3. EVIDENCIA EMPÍRICA SOBRE LOS MODELOS DE TIPOS DE CAMBIO: REVISIÓN DE LA LITERATURA

Como se ha comentado en la introducción, tras la evidencia demoledora en contra de los modelos económicos de tipos de cambio que supusieron los resultados de los trabajos empíricos seminales de Meese y Rogoff (1983 a, b) y de Frankel (1984), se han realizado diferentes investigaciones que han intentado solventar o al menos explicar los problemas empíricos de dicho modelo. El objetivo básico de este apartado es la revisión de esta literatura, mostrando los diferentes enfoques planteados en las últimas dos décadas con el fin de arrojar

<sup>3</sup> Como es habitual en la literatura, se ha considerado que los parámetros de la demanda de dinero son iguales para los dos países.

alguna luz sobre lo que continúa siendo en la actualidad uno de los principales “enigmas” de la macroeconomía y finanzas internacionales.

El procedimiento de contraste planteado por Meese y Rogoff (1983 a, b) consistió en la comparación del funcionamiento predictivo de un conjunto de ecuaciones estructurales de regresión, cuyas variables macroeconómicas procedían del modelo monetario básico o de alguna de sus extensiones, con una regresión no estructural tipo *naive*, concretamente un paseo aleatorio sin deriva (el cual no predice variaciones sistemáticas en los tipos de cambio a lo largo del tiempo, sino sólo de tipo aleatorio). Tras estimar dichas ecuaciones con un abanico amplio de estimadores (para garantizar la robustez de los resultados frente a cambios en el procedimiento de estimación), la comparación de las distintas predicciones usando varios criterios de evaluación (básicamente criterios intra-muestrales como el estadístico  $R^2$ , o extra-muestrales como el error de predicción cuadrático medio o alguna variante de éste) arrojó una rotunda conclusión: ninguno de los modelos estructurales fue capaz de superar el funcionamiento predictivo post-muestral del modelo *naive*, especialmente en el corto plazo.

A este respecto merece la pena destacar el reciente trabajo de Rossi (2005), quien matiza los resultados de Meese-Rogoff al mostrar que, si los tipos de cambio y los fundamentales son variables altamente persistentes y no exactamente cointegradas (Froot y Rogoff, 1995), las predicciones a largo plazo derivadas de los modelos económicos estarán sesgadas. Dicha autora propone un *test* de comparación de habilidades predictivas que tiene en cuenta dicha propiedad de las series temporales, y muestra que cuando se aplica dicho *test* al problema de Meese-Rogoff las predicciones del paseo aleatorio siguen siendo mejores que las del modelo económico, pero las diferencias no son estadísticamente significativas para todos los horizontes de predicción ni para todas las monedas consideradas.

Y también necesita resaltarse el artículo de Engel y West (2005), quienes demuestran analíticamente, en un modelo de valor-presente con expectativas racionales, que el precio de un activo se comporta casi como un paseo aleatorio si alguno de los fundamentales es una variable integrada de orden uno  $I(1)$  y el factor de descuento está cercano a la unidad. Este resultado explicaría por qué variables tales como la oferta monetaria, el output, la inflación o el tipo de interés (todas en términos relativos respecto a un país de referencia) pueden tener poca capacidad para predecir las variaciones que se producen en los tipos de cambio, al menos en el corto plazo (en el largo plazo existen alguna posibilidad de predicción en función de las propiedades tendenciales de los tipos de cambios y de la existencia o no de cointegración entre dichos tipos y los fundamentales monetarios).

Por otra parte, el trabajo de Cheung *et al.* (2005) re-examina los resultados de Meese-Rogoff usando un conjunto más amplio de modelos económicos (el



modelo de paridad del poder adquisitivo y el modelo monetario básico, así como algunos modelos propuestos en la última década, como los basados en la productividad o especificaciones compuestas de varios modelos particulares), técnicas de estimación más depuradas (que tienen en cuenta las propiedades estadísticas de las series temporales utilizadas) y estadísticos de evaluación de predicciones también más precisos (midiendo la potencia predictiva de los modelos en diferentes dimensiones: error cuadrático medio, porcentaje de predicciones correctas y consistencia de las predicciones). En términos globales, sus resultados actualizados no apuntan hacia ninguna combinación modelo/especificación/moneda concreta que predomine sobre las otras, lo que los propios autores interpretan como una “nueva conclusión”, ya que los modelos *naive* no resultan claros ganadores como ocurría en el trabajo de Meese-Rogoff. No obstante, ningún modelo estructural particular sobrepasa consistentemente al paseo aleatorio o al resto de modelos económicos, con lo que seguiría vigente la robustez de la crítica de Meese-Rogoff sobre las posibilidades de supervivencia (empírica) de los modelos de tipos de cambio.

Como contrapunto a los resultados nuevamente negativos de Cheung *et al.*, cabe señalar las conclusiones a las que llegan Abhyankar *et al.* (2005). Partiendo de las ideas de West *et al.* (1993), estos autores proponen medir el valor económico de las predicciones derivadas de los modelos con fundamento monetario, frente al valor estadístico de las mismas utilizado habitualmente. Sus resultados, en el contexto de un modelo simple de asignación interna/externa de activos, permiten concluir que el valor económico (cuantificado en un contexto Bayesiano que permite tener en cuenta la incertidumbre que subyace en las estimaciones de los parámetros del modelo) de las predicciones de tipos de cambio obtenidas de un modelo con fundamentos macroeconómicos (dinero y renta) puede superar de forma substancial el valor económico de los pronósticos de un paseo aleatorio para diferentes horizontes de predicción.

Por otro lado, también el trabajo de Frankel (1984), como el de Meese-Rogoff (aunque este último se centra más en la validez predictiva mientras que el de Frankel se centra más en la validez explicativa, entendiendo por ésta la coherencia con las expectativas *a priori* derivadas del modelo), mostró la debilidad empírica del modelo monetario de determinación de los tipos de cambio. Utilizando datos para el período 1974-1981, sus estimaciones arrojaron resultados incoherentes con lo esperado a partir de la teoría. Del mismo modo, McDonald y Taylor (1993) contrastaron la validez del modelo monetario a través de técnicas de cointegración. Aunque inicialmente sus resultados fueron positivos, en el sentido de encontrar evidencia de una relación estable a largo plazo entre los tipos de cambio nominales y los fundamentales usando datos para el período 1976-1990, Sarantis (1994) concluyó lo contrario usando los mismos modelos y metodología pero para el período 1973-1990. En general, todos los trabajos que

han usado exclusivamente datos de series temporales han mostrado este tipo de fragilidad empírica, frente a la robustez esperada, al tratarse de un fenómeno de largo plazo.

En la década que siguió a los trabajos de Meese-Rogoff y Frankel surgieron múltiples investigaciones que intentaron, a través de variaciones o extensiones de la especificación funcional, las técnicas de estimación o del conjunto de información disponible, mejorar la capacidad explicativa y/o predictiva de los modelos de tipos de cambio. Entre otros, merece la pena destacar los trabajos de Wolf (1987, 1988), Schinasi y Swamy (1989) y Canova (1993), quienes utilizan modelos con parámetros variables en el tiempo; o el de Meese y Rose (1990) utilizando estimadores no paramétricos para tratar las no linealidades derivadas de algunos modelos teóricos. Sin embargo, los resultados a los que se llegaron no mejoraron substancialmente los obtenidos inicialmente años atrás, permaneciendo inalterada la paradoja (inexplicable) del débil sustento empírico que encuentra la relación teórica existente entre los determinantes macroeconómicos básicos y los tipos de cambio.

Es a partir de mediados de los años 90 cuando, reconociendo la dificultad de predecir la evolución en el tiempo de los tipos de cambio, sobre todo en el corto plazo, se han hecho varios progresos siguiendo diferentes líneas de investigación. En los párrafos siguientes repasaremos algunos de estos trabajos.

En primer lugar, merece la pena destacar las aportaciones de Mark (1995) y Chinn y Meese (1995), quienes mejoraron parcialmente las predicciones de los modelos monetarios para horizontes temporales amplios imponiendo restricciones de largo plazo derivadas de la teoría subyacente a dichos modelos, y realizaron un análisis exhaustivo de las propiedades estadísticas de los contrastes y de los métodos de estimación utilizados en trabajos anteriores. Por un lado, Mark concluyó que la evidencia de predictibilidad incrementaba con el horizonte de predicción, y que la potencia para predecir los tipos de cambio post-muestrales haciendo uso de los fundamentales era mayor en el largo plazo (a partir de tres o cuatro años, según los casos considerados). Por otro lado, Chinn-Meese, haciendo uso de una variedad más amplia de variables fundamentales y de métodos no paramétricos de estimación, llegaron básicamente a la misma conclusión: los modelos estructurales sobrepasaban a los modelos *naive* para horizontes de predicción suficientemente amplios.

A este respecto, como matización a los resultados positivos encontrados por Mark (1995) hay que citar los trabajos de Berben y van Dijk (1998) y Berkowitz y Giorgianni (2001). Estos autores critican la metodología usada por Mark y, en consecuencia, las conclusiones resultantes. Concretamente, su crítica se centra en la hipótesis implícita en el trabajo de Mark de que los tipos de cambio y los fundamentales macroeconómicos son variables cointegradas, aunque algunas o todas ellas se comporten individualmente como procesos integrados. Las dos

investigaciones demuestran que la distribución de los estadísticos de contraste usados por Mark depende crucialmente de esta hipótesis de cointegración y, por tanto, los resultados positivos obtenidos por Mark podrían deberse en parte a la hipótesis implícita usada.

También merece consideración especial, por lo que a puntualización de los resultados de Mark se refiere, el trabajo de Faust *et al.* (2003). En dicha investigación se demuestra que los resultados positivos de Mark podrían deberse al período temporal y al conjunto de datos particulares usados en el mismo. En general, su análisis muestra que los resultados predictivos del modelo monetario dependen de forma crítica del conjunto de valores utilizado para las variables fundamentales (datos en “tiempo real”, datos *ex-post* observados, predicciones de los valores futuros,...) y, más concretamente, se puede concluir que la potencia predictiva de los modelos de tipos de cambio es uniformemente mayor cuando se utilizan fundamentales construidos en tiempo real que cuando se utilizan datos revisados *ex-post*.

Siguiendo la línea argumental de que emplear “información adicional” puede ayudar en la caracterización del comportamiento de los tipos de cambio y en su predicción, Groen (2000), Mark y Sul (2001) o Rapach y Wohar (2004) plantean el uso de datos de panel, los cuales combinan la información procedente de diferentes países para un determinado período de tiempo, con el objetivo de contrastar la existencia de una relación estable a largo plazo entre los tipos de cambio nominales y los fundamentales. Los tres trabajos citados encuentran evidencia de cointegración, y el trabajo de Mark-Sul también muestra que las predicciones derivadas de los fundamentales monetarios son superiores a las obtenidas con paseos aleatorios. Sin embargo, los resultados de Rapach-Wohar matizan las conclusiones positivas anteriores, ya que estos autores muestran que, tras analizar las restricciones de homogeneidad inherentes a los procedimientos de ‘mezclado’ (*pool*) de la información transversal utilizados por Groen y Mark-Sul, en general dichas restricciones son rechazadas por los datos, por lo que queda en entredicho (al menos en un sentido estricto) la fiabilidad de las conclusiones basadas en la mezcla homogénea de la información transversal.

En el trabajo de Rapach y Wohar (2002) se utiliza el mismo argumento de aumentar la potencia de la base muestral incorporando información adicional, pero en este caso alargando la dimensión temporal de la muestra, en concreto utilizando series temporales de 115 años de longitud. Igual que con los trabajos que usan datos de panel, esta opción permite obtener en general evidencia favorable sobre la existencia de cointegración, es decir, sobre la validez a largo plazo del modelo monetario. Además, corroborando los resultados antes señalados de Berben-van Dijk y Berkowitz-Giorgianni, Rapach-Wohar encuentran una estrecha relación entre el funcionamiento predictivo post-muestral del modelo estructural y los resultados de los contrastes de exogeneidad débil de dicho

modelo (concretamente, se encuentra que los peores resultados de predicción se obtienen en los casos en los que no se rechaza la hipótesis de que el tipo de cambio sea una variable débilmente exógena en la especificación econométrica correspondiente).

Finalmente, ha habido una serie de recientes trabajos que han subrayado la importancia de incorporar comportamientos no lineales en los modelos básicos de ajuste de los tipos de cambio a los valores implicados por los fundamentales como una forma de mejorar las predicciones de dichos modelos.

Así, por ejemplo, Taylor y Peel (2000), Taylor *et al.* (2001) o Kilian y Taylor (2003), entre otros, plantean que una posible explicación para la frágil relación entre los tipos de cambio y los fundamentales encontrada en la literatura reside en el hecho de que cuando los tipos de cambio están cerca de sus valores de equilibrio los mismos podrían estar poco relacionados con los fundamentales, pero cuando su desviación respecto a dichos valores es elevada deberían tender a revertir rápidamente hacia su valor fundamental. Este tipo de comportamiento asimétrico en las desviaciones de los tipos de cambio respecto a los valores de equilibrio a largo plazo sugeridos por el enfoque monetario puede modelizarse econométricamente a partir de diferentes especificaciones no lineales, siendo la familia de modelos autorregresivos con transición continua (STAR) (Granger y Teräsvirta, 1993; Teräsvirta, 2004) una de las más utilizadas en la literatura.

Por otro lado, los trabajos de De Grauwe y Vansteenkiste (2001), Clarida *et al.* (2003), Sarno *et al.* (2004), Bergman y Hansson (2005) o Frömmel *et al.* (2005), entre otros, siguiendo la idea original de Engel y Hamilton (1990) y Engel (1994), sugieren el uso de diferentes regímenes de tipos de cambio. Dicho de otra forma, estas otras investigaciones apuntan hacia la posibilidad de que la influencia de los fundamentales sobre los tipos de cambio pueda variar de forma discreta (cambio abrupto) y no de forma continua (cambio suave) a lo largo del tiempo.

Como conclusión a la revisión de la literatura empírica realizada en las páginas anteriores puede decirse que, transcurridas más de dos décadas desde que aparecieron los trabajos influyentes de Meese-Rogoff y Frankel, los avances que se han producido tanto en la explicación como en la predicción de los movimientos de los tipos de cambio a través de variables macroeconómicas fundamentales han sido en el mejor de los casos modestos.

En la actualidad existe un amplio consenso sobre el hecho de que los modelos estructurales pueden funcionar razonablemente bien en el análisis del largo plazo, pero que en general funcionan de forma bastante pobre en la explicación y/o predicción de las fluctuaciones a corto y medio plazo. Este funcionamiento deficiente puede deberse tanto a problemas econométricos (sesgos muestrales, presencia de no linealidades, ausencia de cointegración, etc.) como a factores económicos que son difíciles de introducir en los modelos econométricos

(comportamiento irracionales, cambios en las expectativas –burbujas–, heterogeneidad, asimetrías en la reacción, análisis técnicos de los participantes en el mercado, mecanismos de procesamiento de la información, factores institucionales, etc.).

#### 4. APLICACIÓN EMPÍRICA: EL COMPORTAMIENTO DE LOS TIPOS DE CAMBIO EN LA OCDE DURANTE EL PERÍODO 1973.I-2006.I

Una vez realizada la revisión teórica y empírica del modelo monetario de tipos de cambio, el siguiente paso de nuestra investigación consistirá en llevar a cabo una aplicación empírica para analizar el comportamiento trimestral de los tipos de cambio de un grupo representativo de países de la OCDE durante el período 1973.I-2006.I.

Para ello, en primer lugar se estudiarán las relaciones de largo plazo entre los tipos de cambio nominales y las variables básicas del modelo monetario, usando los procedimientos econométricos desarrollados específicamente para el análisis de paneles de datos como el que nos proponemos utilizar en esta investigación.

Concretamente, la primera parte del análisis se centrará en el contraste estadístico de la existencia de una relación estable entre las variables  $s_t$ ,  $m_t - m_t^*$  y  $y_t - y_t^*$ , que son los atributos observables de la ecuación básica del modelo monetario desarrollado en el apartado segundo. Para ello, en primer lugar se examinarán las propiedades de integración de tales variables y, posteriormente, se contrastará la hipótesis de cointegración entre las mismas, estableciendo la validez empírica de la relación de largo plazo  $s = \beta_{\bar{s}} + \beta_1(m - m^*) + \beta_2(y - y^*)$  que se obtiene del modelo monetario básico. En ambos casos se usarán contrastes estadísticos con buenas propiedades en términos de tamaño y potencia, a la vez que tengan en cuenta la dimensión de panel de la base de datos utilizada.

A continuación se estimará la relación de cointegración promedio (*pooled*) del panel, contrastando las hipótesis  $\beta_1 \leq 1$  y  $\beta_2 \leq 0$  que deben cumplirse de acuerdo con la teoría económica y, más concretamente, la hipótesis conjunta  $\beta_1 = 1$  y  $\beta_2 = -1$  que asume no sólo la neutralidad a largo plazo del dinero ( $\beta_1 = 1$ ), sino también que la elasticidad renta de la demanda de dinero es unitaria ( $\beta_2 = -1$ ).

Finalmente, para profundizar en la comprensión de la dinámica a corto y medio plazo de los tipos de cambio, se estimarán los correspondientes modelos de corrección del error (VECM), los cuales explican cómo se ajustan a lo largo del tiempo los tipos de cambio y los fundamentales monetarios a la relación de equilibrio a largo plazo que implica el modelo monetario.



#### 4.1. Los datos y sus propiedades estocásticas básicas

La base de datos con lo que se ha trabajado consiste en series temporales trimestrales para el período 1973.1-2006.1 del tipo de cambio nominal frente al dólar americano, la producción industrial (como *proxy* del nivel de producción nacional) y la oferta monetaria nominal para una muestra de 21 países de la OCDE.

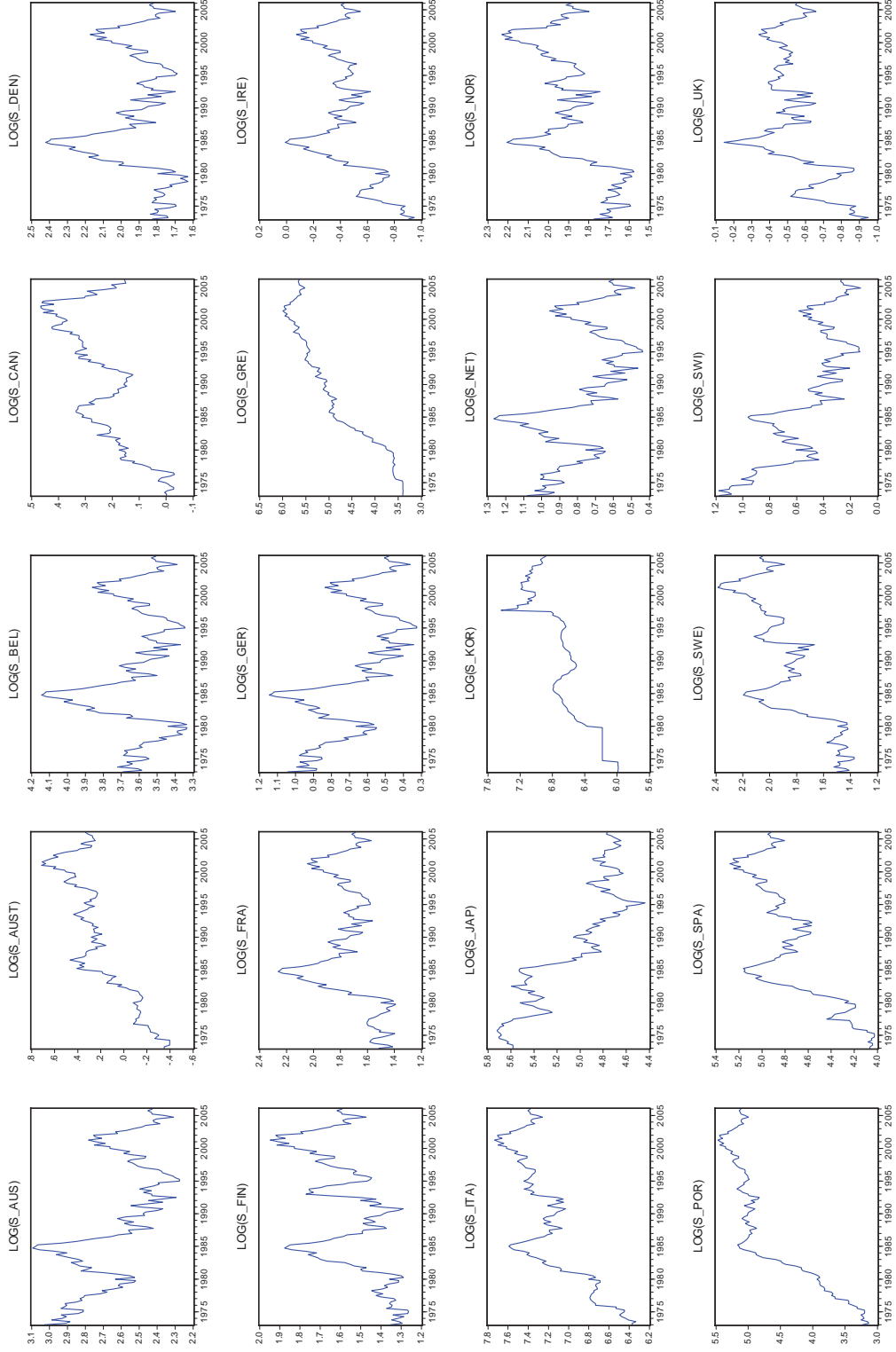
Concretamente, los países que componen el panel con el que se trabajará a lo largo de la aplicación empírica son: Alemania (GER), Australia (AUST), Austria (AUS), Bélgica (BEL), Canadá (CAN), Corea (KOR), Dinamarca (DEN), España (SPA), Estados Unidos (USA), Finlandia (FIN), Francia (FRA), Grecia (GRE), Holanda (NET), Irlanda (IRE), Italia (ITA), Japón (JAP), Noruega (NOR), Portugal (POR), Reino Unido (UK), Suecia (SWE) y Suiza (SWI).

**Tabla I**  
**LONGITUD TEMPORAL DE LAS SERIES BÁSICAS DEL**  
**MODELO MONETARIO**

	$s_t$	$m_t - m_t^*$	$y_t - y_t^*$
Austria	1973.1-2006.1	1973.1-1997.4	1973.1-2006.1
Australia	1973.1-2006.1	1973.1-2006.1	1973.1-2006.1
Belgium	1973.1-2006.1	1973.1-1997.4	1973.1-2006.1
Canada	1973.1-2006.1	1973.1-2006.1	1973.1-2006.1
Denmark	1973.1-2006.1	1973.1-2006.1	1973.1-2006.1
Finland	1973.1-2006.1	1973.1-1997.4	1973.1-2006.1
France	1973.1-2006.1	1973.1-1998.4	1973.1-2006.1
Germany	1973.1-2006.1	1973.1-1998.4	1973.1-2006.1
Greece	1973.1-2006.1	1973.1-1997.4	1973.1-2006.1
Ireland	1973.1-2006.1	1978.1-1998.4	1973.1-2006.1
Italy	1973.1-2006.1	1973.1-1998.4	1973.1-2006.1
Japan	1973.1-2006.1	1973.1-2006.1	1973.1-2006.1
Korea	1973.1-2006.1	1973.1-2006.1	1973.1-2006.1
Netherlands	1973.1-2006.1	1973.1-1997.4	1973.1-2006.1
Norway	1973.1-2006.1	1973.1-2006.1	1973.1-2006.1
Portugal	1973.1-2006.1	1979.4-1998.4	1973.1-2006.1
Spain	1973.1-2006.1	1973.1-1998.4	1973.1-2006.1
Sweden	1973.1-2006.1	1973.1-2006.1	1973.1-2006.1
Switzerland	1973.1-2006.1	1973.1-2006.1	1973.1-2006.1
United Kingdom	1973.1-2006.1	1973.1-2006.1	1973.1-2006.1

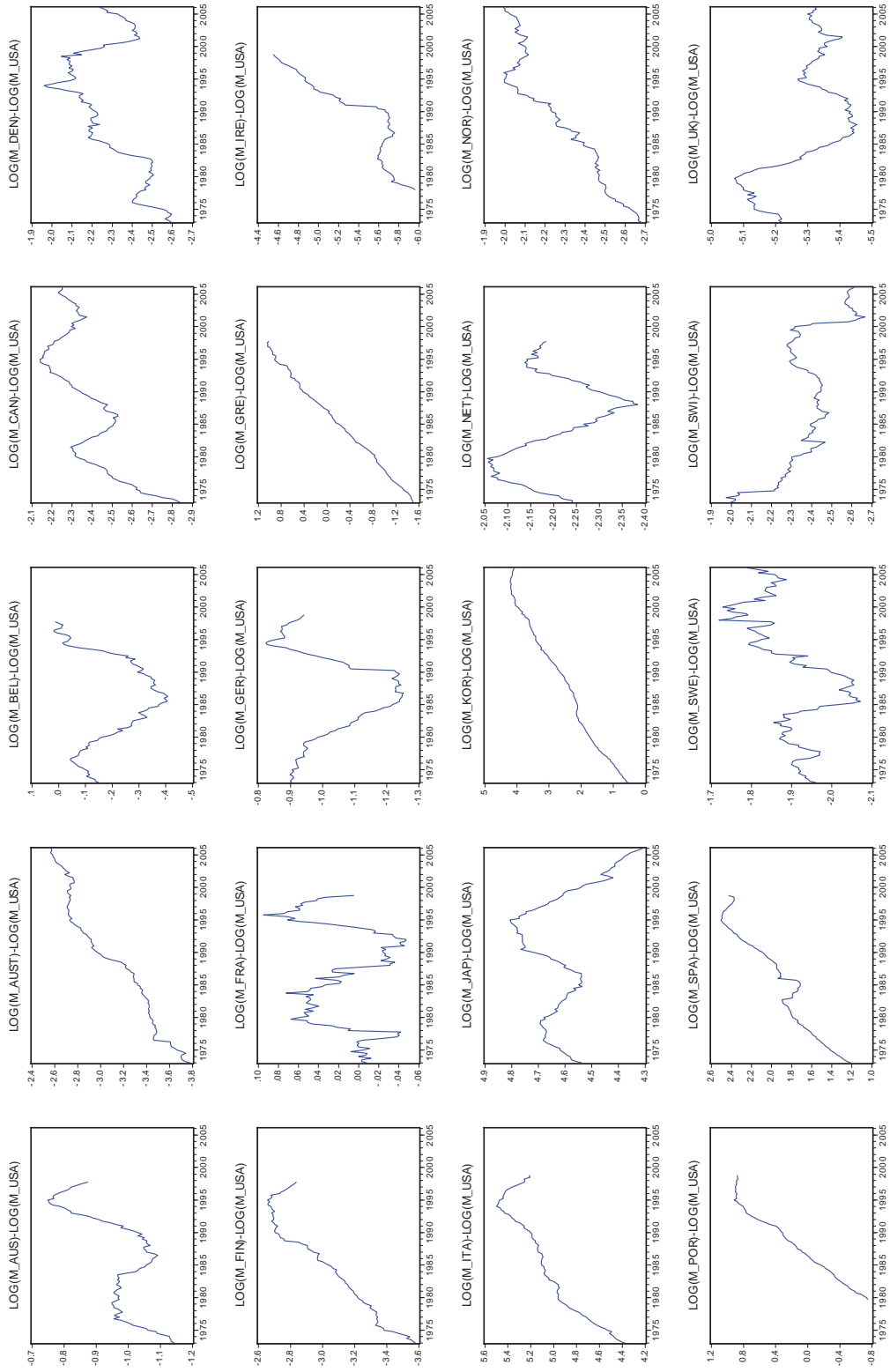
# Gráfica I

## TIPO DE CAMBIO NOMINAL FRENTE AL DÓLAR AMERICANO (en logaritmos)



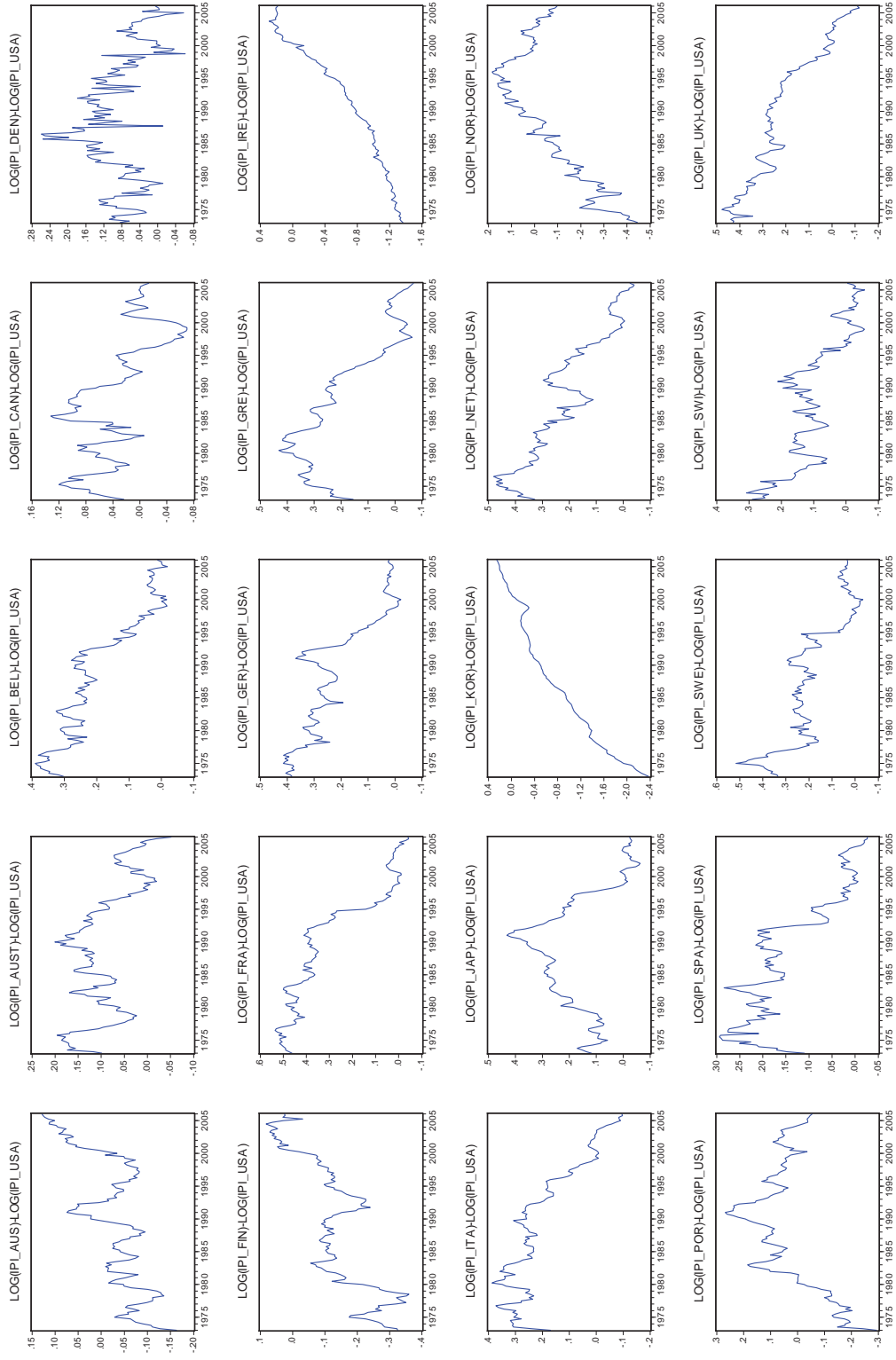
## Gráfica 2

### OFERTA MONETARIA RELATIVA (en logaritmos)



## Gráfica 3

### PRODUCCIÓN INDUSTRIAL RELATIVA (en logaritmos)



Todos los datos provienen de la base *International Financial Statistics (IFS)*, mantenida por el Departamento de Estadística del Fondo Monetario Internacional (<http://www.imfstatistics.org>). Tanto los índices de producción industrial como las cantidades de oferta monetaria nominal han sido desestacionalizados mediante el procedimiento X12-ARIMA. La longitud de cada serie temporal ha venido determinada por la disponibilidad de datos en cada caso, por lo que finalmente sólo se ha conseguido un panel incompleto para las variables  $s_t$ ,  $m_t - m_t^*$  y  $y_t - y_t^*$ , en la cuales se ha tomado Estados Unidos como país de referencia. En la tabla 1 se refleja la longitud temporal de cada serie, mientras que las gráficas 1 a 3 representan la evolución en el tiempo de cada una de ellas.

Todos los cálculos y estimaciones de la aplicación empírica se han llevado a cabo utilizando los paquetes de software EViews (<http://www.eviews.com>), GAUSS (<http://www.aptech.com>), JMulTi (<http://jmulti.de>) y RATS (<http://www.estima.com>).

Como paso previo al análisis de cointegración entre las variables  $s_t$ ,  $m_t - m_t^*$  y  $y_t - y_t^*$  que se llevará a cabo en el siguiente epígrafe, en la tabla 2 se presentan los resultados del análisis de las propiedades de integración de las mismas, con el fin de determinar la existencia de raíces unitarias (I(1)) o la estacionariedad (I(0)) en su comportamiento temporal. Así, en las distintas filas de dichas tablas se presentan los resultados de varios contrastes de raíces unitarias para datos de panel propuestos en la literatura, cada uno de los cuales asume una hipótesis nula y un grado de heterogeneidad diferentes en el análisis conjunto propuesto.<sup>4</sup> Antes de comentar los resultados que se deducen de dichas tablas, haremos algunas anotaciones metodológicas sobre este conjunto de contrastes.

**Tabla 2**  
**CONTRASTES DE RAÍCES UNITARIAS PARA LAS VARIABLES**  
 **$s_t$ ,  $m_t - m_t^*$  Y  $y_t - y_t^*$**

	$s_t$	$m_t - m_t^*$	$y_t - y_t^*$
<i>Null: Unit root (assumes common unit root process)</i>			
Levin-Lin-Chu			
Statistic [Prob]	2.63 [0.9958]	1.33 [0.9090]	-0.34 [0.3663]
Breitung			
Statistic [Prob]	0.37 [0.6426]	4.33 [1.0000]	0.22 [0.5878]

(Sigue.)

<sup>4</sup> La utilización de este tipo de contrastes se justifica por los resultados de la literatura reciente (ver Banerjee (1999) o Baltagi y Kao (2000), entre otros), que sugieren que los contrastes de raíces unitarias basados en datos de panel tienen mayor potencia que los contrastes basados en series individuales.

(Continuación.)

	$s_t$	$m_t - m_t^*$	$y_t - y_t^*$
<i>Null: Unit root (assumes individual unit root process)</i>			
Im-Pesaran-Shin			
Statistic [Prob]	1.47 [0.9297]	4.56 [1.0000]	-0.09 [0.4646]
Maddala-Wu ADF-Fisher			
Statistic [Prob]	23.40 [0.9831]	13.34 [1.0000]	38.35 [0.5446]
Maddala-Wu PP-Fisher			
Statistic [Prob]	30.60 [0.8578]	10.68 [1.0000]	71.55*** [0.0016]
<i>Null: No unit root (assumes common unit root process)</i>			
Hadri			
Statistic [Prob]	12.29*** [0.0000]	15.10*** [0.0000]	22.01*** [0.0000]

Notes: 1) Probabilities for Fisher tests are computed using an asymptotic Chi-square distribution. All other tests assume asymptotic normality; 2) An \* (\*\*) [\*\*\*] indicates rejection of the null hypothesis at the 10% (5%) [1%] significance level based on the appropriate critical values; 3) Exogenous variables: Individual effects, individual linear trends; 4) Automatic selection of lags based on MAIC criterion: 0 to 4; 5) Newey-West bandwidth selection using Bartlett kernel.

A excepción del test de Hadri (2000), cuya hipótesis de partida es la estacionariedad, todos los contrastes de panel que se han usado plantean como hipótesis nula la presencia de una raíz unitaria en las series analizadas, difiriendo además todos ellos en las restricciones que imponen sobre el proceso autorregresivo de cada serie del panel. Así, mientras los contrastes de Levin-Lin-Chu (2002), de Breitung (2000) y de Hadri plantean que el parámetro de persistencia es común a todas las series (por tanto, si se rechaza la hipótesis nula, la alternativa sería que todas las series son simultáneamente estacionarias o no estacionarias, respectivamente), el test de Im-Pesaran-Shin (2003) y los contrastes del tipo Fisher propuestos Maddala y Wu (1999) permiten que dicho parámetro varíe de forma libre entre los distintos países del corte transversal bajo consideración, por lo que la hipótesis alternativa planteada en estos casos es la existencia de una proporción no nula de series estacionarias en el conjunto total.<sup>5</sup> Por tanto, *a priori* estos últimos parecen más adecuados desde una perspectiva empírica ya que imponen menos restricciones sobre el proceso de generación de los datos.<sup>6</sup>

<sup>5</sup> Ver las referencias bibliográficas de la nota 4 para una extensa discusión teórica sobre los contrastes utilizados. Para una revisión más amplia y reciente de literatura sobre raíces unitarias y cointegración en paneles ver Breitung y Pesaran (2005).

<sup>6</sup> Karlsson y Löthgren (2000) analizan mediante simulaciones de Monte Carlo la potencia de algunos de los contrastes de raíces unitarias para datos de panel utilizados en este trabajo, concluyendo que para paneles con dimensión temporal grande ( $T > 100$ ) existe el riesgo potencial de sobre-rechazar la no estacionariedad, mientras que lo contrario es cierto para paneles con dimensión temporal de pequeña dimensión.

Por otra parte, todos los contrastes de panel antes mencionados asumen que no existen relaciones cruzadas ni a corto ni a largo plazo entre los procesos autorregresivos que rigen el comportamiento de cada serie temporal. Concretamente, todos ellos se basan en las hipótesis de ausencia de correlaciones significativas y de relaciones de cointegración transversales entre los miembros del panel. Sin embargo, O'Connell (1998) y Banerjee *et al.* (2003, 2005) han demostrado que cuando esta propiedad no se verifica todos los contrastes estadísticos se ven afectados, lo que hace que pierdan fiabilidad ya que la hipótesis nula será rechazada más frecuentemente de lo que debiera de acuerdo con el nivel de confianza fijado de antemano.

Una vez hechas las aclaraciones anteriores, pasamos al análisis de los resultados concretos de los contrastes de raíces unitarias para el caso del panel de 20 países de la OCDE considerado. Como puede apreciarse, haciendo un balance general de los estadísticos presentados en la tabla 2, la evidencia favorece claramente la hipótesis de que las tres variables básicas del modelo monetario se comportan como variables no estacionarias con una raíz unitaria, al menos para una fracción no despreciable de los veinte países del panel. De hecho, sólo en un caso (el contraste PP tipo Fisher para la variable  $y_t - y_t^*$ ) los estadísticos de contraste mostraron evidencia favorable a la hipótesis de estacionariedad de las series temporales correspondientes. Por tanto, en lo que sigue consideraremos que tanto los tipos de cambio como las masas monetarias relativas y las producciones relativas (todos ellos en logaritmos) se comportan como procesos  $I(1)$ , por lo que tiene sentido cuestionarse la existencia de cointegración, es decir, de tendencias comunes, entre tales variables.

#### **4.2. Modelización de las relaciones de equilibrio a largo plazo**

El enfoque de modelización que se lleva a cabo en este epígrafe sigue en esencia el espíritu de los trabajos de Groen (2000) y Mark y Sul (2001) [que a su vez replican el método de 'mezclado' utilizado por Frankel (1984)], en los que se asume la hipótesis de homogeneidad transversal de algunos de los coeficientes al ser estimados usando la información completa del panel. En el trabajo de Rapach y Wohar (2004) se muestra que el modelo monetario describe de forma mediocre los datos al utilizar un enfoque individual de análisis, mientras que no se rechaza dicho modelo explicativo al utilizar un enfoque de panel. No obstante, el contraste de las hipótesis de homogeneidad inherentes en los estimadores de panel conduce en general al rechazo de dichas restricciones. Ante este dilema, Baltagi *et al.* (2000) proponen el uso del enfoque de panel con restricciones de homogeneidad ya que en general producirán resultados más acordes en términos económicos y mejores predicciones a largo plazo.

Concretamente, las ecuaciones de largo plazo con las que se ha trabajado en nuestro caso vienen dadas por la expresión

$$s_t = \beta_{i0} + \delta_t + \beta_1(m_{it} - m_{it}^*) + \beta_2(y_{it} - y_{it}^*) + \mu_{it} \quad (1)$$

donde, como puede apreciarse, se permiten efectos fijos heterogéneos ( $\beta_{i0}$ ) y un efecto temporal común ( $\delta_t$ ) para tener en cuenta la posible presencia de correlación transversal de los términos de error de las distintas ecuaciones, originada por la existencia de relaciones cruzadas entre las variables del modelo monetario.

### *Contrastes de cointegración*

Las ecuaciones (1) anteriores deben interpretarse como relaciones de equilibrio a largo plazo y, para que éstas tengan sentido, debe cumplirse la propiedad de cointegración de las variables del modelo. Para contrastar esta hipótesis haremos uso de las técnicas propuestas en la literatura reciente sobre cointegración, las cuales explotan la dimensión de panel de la base de datos, con lo cual se mejoran considerablemente las propiedades estadísticas de los contrastes estándar utilizados en el análisis de series temporales individuales, a la vez se permite un mayor grado de heterogeneidad tanto en los parámetros como en la dinámica temporal las series temporales implicadas.

Concretamente, aplicaremos tres tipos de contrastes.<sup>7</sup> Dos de ellos, los de Pedroni (1999, 2004) y Kao (1999) están basados en los residuos estimados de la relación de cointegración analizada, mientras que el enfoque de Fisher propuesto en Maddala y Wu (1999) se aplicará al análisis de vectores de cointegración múltiples. Por otra parte, no todos los contrastes usados asumen el mismo grado de heterogeneidad individual, puesto que los estadísticos de Pedroni y tipo Fisher permiten que los coeficientes de cada relación de cointegración varíen de forma libre para cada país, mientras que el de Kao asume la homogeneidad del panel.

Pedroni (1999, 2004) ha desarrollado siete tipos distintos de estadísticos de cointegración, todos ellos basados en los residuos mínimo-cuadráticos de las ecuaciones de largo plazo, y en la hipótesis nula de no cointegración. Cuatro de estos contrastes tienen la característica de estadísticos de panel (*within-dimension*) ya que se construyen sumando de forma separada tanto el numerador como el denominador sobre la dimensión transversal del panel,<sup>8</sup> mientras que los otros

<sup>7</sup> Ver Gutiérrez (2003) para un análisis de Monte Carlo de las propiedades estadísticas de estos contrastes. También pueden consultarse los trabajos originales de referencia, ya que en ellos se realiza un examen mediante simulaciones del comportamiento empírico de cada test.

<sup>8</sup> A su vez, cada uno de estos cuatro estadísticos se puede construir de forma ponderada, utilizando una estimación de las varianzas de largo plazo como ponderación, o de forma no ponderada, por lo que realmente se dispone de ocho estadísticos distintos.



tres son estadísticos de promedio de grupos (*between-dimension*), contruidos dividiendo primero cada numerador y denominador, para posteriormente sumar sobre el número de miembros de la sección cruzada. En cualquiera de los dos casos, las versiones estandarizadas de los estadísticos propuestos tienen una distribución asintótica  $N(0,1)$ . Las estimaciones de los distintos estadísticos de cointegración propuestos por Pedroni se presentan en la tabla 3.

**Tabla 3**  
**CONTRASTES DE COINTEGRACIÓN DE PEDRONI**

	$\nu=$ stat	$\rho=$ stat	PP - stat	ADF - stat
<i>Weighted Panel stats</i>				
Standard:	0.66	0.65	0.43	-1.69**
Time demeaned:	0.05	-2.46***	-2.98***	-2.55***
<i>Unweighted Panel stats</i>				
Standard:	0.48	0.81	0.54	-0.35
Time demeaned:	-0.49	-1.82**	-2.32**	-2.36***
<i>Group-mean stats</i>				
Standard:	—	2.02**	1.26	-1.90***
Time demeaned:	—	-2.96***	-3.70***	-2.66***

Notes: 1) All of the panel and group statistics have been standardized by the means and variances given in Pedroni (1999) so that all reported values are distributed as  $N(0,1)$  under the null hypothesis of no cointegration; 2) The panel-stats weighted statistics are weighted by long run variances (Pedroni, 1999, 2004); 3) An \* (\*\*) [\*\*\*] indicates rejection of the null hypothesis at the 10% (5%) [1%] significance level based on the appropriate critical values (1.28, 1.64 and 2.33, respectively); 4) For the semiparametric *PP* tests the Newey-West (1994) rule for truncating the lag length for the kernel bandwidth has been used, and for the parametric *ADF* tests a step-down procedure starting from  $K=12$  has been used; 5) Panel and group mean time-demeaned statistics have been demeaned with respect to common time effects to accommodate some forms of cross-sectional dependency.; 6) The residuals have been estimated using the least squares estimator.

El contraste estadístico propuesto por Kao (1999) que se utiliza en esta aplicación es la versión de panel del test propuesto por Dickey y Fuller (1979) para series individuales. Igual que en el caso de los contrastes de Pedroni, el estadístico propuesto se calcula a partir de los residuos mínimo-cuadráticos de la regresión de cointegración y, apropiadamente normalizado, converge asintóticamente hacia una distribución  $N(0,1)$ . El valor del estadístico *ADF* y su *p*-valor asociado para el caso concreto de esta aplicación se presentan en la tabla 4.

**Tabla 4**  
**CONTRASTE DE COINTEGRACIÓN DE KAO**

	<b>t-Statistic</b>	<b>Prob.</b>
ADF	-4.57***	0.0000

Notes: 1) Probability has been computed assuming asymptotic normality; 2) An \* (\*\*) [\*\*\*] indicates rejection of the null hypothesis at the 10% (5%) [1%] significance level based on the appropriate critical values; 3) Trend assumption: No deterministic trend; 4) Lag selection: Automatic 7 lags by SIC with a max lag of 8; 5) Newey-West bandwidth selection using Bartlett kernel.

Una de las debilidades de los contrastes de Pedroni y Kao apuntadas en la literatura radica en el hecho de que ambos parten de la hipótesis de que existe sólo un vector de cointegración entre las variables  $s_t$ ,  $m_t - m_t^*$  y  $y_t - y_t^*$ . Para evitar este problema, puede utilizarse el principio de combinación de Fisher propuesto por Maddala y Wu (1999) para construir estadísticos de panel, aplicando el mismo bajo el enfoque multivariante propuesto por Johansen (1988, 1991), el cual permite la existencia de múltiples relaciones cointegradas entre las variables bajo examen. Así, partiendo de un modelo VAR( $k_i$ ) para cada unidad transversal, y denotando por  $\pi_i$  al  $p$ -valor correspondiente a los contrastes de la traza o del máximo autovalor para cada país, se puede construir un estadístico para el panel complejo bajo la forma  $-2 \sum_{i=1}^N \log(\pi_i)$ , demostrándose que el mismo tiene una distribución asintótica  $\chi_{2N}^2$ . Las estimaciones de tales estadísticos se presentan en la tabla 5.

**Tabla 5**  
**CONTRASTES DE COINTEGRACIÓN DE TIPO FISHER DE MADDALA Y WU**

<b>Number of CE(s)</b>	<b>Fisher stat (from trace test)</b>	<b>Prob.</b>	<b>Fisher stat (from max-eigen test)</b>	<b>Prob.</b>
$r = 0$	78.92***	0.0002	50.55	0.1226
$r \leq 1$	57.85**	0.0336	39.03	0.5136
$r \leq 2$	78.14***	0.0003	78.14***	0.0003

Notes: 1) Probabilities have been computed using asymptotic Chi-square distribution; 2) An \* (\*\*) [\*\*\*] indicates rejection of the null hypothesis at the 10% (5%) [1%] significance level based on the appropriate critical values; 3) Trend assumption: Linear deterministic trend; 4) Lags interval (in first differences): 1 to 3; 5) Unrestricted Cointegration Rank Test: Trace and Maximum Eigenvalue.

Como balance general de los valores presentados en las tablas 3 a 5, puede deducirse que existe una evidencia considerable que apunta hacia la existencia

de cointegración entre el tipo de cambio nominal y las variables monetarias básicas para el panel de 20 países de la OCDE analizado. Así, en el caso de los estadísticos de Pedroni, las versiones corregidas de dependencia cruzada (*time-demeaned*) en general rechazan fuertemente la hipótesis de ausencia de cointegración, señalando la presencia de una relación estable a largo plazo entre las variables de la función de tipo de cambio nominal y postulando, por tanto, la validez de la relación (1) para una proporción no nula de países del panel analizado; además, estos estadísticos indican la importancia de tener en cuenta la presencia de dependencia transversal entre las perturbaciones a través del factor temporal común  $\delta_t$ . Por otro lado, los estadísticos de Kao y tipo Fisher de Larsson-Lyhagen-Löthgren también corroboran la existencia de una relación estable a largo plazo entre los tipos de cambio nominal, las ofertas monetarias relativas y los niveles de producción relativos. Por lo tanto, la evidencia global favorece de forma consistente la validez del modelo monetario como una relación de equilibrio a largo plazo, coincidiendo nuestros resultados con los obtenidos por Mark y Sul (2001) y Rapach y Wohar (2004).

#### *Estimación de la relación de cointegración del panel*

Una vez establecida la validez del modelo monetario como una relación de equilibrio a largo plazo, en este epígrafe se estiman los coeficientes de dicha regresión y se realiza un análisis de resultados a partir del valor y signo de los mismos. Teniendo en cuenta el sesgo asintótico que sufrirían las estimaciones por mínimos cuadrados ordinarios (MCO) del modelo (1) (Kao y Chiang, 2000), el método elegido para estimar dichas relaciones ha sido el DSUR propuesto por Mark *et al.* (2005) (en nuestro caso restringido, dada la hipótesis de homogeneidad transversal con la que se trabaja de partida). Dicho método permite estimar de forma simultánea y eficiente relaciones de cointegración múltiples con errores de desequilibrio correlacionados, trabajando con paneles de datos donde, como en nuestro caso, la dimensión transversal es pequeña en relación a la longitud temporal de las series.

El estimador propuesto por Mark *et al.* básicamente consiste en estimar por MCO el sistema (1) añadiendo como regresores adicionales un número suficiente de retardos y adelantos de las variables  $\Delta(m_t - m_t^*)$  y  $\Delta(y_t - y_t^*)$  (donde  $\Delta$  representa el operador de primeras diferencias,  $\Delta z_t = z_t - z_{t-1}$ ) y corregir adecuadamente la matriz de covarianzas de largo plazo, por lo que puede interpretarse como la versión multivariante del estimador uniecuacional DOLS propuesto por Saikkonen (1991) y Stock y Watson (1993). En la tabla 6 se presentan las estimaciones DSUR restringidas, obtenidas usando 4 retardos de las regresores diferenciados.

**Tabla 6**

**ESTIMACIONES DSUR DE LAS RELACIONES DE COINTEGRACIÓN**

$$s_{it} = \beta_{i0} + \delta_{i-1} + \beta_{i-1}(m_{it} - m_{it}^*) + \beta_{i-2}(y_{it} - y_{it}^*) + \mu_{it}$$

$\hat{\beta}_1$	$\hat{\beta}_2$
0.888*** (0.016)	-0.805*** (0.022)

Notes: 1) Cross-section SUR standard errors are given in parentheses; 2) An \* (\*\*) [\*\*\*] indicates rejection of the null hypothesis at the 10% (5%) [1%] significance level based on the appropriate  $p$ -values.

Como puede apreciarse, los valores puntuales obtenidos tienen el signo correcto predicho por la teoría ( $\beta_1 \leq 1$  y  $\beta_2 \leq 0$ ), y ambos son estadísticamente muy significativos ( $p$ -valor  $< 0.000$ ), lo que respalda la validez del modelo monetario en su versión más débil. Sin embargo, aunque la estimación del parámetro  $\beta_1$  está cercana a uno (valor requerido por el modelo monetario en su versión estricta), en términos estadísticos dicho valor resulta ser significativamente inferior a la unidad ( $\chi^2 = 49.28$ ,  $p$ -valor  $< 0.000$ ).<sup>9</sup> Como conclusión, las estimaciones obtenidas concuerdan de forma razonable con las esperadas a partir del desarrollo teórico del modelo monetario, o al menos con la forma menos estricta del mismo.

### 4.3. Modelización del ajuste a corto plazo

El enfoque de modelización del corto plazo que se usará en este epígrafe supone en términos generales la síntesis del método propuesto por Pesaran *et al.* (1999) [que asume una especificación con los coeficientes de largo plazo homogéneos –como en (1)– pero permite a los coeficientes de corto plazo variar de forma libre para los distintos países] con las ecuaciones de predicción usadas en los trabajos de Mark y Sul (2001) y Rapach y Wohar (2004). Así, las ecuaciones de ajuste a corto plazo para los tipos de cambio nominales que consideraremos en esta aplicación toman la expresión:

$$\Delta s_{it} = \gamma_{i0} + \theta_t + \gamma_{i1} y_{i,t-1} + \zeta_{it} \quad (2)$$

donde  $y_{it}$  es la desviación del tipo de cambio nominal del nivel teórico de largo plazo que se deduce de la estimación del modelo teórico básico, es decir,  $y_{it} = s_{it} - [\hat{\beta}_1(m_{it} - m_{it}^*) + \hat{\beta}_2(y_{it} - y_{it}^*)]$ , siendo  $\hat{\beta}_1$  y  $\hat{\beta}_2$  los valores puntuales de los

<sup>9</sup> Obviamente, la hipótesis conjunta  $\beta_1 = 1$  y  $\beta_2 = -1$ , implicada por el modelo monetario más estricto, también fue rechazada de forma rotunda ( $\chi^2 = 65.59$ ,  $p$ -valor  $< 0.000$ ).

parámetros de cointegración, dadas en nuestro caso por las estimaciones de la tabla 6. Las ecuaciones de corrección del error (2) son, básicamente, la versión de panel de las ecuaciones predictivas de corto plazo utilizadas, entre otros, por Mark (1995), Berkowitz y Giorgianni (1997), Kilian (1999) o Berben y van Dijk (1998) para analizar la validez del modelo monetario, aunque en nuestro caso no se impone la restricción *a priori*  $\beta_1 = 1$  y  $\beta_2 = -1$  usada en los trabajos mencionados, al haber sido ésta contundentemente rechazada por los datos, tal como se ha mostrado en la sección 3.

Deben hacerse dos consideraciones básicas respecto a la especificación propuesta para los modelos de corrección del error, que describen cómo se restablece el equilibrio a largo plazo entre los tipos de cambio nominales y los agregados macroeconómicos fundamentales del modelo monetario para cada uno de los veinte países considerado.

En primer lugar, las ecuaciones (2) suponen sólo una parte del sistema completo que supondría el modelo VECM multiecuacional correspondiente a las variables  $s_t$ ,  $m_t - m_t^*$  y  $y_t - y_t^*$ . A este respecto, también se han estimado, aunque no se presentan los resultados por motivos de espacio, dichos modelos VECM trivariantes que explican el comportamiento a corto plazo no sólo de los tipos de cambio, sino también de las ofertas monetarias relativas y las producciones relativas. A partir de los resultados de dichas estimaciones se llegó básicamente a las dos conclusiones siguientes: 1) partiendo de un conjunto de retardos de orden 4 para la parte autorregresiva de los modelos VECM estimados, en la mayor parte de los casos dichos modelos se podían simplificar a una especificación VECM de orden 0 en las variables  $s_t$ ,  $m_t - m_t^*$  y  $y_t - y_t^*$ , con lo cual no se hace necesaria la introducción de retardos de ningún orden de dichos regresores en las ecuaciones de corto plazo; y 2) en general, se puede admitir la exogeneidad débil de las ofertas monetarias relativas y las producciones relativas, ya que sólo algunos de los coeficientes de corrección del error de dichas variables resultaron estadísticamente significativos (concretamente, en 6 de los 20 casos considerados –Australia, Finlandia, Grecia, Irlanda, Japón y Portugal– y sólo en un país –Finlandia– uno de esos parámetros de corrección fue significativo a un nivel superior al 99 por 100). En definitiva, aunque las ecuaciones (2) podrían parecer en principio restrictivas en términos de especificación funcional y de dinámica de retardos, para nuestro panel de datos dicha especificación en forma reducida puede resultar una aproximación globalmente razonable en términos estadísticos al proceso generador de los datos en el corto plazo.

En segundo lugar, las ecuaciones (2) suponen un proceso de ajuste lineal de los tipos de cambio nominales hacia sus valores de equilibrio a largo plazo. Sin embargo, trabajos como los de Balke y Fomby (1997), Michael *et al.* (1997), Taylor y Peel (2000), Baum *et al.* (2001) o Kilian y Taylor (2003), entre otros, han puesto de manifiesto la fragilidad de dicha hipótesis de comportamiento si-

métrico, habiéndose propuesto en los últimos años distintos modelos de corrección de error no lineales justificados tanto desde el punto de vista teórico como empírico. En nuestro caso, tras presentar las estimaciones de los modelos de corrección lineales, se investigará la presencia de ajustes no lineales a través de diferentes contrastes econométricos y, en su caso, se propondrá el correspondiente modelo de corrección no lineal.

### *Modelos de ajuste a corto plazo lineales*

En la tabla 7 se presentan los resultados de la estimación SUR (Zellner, 1962) del sistema de ecuaciones (2), junto con la versión homogénea de dicho sistema en la que, de forma análoga a lo supuesto en Mark y Sul (2001), se asume que  $\gamma_{it} = \gamma_1$  para todo  $i$ . Como puede apreciarse, la hipótesis de homogeneidad en el corto plazo se rechaza a un nivel superior al 1 por 100 para el panel completo, lo que sugiere claramente que los coeficientes de ajuste difieren de forma significativa entre los 20 países considerados. Teniendo en cuenta este resultado, en lo que sigue nuestros comentarios se centran en la versión general de los modelos lineales de ajuste, dada por la ecuaciones heterogéneas (2).

**Tabla 7**

**ESTIMACIONES SUR DE LOS MODELOS LINEALES DE CORRECCIÓN DEL ERROR**

$$\Delta s_{it} = \gamma_{i0} + \theta_{\bar{t}} + \gamma_{i1} y_{i,t-1} + \xi_{\bar{t}\bar{t}}, \text{ CON } y_{it} = s_{it} - \left[ \hat{\beta}_1 (m_{it} - m_{it}^*) + \hat{\beta}_2 (y_{it} - y_{it}^*) \right]$$

(1) Country	(2) Coefficient $\hat{\gamma}_{\bar{t}\bar{t}}$
Austria	-0.050*** (0.011)
Australia	-0.019 (0.024)
Belgium	-0.036*** (0.011)
Canada	-0.007 (0.032)
Denmark	-0.047*** (0.012)
Finland	-0.050*** (0.013)
France	-0.044*** (0.013)
Germany	-0.044*** (0.010)

(Sigue.)

(Continuación.)

(1) Country	(2) Coefficient $\hat{\gamma}_{it}$	
Greece	-0.007 (0.019)	
Ireland	-0.040*** (0.012)	
Italy	-0.070*** (0.020)	
Japan	-0.033*** (0.011)	
Korea	-0.061** (0.030)	
Netherlands	-0.053*** (0.012)	
Norway	-0.034** (0.016)	
Portugal	-0.000 (0.011)	
Spain	-0.033*** (0.013)	
Sweden	-0.028* (0.015)	
Switzerland	-0.069*** (0.014)	
United Kingdom	-0.021 (0.016)	
Pool 20 OECD (homogeneous)	-0.038*** (0.007)	$\chi^2_{19}$ 39.37 p-value 0.004

Notes: 1) Cross-section SUR standard errors are given in parentheses; 2) An \* (\*\*) [\*\*\*] indicates rejection of the null hypothesis at the 10% (5%) [1%] significance level based on the appropriate p-values.

Como se puede observar a partir de la estimaciones puntuales de los parámetros  $\gamma_{it}$ , en todos los casos los valores son negativos y en la mayoría de ellos se rechaza claramente la hipótesis de nulidad de dicho coeficiente; concretamente, sólo para Australia, Canadá, Grecia, Portugal y Reino Unido el parámetro de corrección no resulta estadísticamente significativo a los niveles de significación convencionales. Puede concluirse, por tanto, que existe evidencia

de que las variaciones en los tipos de cambio son en general predecibles, al menos en una porción que, aunque pueda ser pequeña, es estadísticamente significativa (en el caso de no predictibilidad  $\Delta s_t = c + \text{error}$ , sin ningún otro predictor estadísticamente significativo).<sup>10</sup> Dicho de otra forma, la desviación de los tipos de cambio de sus valores fundamentales de equilibrio a largo plazo contiene información estadísticamente relevante para predecir los cambios futuros que se producirán en dichos tipos.

### *Contrastes de linealidad*

Aunque no se ha introducido de forma explícita en (2), la formulación general que subyace en dichas ecuaciones de predicción lineales es del tipo

$$\begin{aligned} \Delta s_{it} &= \gamma_{\overline{0}} + \theta_{\overline{1}} + \gamma_{\overline{1}} y_{i,t-1} + \xi_{it} \\ y_{it} &= \alpha_{\overline{0}} + \alpha_{\overline{1}} y_{i,t-1} + v_{it} \end{aligned} \quad (3)$$

donde, por simplicidad, en (3) asumimos un proceso autorregresivo de primer orden para los errores de desequilibrio,  $y_{it}$ , los cuales deben ser estacionarios teniendo en cuenta los resultados de cointegración expuestos en el apartado 3. Escrito de forma equivalente, los modelos de corrección del error lineales utilizados asumen que los errores de desequilibrio siguen procesos del tipo  $\Delta y_{it} = \rho_{0i} + \rho_{1i} y_{i,t-1} + v_{it}$ , en los cuales, si  $\rho_{1i} = 0$ , el modelo correspondiente no será estacionario y, por tanto, las variables  $s_t$ ,  $m_t - m_t^*$  y  $y_t - y_t^*$ , no estarán cointegradas, mientras que si se cumple que  $\rho_{1i} < -\theta$ , el proceso será estacionario y entonces existirá cointegración entre las mismas.

Sin embargo, tal como se ha anotado anteriormente, diversas investigaciones han mostrado que la hipótesis de linealidad puede ser bastante restrictiva, ya que asume que la velocidad de ajuste hacia el equilibrio es independiente de la magnitud y/o del signo de los desequilibrios existentes a lo largo del tiempo. Concretamente, varios de esos trabajos (tanto teóricos como empíricos) señalan como bastante plausible la posibilidad de que el proceso de ajuste sea más lento cuando los residuos de cointegración están cercanos a cero, mientras que la velocidad de ajuste será mayor para desviaciones grandes de los valores de equilibrio. Cuando el cambio en la velocidad de este proceso de ajuste sigue un modelo de variación continuo, como por ejemplo ocurre en los modelos STAR, o discreto, como pasa en los modelos TAR, será una cuestión empírica a determinar en cada aplicación. En cualquier caso, los errores de las relaciones de lar-

---

<sup>10</sup> Trabajos como los de Baxter (1994), entre otros, han demostrado que en aunque en el largo plazo los movimientos en los tipos de cambio pueden explicarse básicamente a partir de factores fundamentales, en el corto plazo la volatilidad es tan elevada que sólo podrá explicarse un pequeño porcentaje de la variación en los tipos a partir de los movimientos en las variables fundamentales.



go plazo, si existe cointegración, deberán seguir un proceso globalmente estacionario, aunque puede ocurrir que experimenten un comportamiento de raíz unitaria en algún régimen concreto del rango de variación de los datos.

Desde un punto de vista formal, la presencia de ajustes no lineales en los mecanismos de corrección del error supone pasar de los procesos lineales del tipo  $\Delta y_{it} = \rho_{0i} + \rho_i y_{i,t-1} + v_{it}$  a modelos más generales expresados como

$$\Delta y_{it} = F_i(y_{i,t-1}) + v_{it} \quad (4)$$

donde la función  $F_i$  es ahora una función general, no necesariamente lineal, cuya forma funcional dependerá de tipo de comportamiento que se asuma para los errores de desequilibrio. Así, dependiendo de la expresión concreta que tome dicha función, se llegará a esquemas de ajuste tipo STAR –exponenciales o logísticos–, tipo TAR –simétricos o asimétricos–, tipo proceso de Markov, tipo TVP con parámetros variables de forma determinística o aleatoria, tipo cointegración fraccional, etc. Todas estas formas no lineales se han propuesto en la literatura como alternativas a los modelos lineales comúnmente utilizados en la literatura empírica (ver, por ejemplo, Balke y Fomby (1997), van Dijk y Franses (2000), Taylor y Peel (2000), Baum *et al.* (2001), Gil-Alana y Toro (2002), Sollis y Wohar (2003) o Frömmel *et al.* (2005)).

En nuestro caso, únicamente consideraremos caracterizaciones no lineales del tipo STAR, siguiendo la línea marcada, entre otros, por los trabajos de Michael *et al.* (1997), Taylor y Peel (2000), Baum *et al.* (2001), Taylor *et al.* (2001) o Kilian y Taylor (2001). Dichos modelos predicen, en sintonía con lo anticipado por diversos modelos teóricos (por ejemplo, Dumas, 1992, 1994; Uppal, 1993; Sercu *et al.*, 1995), que los tipos de cambio serán muy difíciles de predecir cuando los errores de desequilibrio sean pequeños, pero convergerán rápidamente hacia sus valores fundamentales cuando dichas desviaciones sean grandes.

Concretamente, la clase de modelos STAR que se ha usado es del tipo<sup>11</sup>

$$y_{it} = \phi_i' w_{it} + \theta_i' w_{it} G_K(\gamma_i c_i, s_{it}) + v_{it} \quad (5)$$

donde  $w_{it}' = (1, y_{i,t-1}, \dots, y_{i,t-p})'$  es la parte autorregresiva del modelo y  $G_K(\gamma_i, c_i, s_{it})$  es la función de transición, que viene dada para cada país por una

función logística general del tipo  $G_K(\gamma, c, s_t) = \left( \frac{1}{1 + \exp\left(-\gamma \prod_{k=1}^K (s_t - c_k)\right)} \right)^{-1}$ , siendo

$\gamma > 0$  el parámetro que controla la pendiente de la función  $G_K$ ,  $c = (c_1, c_2, \dots, c_K)'$  el vector de parámetros de localización (cumpliéndose que  $c_1 \leq c_2 \leq \dots \leq c_K$ ) y  $s_t$  la variable de transición, que en nuestra aplicación viene dada por la variable

<sup>11</sup> Para una revisión general de este tipo de modelos ver, entre otros, los trabajos de Granger y Teräsvirta (1993), van Dijk *et al.* (2002) o el *survey* reciente de Teräsvirta (2004).

$y_{t-d}$ , donde  $d$  representa el parámetro de retardo de la función de transición. Las elecciones más comunes para el valor  $K$  son  $K=1$  y  $K=2$ , lo que produce los modelos denominados LSTR1 y LSTR2: según el modelo simple LSTR1 los parámetros  $\phi + G_1(\gamma, c, s_t)$  cambian de forma monótona (y asimétrica) desde los valores iniciales  $\phi$  a los valores finales  $\phi + \theta$ , mientras que según el modelo cuadrático LSTR2 dichos parámetros cambian de forma simétrica y no monótona alrededor del punto medio  $(c_1 + c_2)/2$ , donde la función  $G_2$  alcanza el valor mínimo.<sup>12</sup>

Para ambos modelos el parámetro  $\gamma$  determina la velocidad de la transición (continua) entre los dos regímenes: cuando  $\gamma = 0$ , la función de transición es constante y, por tanto, los dos se reducen a una especificación autorregresiva de tipo lineal (sin transición, por tanto); por otra parte, cuando  $\gamma \rightarrow \infty$  los modelos LSTR1 y LSTR2 convergen hacia modelos TAR con dos o tres regímenes (con transición discreta e instantánea), respectivamente y, en este sentido, los modelos STAR pueden considerarse como una generalización paramétrica de las especificaciones tipo TAR.

En nuestra aplicación, para investigar la existencia de no linealidad del tipo STAR en los procesos de corrección del error se ha seguido el enfoque propuesto en Teräsvirta (2004). Dicho ciclo de modelización consiste en la aplicación sucesiva de las etapas de especificación, estimación y evaluación, concluyéndose tras aplicar dicha estrategia con un modelo lineal o uno de los dos modelos no lineales propuestos anteriormente, LSTR1 o LSTR2.

En la tabla 8 se presentan los resultados de aplicar dicho enfoque a los 20 errores de desequilibrio de nuestro conjunto de datos distinguiendo las conclusiones obtenidas para los valores  $p=4$  y  $p=1$  del número de retardos de la parte autorregresiva del modelo.<sup>13</sup> Como puede apreciarse, los resultados difieren según el orden de la parte autorregresiva seleccionado, pero en términos generales puede extraerse dos conclusiones. En primer lugar, existe mayor evidencia de no linealidad al utilizar un modelo autorregresivo de menor orden, lo que podría estar indicando que una menor parametrización de la especificación autorregresiva tiende a señalar como no linealidad lo que potencialmente puede ser un problema de mala especificación funcional.

---

<sup>12</sup> El modelo LSTR1 coincide con la formulación logística habitual mientras que la función LSTR2 tiene una forma gráfica similar a la especificación STR exponencial (ESTR) ampliamente utilizada en la literatura, pero permite mayor grado de flexibilidad en el cambio a lo largo del tiempo a la vez que evita el problema latente en el uso de la función ESTR, ya que cuando  $\gamma \rightarrow \infty$  esta última función tiende, igual que en el caso  $\gamma \rightarrow 0$ , hacia un modelo lineal.

<sup>13</sup> Dichos valores se corresponden, básicamente, con los retardos óptimos que se obtuvieron al aplicar los criterios de Akaike y Schwarz [usando el método de selección propuesto por Hannan y Rissanen (1982)] partiendo de un retardo máximo de  $P=4$ .

**Tabla 8**

**CONTRASTES DE LINEALIDAD FRENTE A ALTERNATIVAS STAR PARA LOS**

**ERRORES DE DESEQUILIBRIO**  $y_{it} - s_{it} - [\hat{\beta}_T(m_{it} - m_{it}^*) + \hat{\beta}_Z(y_{it} - y_{it}^*)]$

(1) Country	(2) Optimal $d$ and Selected model ( $p=4$ )		(3) Optimal $d$ and Selected model ( $p=1$ )	
	Austria	2	<b>LSTRI</b>	7
Australia	1	<b>LSTRI</b>	8	LINEAR
Belgium	—	LINEAR	7	<b>LSTRI</b>
Canada	—	LINEAR	5	<b>LSTRI</b>
Denmark	—	LINEAR	7	LINEAR
Finland	—	LINEAR	5	<b>LSTRI</b>
France	7	LINEAR	7	LINEAR
Germany	6	LINEAR	7	LINEAR
Greece	—	LINEAR	—	LINEAR
Ireland	—	LINEAR	6	<b>LSTRI</b>
Italy	1	<b>LSTRI</b>	4	<b>LSTRI</b>
Japan	1	LINEAR	5	<b>LSTRI</b>
Korea	—	LINEAR	7	<b>LSTRI</b>
Netherlands	6	<b>LSTRI</b>	2	LINEAR
Norway	—	LINEAR	5	<b>LSTRI</b>
Portugal	1	LINEAR	1	<b>LSTRI</b>
Spain	1	<b>LSTRI</b>	3	<b>LSTRI</b>
Sweden	7	<b>LSTRI</b>	5	<b>LSTRI</b>
Switzerland	5	LINEAR	5	LINEAR
United Kingdom	—	LINEAR	4	<b>LSTRI</b>

Notes: 1) The optimal lag  $d$  was chosen by minimizing the  $p$ -value of the linearity test for the delay variable  $y_{it-d}$  over the range [1,8]; 2) In the STAR modelling process a successive application of the specification, estimation and evaluation stages (Teräsvirta, 2004) has been followed and concluded afterwards whether to apply a LINEAR model or one of the two non-linear models LSTRI or LSTR2; 3) The script “—” indicates that the test statistic was not computed because of near-singularity of the moment matrix of the auxiliary regression.

En segundo lugar, cuando existe evidencia de no linealidad ésta es del tipo LSTRI, es decir, el ajuste es no lineal y del tipo asimétrico, lo que corrobora inicialmente la relevancia de los argumentos teóricos planteados en la reciente literatura sobre el comportamiento no lineal de los tipos de cambio en el corto plazo. Por otra parte, al ser la no linealidad del tipo LSTRI, los resultados tam-

bién muestran que el ajuste entre los dos regímenes es distinto según que las desviaciones estén por debajo (negativas) o por encima (positivas) de los valores de equilibrio a largo plazo. En este sentido, nuestras conclusiones están en contraposición con las obtenidas en investigaciones STAR como las mencionadas varios párrafos atrás, en las que se asume desde el principio que el ajuste de las desviaciones es siempre simétrico: nuestra aplicación no parte inicialmente de dicha hipótesis, ya que permite tanto comportamientos asimétricos (LSTR1) como simétricos (LSTR2), y deja que los datos sean los que indiquen el tipo de conducta seguido en cada caso por las variables de desequilibrio, señalando claramente en este caso a formulaciones de tipo asimétrico.<sup>14</sup>

### *Modelos de ajuste a corto plazo no lineales*

Una vez contrastada la presencia de no linealidades en el proceso de ajuste de los errores de desequilibrio de algunos países del panel analizado, en este epígrafe se propondrán modelos más generales que el representado por las ecuaciones (2), permitiendo la presencia de mecanismos de corrección del error no lineales bajo la hipótesis alternativa.

Concretamente, el tipo de mecanismo de ajuste considerado toma la forma

$$\Delta S_{it} = \pi_i' \omega_{it} + (\gamma_{i1} + \gamma_{i2} G_K(\gamma_i, c_i, y_{i,t-d})) y_{i,t-1} + \xi_{it} \quad (6)$$

donde  $\omega_{it}$  es un vector de componentes determinísticos (efectos fijos y/o temporales en nuestro caso, aunque en general pueden aparecer otros regresores adicionales) que entran de forma lineal en el modelo con parámetros constantes dados por el vector  $\pi_i$  y  $G_K(\gamma_i, c_i, y_{i,t-d})$  es la función de transición logística gene-

ral dada por la expresión  $G_K(\gamma_i, c_i, y_{i,t-d}) = \frac{1}{1 + \exp\left(-\gamma_i \prod_{k=1}^K (y_{i,t-d} - c_{i,k})\right)}$ . Tal co-

mo está representado el modelo, la expresión (6) puede interpretarse como un mecanismo de corrección del error localmente lineal cuyo parámetro de ajuste es estocásticamente variable en el tiempo siguiendo un modelo de variación de la forma  $\gamma_{i1} + \gamma_{i2} G_K$ , donde el tipo de variación dependerá del comportamiento seguido por la función  $G_K$  a lo largo de los valores  $y_{i,t-d}$ .

La especificación propuesta es, como puede comprobarse, un *modelo de corrección del error no lineal* (NEC) donde se permite que el error de cointegración

<sup>14</sup> No obstante, cabe señalar que aunque el procedimiento de elección entre los dos tipos de modelos está bien diseñado desde el punto de vista metodológico, en la práctica no existen garantías de que la sucesión de contrastes anidados que hay que realizar conduzca al modelo correcto. Por tanto, la evidencia favorable hacia una especificación del tipo LSTR1 debiera entenderse inicialmente como una indicación de la presencia de no linealidad, a expensas de análisis posteriores que confirmen el tipo de comportamiento no lineal presente en los datos.

( $y_{it}$ ), siendo globalmente estacionario, siga un proceso autorregresivo no lineal con transición continua (STAR). Este tipo de modelos, a los que podemos denotar por STAR-NEC, está justificado tanto desde el punto de vista de la teoría econométrica, en base al teorema de representación para modelos de corrección no lineales demostrado por Escribano y Mira (2002)<sup>15</sup>, como desde el punto de vista económico, ya que como se ha dicho anteriormente diversos trabajos teóricos desarrollados en la última década predicen que el sistema dinámico subyacente a las desviaciones de los tipos de cambio de sus posiciones de equilibrio ‘fundamentales’ tiende a converger rápidamente hacia el equilibrio cuando existen desviaciones considerables del mismo, pero no convergerá o lo hará de forma lenta e inestable cuando se esté cerca de dichas posiciones de equilibrio. Dicho de otra forma, en estos modelos la velocidad de ajuste hacia el equilibrio monetario depende del tamaño y/o del signo de las desviaciones observadas respecto a dicha posición.

La hipótesis alternativa de validez del modelo no lineal (6) frente al modelo lineal (2) se puede reducir al contraste estadístico de la restricción  $H_0 : \{\gamma_i = 0\}$  frente a la alternativa  $H_1 : \{\gamma_i > 0\}$ , lo que a su vez equivale a contrastar la significación de los coeficientes  $\delta_j$  ( $j = 1, 2, 3$ ) en la regresión auxiliar siguiente (para ver los detalles de este resultado ver, por ejemplo, Teräsvirta, 2004):

$$\Delta S_{it} = \phi_{FF} + \delta_{FF}^0 y_{i,t-1} + \delta_{FF}^1 y_{i,t-1} (y_{i,t-d}) + \delta_{FF}^2 y_{i,t-1} (y_{i,t-d})^2 + \delta_{FF}^3 y_{i,t-1} (y_{i,t-d})^3 + \zeta_{FF} \quad (7)$$

donde se aceptará la no linealidad global del modelo si se rechaza la hipótesis nula  $H_{00} : \{\delta_1^1 \ \delta_1^2 \ \delta_1^3 = 0\}$ . Por otra parte, para decidir entre las funciones de transición LSTR1 o LSTR2 se deben realizar una serie de contrastes anidados, dados por  $H_{03} : \{\delta_{FF}^3 = 0\}$ ,  $H_{02} : \{\delta_1^2 = 0 \mid \delta_{FF}^3 = 0\}$  y  $H_{01} : \{\delta_{FF}^1 = 0 \mid \delta_1^2 \ \delta_1^3 = 0\}$ , concluyéndose que el modelo logístico cuadrático LSTR2 es el más adecuado cuando el  $p$ -valor asociado a  $H_{02}$  es el más pequeño, y con la función logística simple LSTR1 en los otros casos.

En la tabla 9 se presentan los resultados a los que se llega tras aplicar los contrastes señalados en el párrafo anterior y el modelo finalmente seleccionado tras dicho proceso.<sup>16</sup> Por otro lado, en la tabla 10, para el caso de no rechazo de la hipótesis de linealidad los coeficientes que se presentan coinciden con los correspondientes de la tabla 7, y para el caso no lineal aparecen los resultados de la estimación del modelo LSTR1 o LSTR2 elegido en base a los estadísticos de contraste anotados en el párrafo anterior.

<sup>15</sup> Ver también, al respecto, el trabajo reciente de Escribano (2004).

<sup>16</sup> Aunque no se presentan por motivos de espacio, los estadísticos de diagnóstico de los modelos no lineales estimados no indicaron problemas de correlación serial, ARCH residual, no normalidad o no linealidad adicional.

**Tabla 9**

**CONTRASTES DE LINEALIDAD FRENTE A ALTERNATIVAS STAR PARA LOS MODELOS DE CORRECCIÓN DEL ERROR**  $\Delta S_{it} = \pi_{FF} \omega_{FF} + (\gamma_{FF} + \gamma_{FZ} G_K(\gamma_{FF} c_i, y_{i,t-d})) y_{i,t-1} + \xi_{it}$

(1) Country	(2) Optimal $d$ and Selected model	
Austria	3	LINEAR
Australia	7	LINEAR
Belgium	7	LINEAR
Canada	7	<b>LSTRI</b>
Denmark	3	LINEAR
Finland	4	<b>LSTR2</b>
France	8	LINEAR
Germany	3	LINEAR
Greece	7	LINEAR
Ireland	5	LINEAR
Italy	4	<b>LSTR2</b>
Japan	5	LINEAR
Korea	6	<b>LSTR2</b>
Netherlands	2	LINEAR
Norway	2	LINEAR
Portugal	8	LINEAR
Spain	8	LINEAR
Sweden	7	<b>LSTRI</b>
Switzerland	1	LINEAR
United Kingdom	5	<b>LSTR2</b>

Notes: 1) The optimal lag  $d$  was chosen by minimizing the  $p$ -value of the linearity test for the delay variable  $y_{i,t-d}$  over the range [1,8]; 2) In the STAR modelling process a successive application of the specification, estimation and evaluation stages (Teräsvirta, 2004) has been followed and concluded afterwards whether to apply a LINEAR model or one of the two non-linear models LSTRI or LSTR2.

Centrándonos en los resultados numéricos para los modelos no lineales (tabla 10), lo primero que llama la atención son los valores en general elevados de

los errores estándar estimados del parámetro  $\gamma$ , lo que se debe al hecho de que puede existir un rango amplio de valores del mismo que da como resultado funciones de transición similares. Una estimación más precisa de dicho parámetro requeriría la existencia de un número suficiente de observaciones cercanas a los parámetros de localización  $c_i$ , pero en muestras de tamaño moderado como la que nos ocupa, al no poder cumplirse dicha propiedad de forma holgada, es normal que existan problemas numéricos en la estimación de  $\gamma$ .

**Tabla 10**  
**ESTIMACIONES MCO (CASO LINEAL) O NLS (CASO NO LINEAL) DE LOS**  
**MODELOS DE CORRECCIÓN DEL ERROR**

$$\Delta S_{it} = \pi_{\overline{F}} + (\gamma_{\overline{F}} + \gamma_{\overline{I2}} G_K(\gamma_{\overline{F}} c_i, y_{i,t-d})) y_{i,t-1} + \xi_{it}$$

(1) Country	(2) Coefficient $\hat{\gamma}_{\overline{F}}$	(3) Coefficient $\hat{\gamma}_{\overline{I2}}$	(4) Transition parameters
Austria	-0.050*** (0.011)		
Australia	-0.019 (0.024)		
Belgium	-0.036*** (0.011)		
Canada (LSTRI)	-0.002 (0.020)	-0.011*** (0.004)	$\hat{\gamma} = 7.91(10.70)$ $\hat{c}_1 = 2.52(0.03)$
Denmark	-0.047*** (0.012)		
Finland (LSTR2)	0.028 (0.031)	-0.013** (0.005)	$\hat{\gamma} = 60.14(110.34)$ $\hat{c}_1 = 3.58(0.03)$ $\hat{c}_2 = 3.74(0.01)$
France	-0.044*** (0.013)		
Germany	-0.044*** (0.010)		
Greece	-0.007 (0.019)		

(Sigüe.)

(Continuación.)

(1) Country	(2) Coefficient $\hat{\gamma}_{i1}$	(3) Coefficient $\hat{\gamma}_{i2}$	(4) Transition parameters
Ireland	-0.040*** (0.012)		
Italy (LSTR2)	-0.016 (0.035)	-0.025*** (0.009)	$\hat{\gamma} = 117.02(212.00)$ $\hat{c}_1 = 2.49(1.29)$ $\hat{c}_2 = 3.14(1.07)$
Japan	-0.033*** (0.011)		
Korea (LSTR2)	-0.111*** (0.041)	0.034** (0.016)	$\hat{\gamma} = 22.10(16.46)$ $\hat{c}_1 = 3.52(0.01)$ $\hat{c}_2 = 3.52(0.01)$
Netherlands	-0.053*** (0.012)		
Norway	-0.034** (0.016)		
Portugal	-0.000 (0.011)		
Spain	-0.033*** (0.013)		
Sweden (LSTR1)	-0.043* (0.024)	-0.011*** (0.004)	$\hat{\gamma} = 28.34(74.71)$ $\hat{c}_1 = 3.97(0.03)$
Switzerland	-0.069*** (0.014)		
United Kingdom (LSTR2)	0.015 (0.037)	-0.020** (0.009)	$\hat{\gamma} = 2.32(3.43)$ $\hat{c}_1 = 3.99(0.05)$ $\hat{c}_2 = 3.99(0.05)$

Notes: 1) Standard errors are given in parentheses; 2) An \* (\*\*) [\*\*\*] indicates rejection of the null hypothesis at the 10% (5%) [1%] significance level based on the appropriate  $p$ -values.



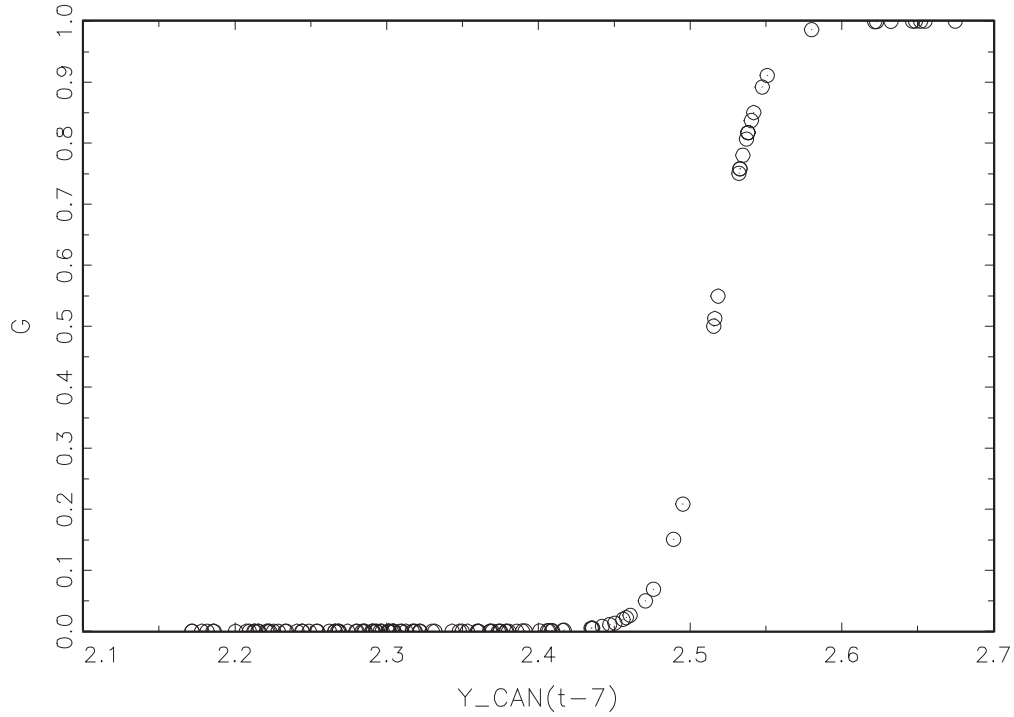
En segundo lugar, de los seis modelos STAR-NEC estimados, dos de ellos se corresponden con funciones logísticas simples y los cuatro restantes con funciones logísticas cuadráticas, lo que pone de manifiesto que el tipo de asimetría dominante es la que distingue entre errores de desequilibrio grandes y pequeños (LSTR2) más que entre desviaciones positivas o negativas respecto al equilibrio (LSTR1). Es decir, el ajuste que se produce en el corto plazo para estos cuatro tipos de cambio, siendo no lineal, corrige las desviaciones de dichos tipos nominales de las posiciones de equilibrio postuladas por los fundamentales monetarios dando más importancia a la magnitud de las desviaciones que al signo de las mismas. En este sentido, los resultados difieren de los obtenidos al analizar de forma individual los errores de desequilibrio  $\gamma_i$  (ver tabla 8), ya que entonces se concluyó que la corrección dominante era en función de la posición de desequilibrio (desviaciones positivas o negativas) y no del tamaño de las desviaciones del equilibrio.

Con respecto a las estimaciones de los parámetros de ajuste  $\gamma_{ij}$  ( $j = 1, 2$ ), puede apreciarse que sólo dos de los seis coeficientes  $\gamma_{i1}$  estimados son estadísticamente significativos, mientras que las seis estimaciones de los parámetros  $\gamma_{i2}$  son significativas al menos a un nivel del 95 por 100 de confianza. Por tanto, en cuatro de los casos considerados (Canadá, Finlandia, Italia y Reino Unido) los resultados indican que realmente se produce corrección del error para valores  $\hat{G}_K > 0$  de la función de transición, es decir, aproximadamente cuando los errores de desequilibrio son positivos (están a la derecha del punto  $c_1$  en el caso LSTR1) o de tamaño grande (a la izquierda del punto  $c_1$  y a la derecha del punto  $c_2$  en el caso LSTR2), mientras que en los otros dos casos (Corea y Suecia), al ser el coeficiente combinado  $\hat{\gamma}_{i1} + \hat{\gamma}_{i2} \hat{G}_K$  siempre significativo, se observa una velocidad de ajuste estadísticamente relevante a lo largo de todos los valores de la función  $\hat{G}_K$ .

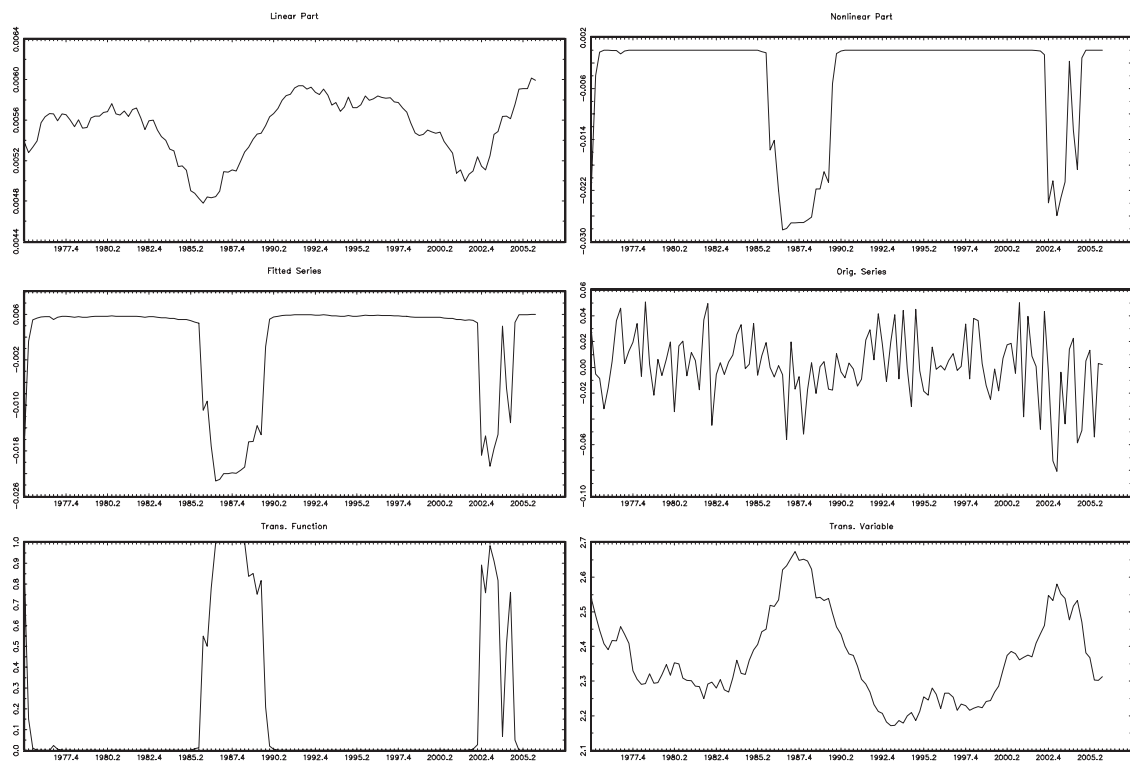
Como complemento a los resultados numéricos de la tabla 10, en las gráficas 4 a 9 se presentan las seis funciones de transición estimadas, así como distintas representaciones que completan a las anteriores. De la observación de dichas figuras se desprende el hecho de que la consistencia de los resultados obtenidos, en lo referente al comportamiento no lineal en el modelo de ajuste a corto plazo, en algunos casos puede depender de forma crítica de la presencia de varias observaciones (potencialmente) influyentes. Así, en el caso de Finlandia la presencia de no linealidad parece clara, pero la distinción entre un modelo de comportamiento LSTR1 o LSTR2 parece provenir de la existencia de sólo algunas observaciones a la izquierda del parámetro de localización  $c_1$ . En el caso de Italia ocurre algo similar por la izquierda del parámetro  $c_1$ , pero también hay que hacer notar el reducido número de observaciones a la derecha de  $c_2$ , lo que en este caso plantea que los resultados sobre la no linealidad pueden deberse sólo a una cantidad muy pequeña de observaciones.

## Gráfica 4 MODELO STAR-NEC PARA CANADÁ

Crossplot  $G(Y\_CAN(t-7))$

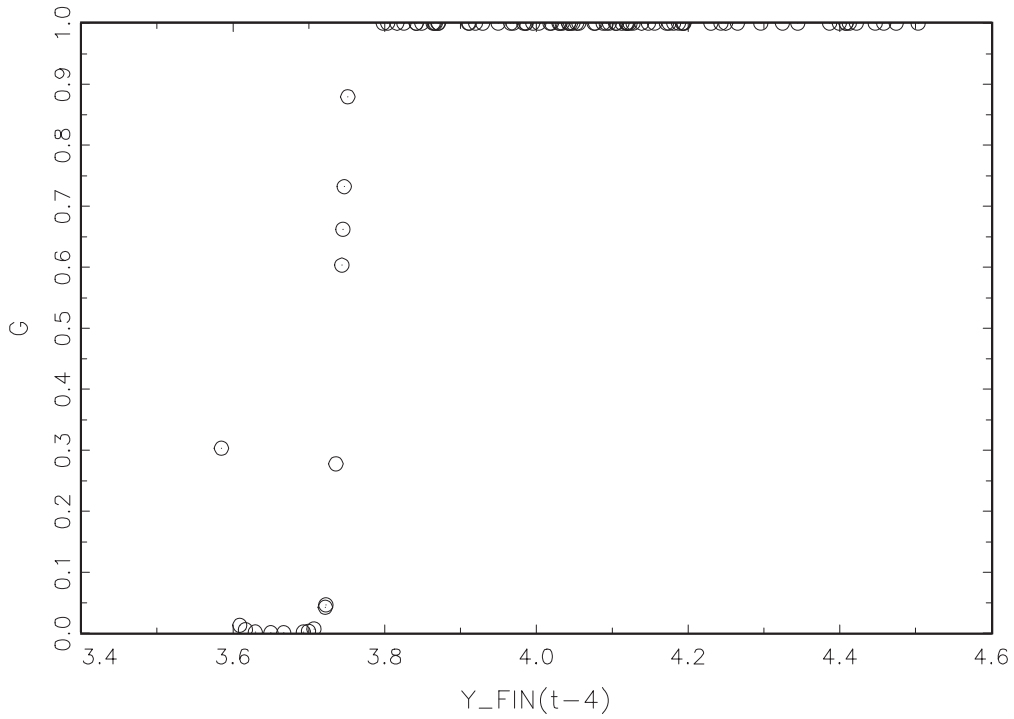


Plot of Time Series 1975.2–2006.1,  $T=124$

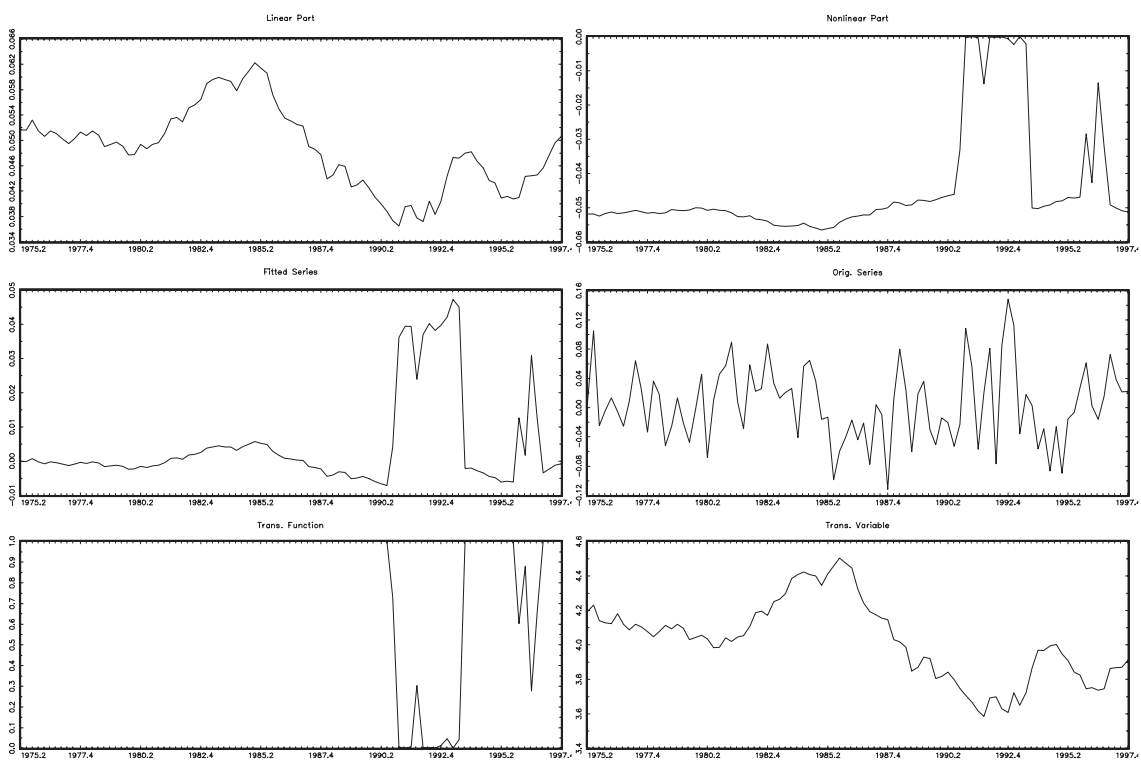


### Gráfica 5 MODELO STAR-NEC PARA FINLANDIA

Crossplot  $G(Y\_FIN(t-4))$

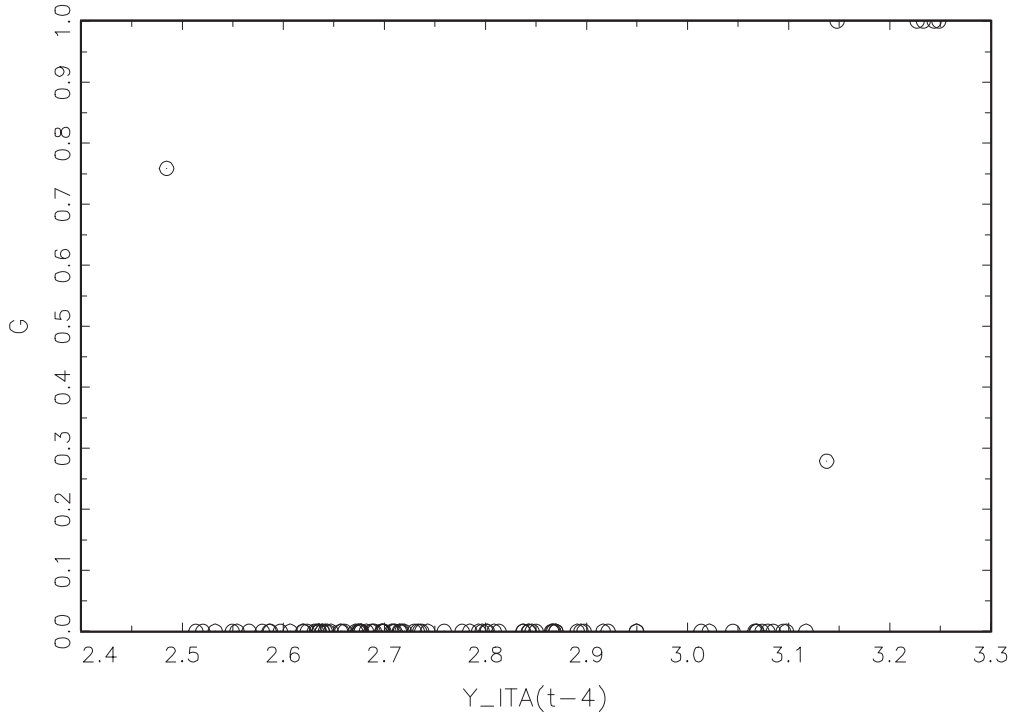


Plot of Time Series 1975.2–1997.4, T=91

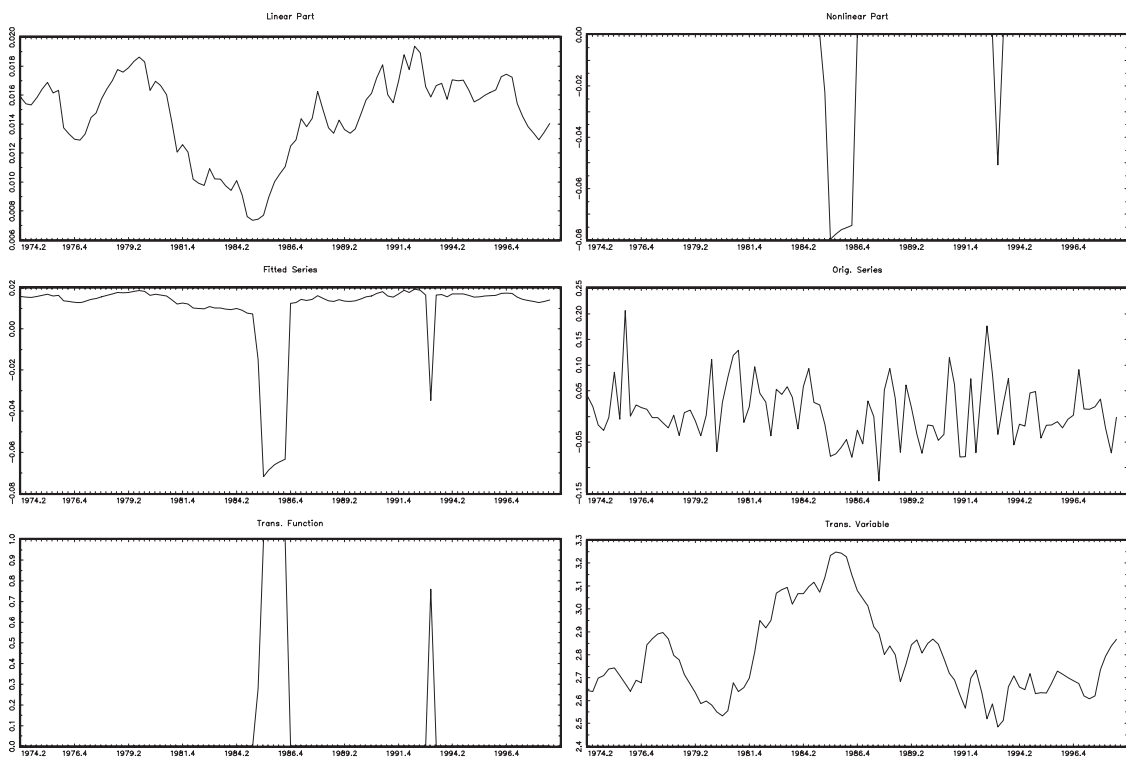


## Gráfica 6 MODELO STAR-NEC PARA ITALIA

Crossplot  $G(Y\_ITA(t-4))$

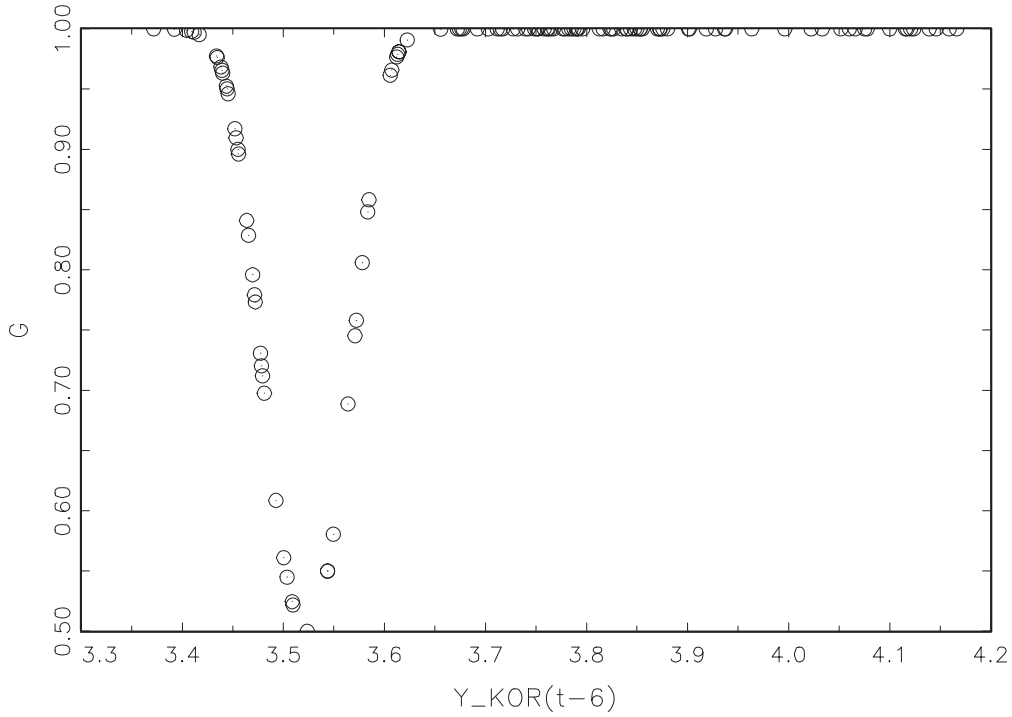


Plot of Time Series 1974.2–1998.4, T=99

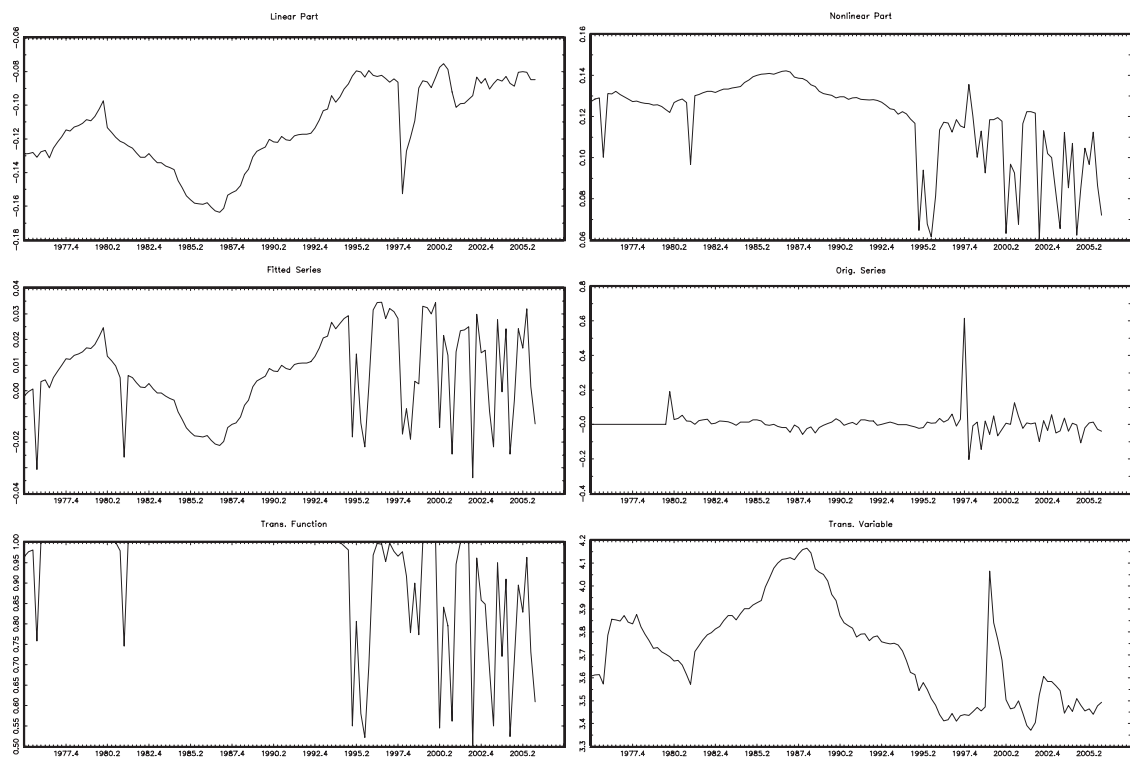


## Gráfica 7 MODELO STAR-NEC PARA COREA

Crossplot  $G(Y\_KOR(t-6))$

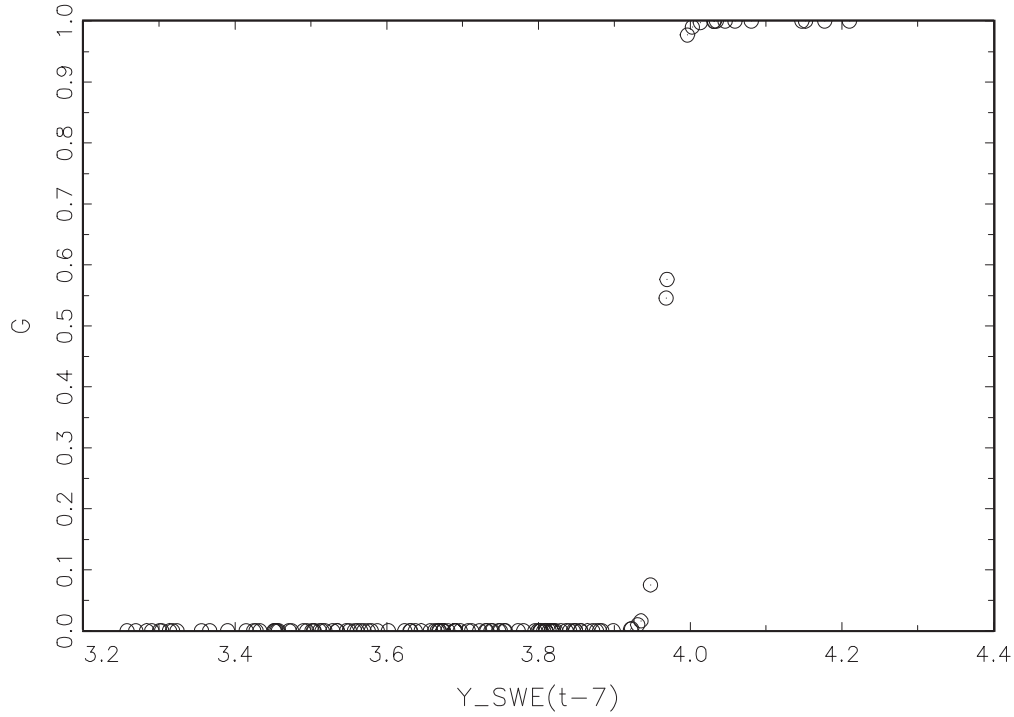


Plot of Time Series 1975.2–2006.1,  $T=124$

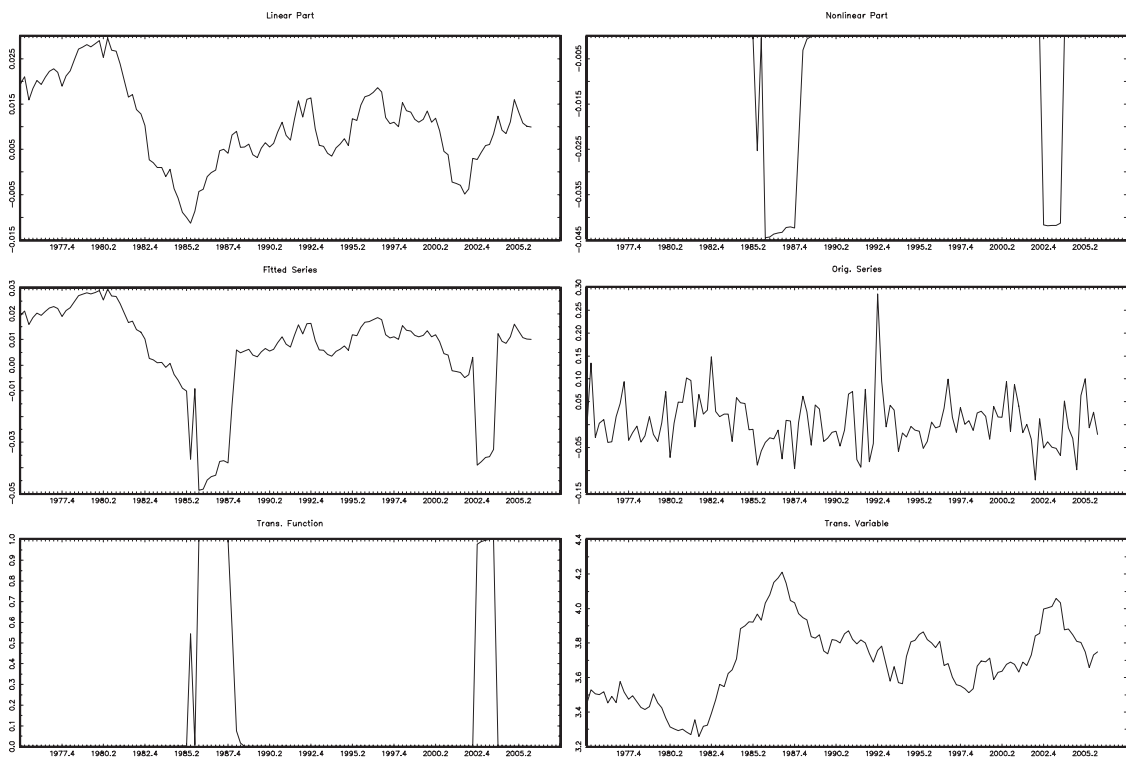


## Gráfica 8 MODELO STAR-NEC PARA SUECIA

Crossplot  $G(Y_{SWE}(t-7))$

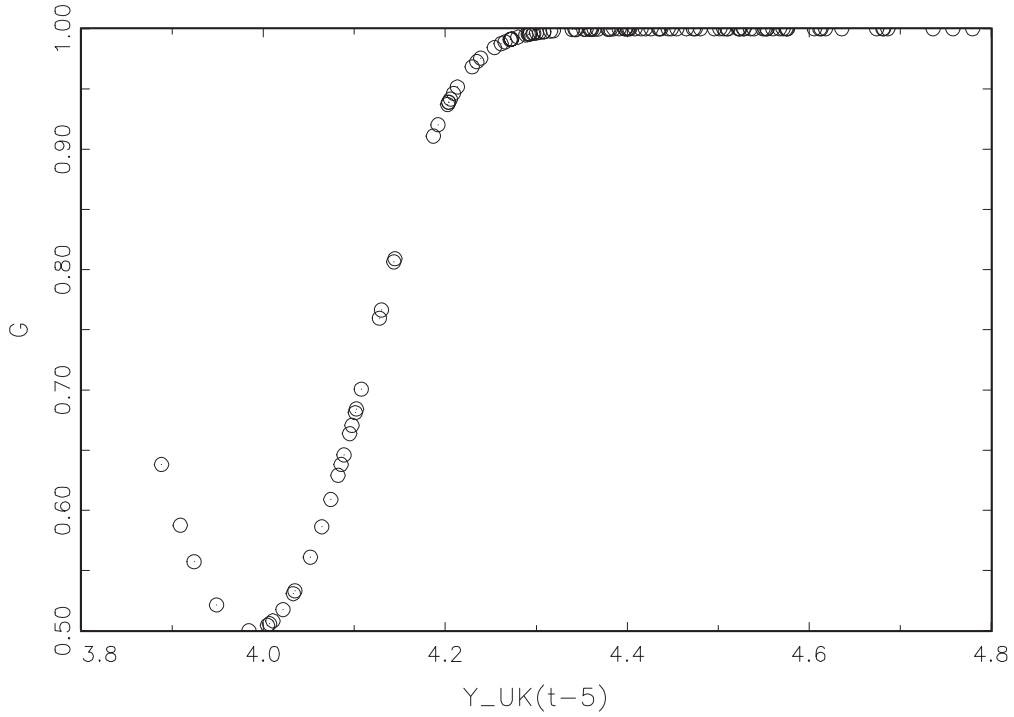


Plot of Time Series 1975.2–2006.1,  $T=124$

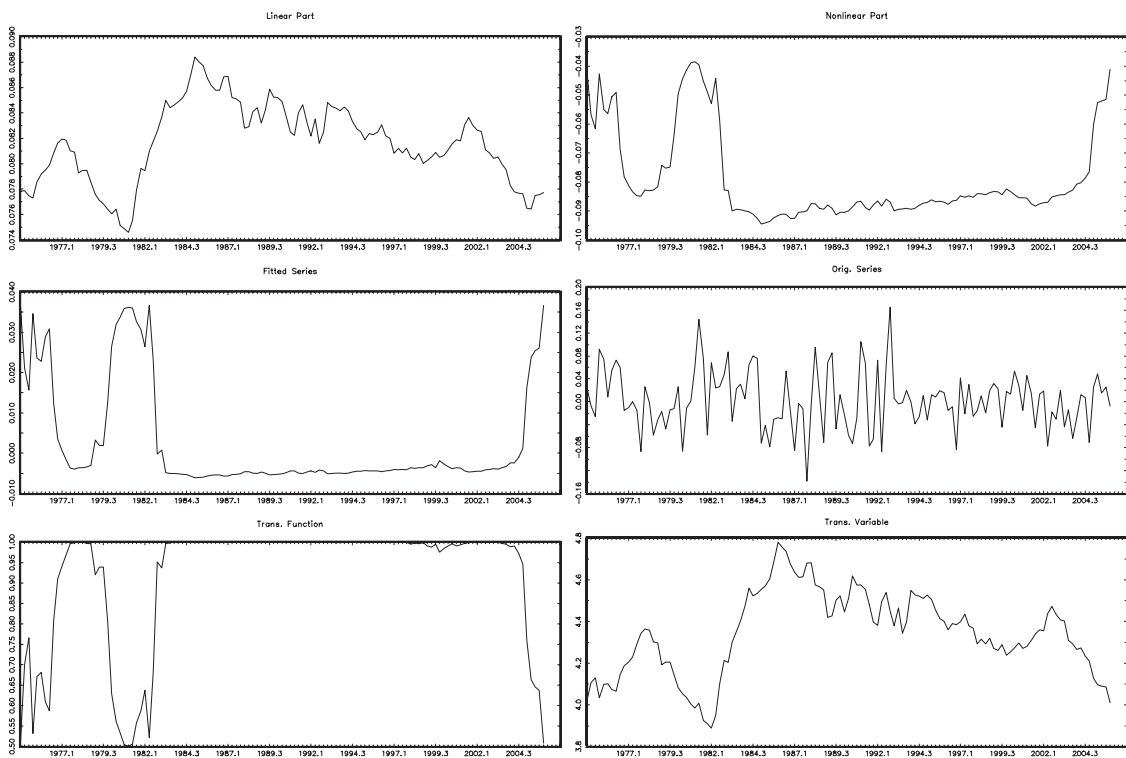


## Gráfica 9 MODELO STAR-NEC PARA EL REINO UNIDO

Crossplot  $G(Y_{UK}(t-5))$



Plot of Time Series 1974.3–2006.1,  $T=127$



## 5. CONCLUSIONES

El objetivo básico de este trabajo ha consistido en investigar el vínculo existente entre los tipos de cambio nominales y las variables básicas derivadas del modelo monetario, usando para ello datos trimestrales para un grupo amplio de países de la OCDE durante el período 1973.I-2006.I, es decir, desde el final del sistema de Bretton Woods y la consecuente aparición generalizada de tipos de cambio más o menos flotantes. Del análisis empírico realizado destacamos, entre otras, las siguientes conclusiones:

- Aplicando técnicas de cointegración diseñadas para su uso con paneles de datos, se constata la presencia de una relación estable a largo plazo entre los tipos de cambio y los fundamentales macroeconómicos del modelo monetario básico. Este hecho confirma la validez empírica de dicho modelo para el análisis del comportamiento a largo plazo de los tipos de cambio.
- Las estimaciones de los parámetros de equilibrio obtenidas están en sintonía con lo esperado *a priori* de la teoría económica, aunque se rechaza la versión más fuerte del enfoque monetario.
- Una vez estimados los modelos dinámicos de ajuste en el corto plazo para investigar el tipo de corrección hacia el equilibrio a largo plazo, se aprecia que dicho proceso de ajuste es en algunos casos no lineal, implicando un comportamiento de tipo asimétrico en el que el ajuste depende del valor positivo o negativo o del tamaño grande o pequeño de las desviaciones respecto de la posición de equilibrio marcada por los agregados monetarios.
- Se han estimado modelos no lineales de corrección del error del tipo STAR para los seis países en los que se detecta un comportamiento no lineal, los cuales parecen describir adecuadamente el mecanismo lento y uniforme de reversión a la media que se observa en los tipos de cambio de dichos países.



## REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- ABHYANKAR, A.; SARNO, L., y VALENTE, G. (2005): “Exchange rates and fundamentals: evidence on the economic value of predictability”, *Journal of International Economics*, 66, 325-348.
- BALKE, N. S., y FOMBY, T. B. (1997): “Threshold cointegration”, *International Economic Review*, 38, 627-645.
- BALTAGI, B. H., y KAO, C. (2000): “Nonstationary panels, cointegration in panels and dynamic panels: A survey”, *Working Paper* n.º 16, Center for Policy Research, Maxwell School of Citizenship and Public Affairs, Syracuse University, USA.
- BALTAGI, B. H.; GRIFFIN, J. M., y XIONG, W. (2000): “To pool or not to pool: homogeneous versus heterogeneous estimators applied to cigarette demand”, *Review of Economic and Statistics*, 82, 117-126.
- BANERJEE, A. (1999): “Panel Data Unit Roots and Cointegration: an Overview”, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 61, 607-629.
- BANERJEE, A.; MARCELLINO, M., y OSBAT, C. (2003): “Some cautions on the use of panel methods for integrated series of macro-economic data”, *Working Paper*, European University Institute, Italy.
- (2005): “Testing for PPP: Should we use panel methods?”, *Empirical Economics*, 30, 77-91.
- BAUM, C. F.; BARKOULAS, J. T., y CAGLAYAN, M. (2001): “Nonlinear adjustment to purchasing power parity in the post-Bretton Woods era”, *Journal of International Money and Finance*, 20, 379-399.
- BAXTER, M. (1994): “Real exchange rates and real interest differentials: Have we missed the business-cycle relationship?”, *Journal of Monetary Economics*, 33, 5-37.
- BERBEN, R. P., y VAN DIJK, D. (1998): “Does the absence of cointegration explain the typical findings in long horizon regressions?”, *Econometric Institute Report* 9814/A, Erasmus University Rotterdam, The Netherlands.
- BERGMAN, U. M., y HANSSON, J. (2005): “Real exchange rates and switching regimes”, *Journal of International Money and Finance*, 24, 121-138.
- BERKOWITZ, J., y GIORGIANNI, L. (2001): “Long-horizon exchange rate predictability?”, *Review of Economics and Statistics*, 83, 81-91.
- BREITUNG, J. (2000): “The local power of some unit roots tests for panel data”, en B. BALTAGI (ed.): *Nonstationary Panels, Panel Cointegration, and Dynamic Panels*, Elsevier Science, Amsterdam, The Netherlands.
- BREITUNG, J., y PESARAN, M. H. (2005): “Unit roots and cointegration in panels”, *Cambridge Working Papers in Economics*, University of Cambridge, United Kingdom.

- CANOVA, F. (1993): “Modelling and forecasting exchange rates with a Bayesian time-varying coefficient model”, *Journal of Economic Dynamics and Control*, 17, 233-261.
- CHEUNG, Y. W.; CHINN, M. D., y PASCUAL, A. G.: (2003): “Empirical exchange rate models of the nineties: in-sample fit and out-of-sample performance”, en DE GRAUWE, P. (ed.): *Exchange Rate Modelling: Where do Stand?*, Cambridge University Press, Cambridge, United Kingdom.
- (2005): “Empirical exchange rate models of the nineties: Are any fit to survive?”, *Journal of International Money and Finance*, 24, 1150-1175.
- CHINN, M. D., y MEESE, R. A. (1995): “Banking on currency forecasts: how predictable is change in money?”, *Journal of International Economics*, 38, 161-178.
- CLARIDA, R. H.; SARNO, L.; TAYLOR, M. P., y VALENTE, G. (2003): “The out-of-sample success of term structure models as exchange rate predictors: a step beyond”, *Journal of International Economics*, 60, 61-83.
- DE GRAUWE, P., y VANSTEENKISTE, I. (2001): “Exchange rates and Fundamentals”, *CEifo Working Paper Series n.º 577*, Munich, Germany.
- DICKEY, D. A., y FULLER, W. A. (1979): “Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root”, *Journal of the American Statistical Association*, 74, 427-431.
- DUMAS, B. (1992): “Dynamic equilibrium and the real exchange rate in a spatially separated world”, *Review of Financial Studies*, 5, 153-180.
- (1994): “Partial equilibrium versus general equilibrium models of the international capital market”, en VAND DER PLOEG, F. (ed.): *The Handbook of International Macroeconomics*, Blackwell, Oxford, United Kingdom.
- ENGEL, C. (1994): “Can the Markov switching model forecast exchange rates?”, *Journal of International Economics*, 36, 151-165.
- ENGEL, C., y HAMILTON, J. D. (1990): “Long swings in the dollar. Are they in the data and do markets know it?”, *American Economic Review*, 80, 689-713.
- ENGEL, C., y WEST, K. (2005): “Exchange rates and fundamentals”, *Journal of Political Economy*, 113, 485-517.
- ESCRIBANO, A. (2004): “Nonlinear error correction: the case of money demand in the United Kingdom (1878-2000)”, *Macroeconomic Dynamics*, 8, 76-116.
- ESCRIBANO, A., y MIRA, S. (2002): “Nonlinear error correction models”, *Journal of Time Series Analysis*, 23, 509-522.
- FAUST, J.; ROGERS, J. H., y WRIGHT, J. H. (2003): “Exchange rate forecasting: the errors we’ve really made”, *Journal of International Economics*, 60, 35-59.
- FRANKEL, J. A. (1984): “Tests of monetary and portfolio balance models of exchange rate determination”, en BILSON, J., y MARSTON, R. (eds.): *Exchange Rate Theory and Practice*, University of Chicago Press, Chicago, USA.

- FRENKEL, J. A. (1976): "A monetary approach to the exchange rate: doctrinal aspects and empirical evidence", *Scandinavian Journal of Economics*, 78, 200-224.
- FRÖMMEL, M.; MACDONALD, R., y MENKHOFF, L. (2005): "Markov switching regimes in a monetary exchange rate model", *Economic Modelling*, 22, 485-502.
- FROOT, K., y ROGOFF, K. (1995): "Perspectives of PPP and long-run real exchange rates", en GROSSMAN, G., y ROGOFF, K. (eds.): *Handbook of International Economics*, vol. III, North-Holland, Amsterdam, The Netherlands.
- GIL-ALANA, L. A., y TORO, J. (2002): "Estimation and testing of ARFIMA models in the real exchange rate", *International Journal of Finance & Economics*, 7, 279-292.
- GRANGER, C., y TERÄSVIRTA, T. (1993): *Modelling Nonlinear Economic Relationships*, Oxford University Press, New York, USA.
- GUTIÉRREZ, L. (2003): "On the power of panel cointegration tests: a Monte Carlo comparison", *Economic Letters*, 80, 105-111.
- HADRI, K. (2000): "Testing for stationarity in heterogeneous panel data", *Econometric Journal*, 3, 148-161.
- HANNAN, E. J., y RISSANEN, J. (1982): "Recursive estimation of mixed autoregressive-moving average order", *Biometrika*, 69, 81-94.
- IM, K. S.; PESARAN, M. H., y SHIN, Y. (2003): "Testing for unit roots in heterogeneous panels", *Journal of Econometrics*, 115, 53-74.
- JOHANSEN, S. (1988): "Statistical analysis of cointegrating vectors", *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12, 231-254.
- (1991): "Estimation and hypothesis testing of cointegration vectors in Gaussian vector autoregressive models", *Econometrica*, 59, 1551-1580.
- GROEN, J. J. (2000): "The monetary exchange rate model as a long-run phenomenon", *Journal of International Economics*, 52, 299-319.
- KAO, C. (1999): "Spurious regression and residual-based tests for cointegration in panel data", *Journal of Econometrics*, 90, 1-4.
- KAO, C., y CHIANG, M. H. (2000): "On the estimation and inference of a cointegrated regression in panel data", en B. BALTAGI (ed.): *Nonstationary Panels, Panel Cointegration, and Dynamic Panels*, Elsevier Science, Amsterdam, The Netherlands.
- KARLSSON, S., y LÖTHGREN, M. (2000): "On the power and interpretation of panel unit root tests", *Economic Letters*, 66, 249-255.
- KILIAN, L. (1999): "Exchange rates and monetary fundamentals: What do we learn from long-horizon regressions?", *Journal of Applied Econometrics*, 14, 491-510.
- KILIAN, L., y TAYLOR, M. P. (2003): "Why is it so difficult to beat random walk forecasts of exchange rates?", *Journal of International Economics*, 60, 85-107.
- LARSSON, R.; LYHAGEN, J., y LÖTHGREN, M. (2001): "Likelihood-based cointegration tests in heterogeneous panels", *Econometrics Journal*, 4, 109-142.

- LEVIN, A.; LIN, C. F., y CHU, C. (2002): "Unit roots tests in panel data: Asymptotic and finite-sample properties", *Journal of Econometrics*, 108, 1-24.
- MADDALA, G. S., y KIM, I. M. (1998): *Unit Roots, Cointegration, and Structural Change*, Cambridge University Press, Cambridge, United Kingdom.
- MADDALA, G. S., y WU, S. (1999): "A comparative study of unit root tests with panel data and a new simple test", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 61, 631-652.
- MCCOSKEY, S., y KAO, C. (1998): "A residual-based test of the null of cointegration in panel data", *Econometric Reviews*, 17, 57-84.
- MCDONALD, R., y TAYLOR, M. (1993): "The monetary approach to the Exchange rate: rational expectations, long-run equilibrium and forecasting", *International Monetary Fund Staff Papers*, 40, 89-107.
- MARK, N. C. (1995): "Exchange rate and fundamentals: evidence on long-horizon predictability", *American Economic Review*, 85, 201-218.
- MARK, N. C., y SUL, D. (2001): "Nominal exchange rates and monetary fundamentals. Evidence from a small post-Bretton woods panel", *Journal of International Economics*, 53, 29-52.
- MARK, N. C.; OGAKI, M., y SUL, D. (2005): "Dynamic Seemingly Unrelated Cointegrating Regressions", *Review of Economic Studies*, 72, 797-820.
- MEESE, R. A., y ROGOFF, K. (1983 a): "Empirical exchange rate models of the seventies: do they fit out of sample?" *Journal of International Economics*, 14, 3-24.
- (1983 b): "The out of sample failure of empirical exchange models", en FRENKEL, J. (ed.): *Exchange Rates and International Macroeconomics*, University Chicago Press, Chicago, USA.
- MEESE, R. A., y ROSE, A. K. (1990): "Nonlinear, nonparametric, nonessential exchange rate estimation", *American Economic Review*, 80, 192-196.
- MICHAEL, P.; NOBAY, R. A., y PEEL, D. A. (1997): "Transactions costs and nonlinear adjustment in real exchange rates: an empirical investigation", *Journal of Political Economy*, 105, 862-879.
- MUSSA, M. L. (1976): "The exchange rate, the balance of payments, and monetary and fiscal policy under a regime of controlled floating", *Scandinavian Journal of Economics*, 78, 229-248.
- NEELY, C. J., y SARNO, L. (2002): "How well do monetary fundamentals forecast exchange rates?", *Review-Federal Reserve Bank of St. Louis*, 84, 51-74.
- OBSTFELD, M., y ROGOFF, K. (2000): "The six major puzzles in international macroeconomics: is there a common cause?", en BERNANKE, B., y ROGOFF, K. (eds.): *NBER Macroeconomics Annual 2000*, MIT Press, Cambridge, USA.
- O'CONNELL, P. G. J. (1998): "The overvaluation of purchasing power parity", *Journal of International Economics*, 44, 1-19.

- PEDRONI, P. (1999): "Critical values for cointegration tests in heterogeneous panels with multiple regressors", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 61, 631-652.
- (2004): "Panel cointegration: asymptotic and finite sample properties of pooled time series tests with an application to the PPP hypothesis", *Econometric Theory*, 20, 597-625.
- PESARAN, M. H.; SHIN, Y., y SMITH, R. (1999): Pooled mean group estimation of dynamic heterogeneous panels, *Journal of the American Statistical Association*, 94, 621-634.
- SAIKKONEN, P. (1991): "Asymptotically efficient estimation of cointegrating regressions", *Econometric Theory*, 58, 1-21.
- RAPACH, D. E., y WOCHAR, M. E. (2002): "Testing the monetary model of exchange rate determination: new evidence from a century of data", *Journal of International Economics*, 58, 359-385.
- (2004): "Testing the monetary model of exchange rate determination: a closer look at panels", *Journal of International Money and Finance*, 23, 867-895.
- ROSSI, B. (2005): "Testing long-horizon predictive ability with high persistence, and the Meese-Rogoff puzzle", *International Economic Review*, 46, 61-92.
- SAIKONNEN, P. (1991): "Asymptotically efficient estimation of cointegration regressions", *Econometric Theory*, 7, 1-21.
- SARANTIS, K. (1994): "The monetary exchange rate model in the long run: an empirical investigation", *Weltwirtschaftliches*, 130, 698-711.
- SARNO, L.; VALENTE, G., y WOCHAR, M. (2004): "Monetary fundamentals and exchange rate dynamics under different nominal regimes", *Economic Inquiry*, 42, 179-193.
- SCHINASI, G. J., y SWAMY, P. A. (1989): "The out-of-sample forecasting performance of exchange rate models when coefficients are allowed to change", *Journal of International Money and Finance*, 8, 375-390.
- SERCU, P.; UPPAL, R., y VAN HULLE, C. (1995): "The Exchange rate in the presence of transactions costs: implications for tests of purchasing power parity", *Journal of Finance*, 50, 1309-1319.
- SOLLIS, R., y WOCHAR, M. E. (2003): *The real exchange rate-real interest rate relation: Evidence from tests for symmetric and asymmetric threshold cointegration*, mimeo, Department of Economics and Finance, University of Durham, United Kingdom.
- STOCK, J., y WATSON, M. (1993): "A simple estimator of cointegrating vectors in higher order integrated systems", *Econometrica*, 61, 783-820.
- TAYLOR, M. P. (1995): "The economics of exchange rates", *Journal of Economic Literature*, 33, 13-47.

- TAYLOR, M. P., y PEEL, D. A. (2000): “Nonlinear adjustment, long-run equilibrium and exchange rate fundamentals”, *Journal of International Money and Finance*, 19, 33-53.
- 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.
- TERÄSVIRTA, T. (2004): “Smooth transition regression modelling”, en H. LÜTKEPOHL, y M. KRÄTZIG (eds.): *Applied Time Series Econometrics*, Cambridge University Press, New York, USA.
- UPPAL, R. (1993): “A general equilibrium model of international portfolio choice”, *Journal of Finance*, 48, 529-553.
- VAN DIJK, D., y FRANSES, P. H. (2000): “Nonlinear error-correction models for interest rates in the Netherlands”, en W. A. BARNETT; D. F. HENDRY; S. HYLLEBERG; T. TERÄSVIRTA; D. TJØSTHEIM, y A. WÜRTZ (eds.): *Nonlinear Econometric Modelling-Proceedings of the 6th (EC)<sup>2</sup> meeting*, Cambridge University Press, Cambridge, United Kingdom.
- VAN DIJK, D.; TERÄSVIRTA, T., y FRANSES, P. H. (2002): “Smooth transition autoregressive models. A survey of recent developments”, *Econometric Reviews*, 21, 1-47.
- WEST, K.; EDISON, D., y CHO, D. (1993): “A utility-based comparison of some models of exchange rate volatility”, *Journal of International Economics*, 35, 23-45.
- WOLF, C. (1987): “Time-varying parameters and out-of-sample forecasting performance of structural exchange rate models”, *Journal of Business and Economic Statistics*, 5, 87-97.
- (1988): “Exchange rates, innovations and forecasting”, *Journal of International Money and Finance*, 7, 49-61.
- ZELLNER, A. (1962): “An efficient method of estimating seemingly unrelated regressions and tests for aggregation bias”, *Journal of the American Statistical Association*, 57, 348-368.

## SÍNTESIS

### PRINCIPALES IMPLICACIONES DE POLÍTICA ECONÓMICA

En este papel de trabajo se analiza el vínculo existente entre los tipos de cambio nominales y las variables básicas derivadas del modelo monetario, usando para ello datos trimestrales sobre un grupo amplio de países de la OCDE durante el período 1973.I-2006.I. Del análisis empírico realizado destacamos, entre otras, las siguientes conclusiones e implicaciones de política económica:

- Aplicando técnicas de cointegración diseñadas para su uso con paneles de datos, se constata la presencia de una relación estable a largo plazo entre los tipos de cambio y los fundamentales macroeconómicos del modelo monetario básico. Este hecho confirma la validez empírica de dicho modelo para el análisis del comportamiento a largo plazo de los tipos de cambio y, por tanto, garantiza la validez de las conclusiones de política económica que se obtengan al usar este enfoque como herramienta de análisis en el área de economía internacional.
- Las estimaciones de los parámetros de equilibrio obtenidas están en sintonía con lo esperado a priori de la teoría económica, aunque se rechaza la versión más fuerte del enfoque monetario.
- Una vez estimados los modelos dinámicos de ajuste en el corto plazo para investigar el tipo de corrección hacia el equilibrio a largo plazo, se aprecia que dicho proceso de ajuste es en algunos casos no lineal, implicando un comportamiento de tipo asimétrico en el que el ajuste depende del valor positivo o negativo o del tamaño grande o pequeño de las desviaciones respecto de la posición de equilibrio marcada por los agregados monetarios.
- Se han estimado modelos no lineales de corrección del error del tipo STAR para los seis países en los que se detecta un comportamiento no lineal, los cuales parecen describir adecuadamente el mecanismo lento y uniforme de reversión a la media que se observa en los tipos de cambio de dichos países.





## **NORMAS DE PUBLICACIÓN DE PAPELES DE TRABAJO DEL INSTITUTO DE ESTUDIOS FISCALES**

Esta colección de *Papeles de Trabajo* tiene como objetivo ofrecer un vehículo de expresión a todas aquellas personas interesadas en los temas de Economía Pública. Las normas para la presentación y selección de originales son las siguientes:

1. Todos los originales que se presenten estarán sometidos a evaluación y podrán ser directamente aceptados para su publicación, aceptados sujetos a revisión, o rechazados.
2. Los trabajos deberán enviarse por duplicado a la Subdirección de Estudios Tributarios. Instituto de Estudios Fiscales. Avda. Cardenal Herrera Oria, 378. 28035 Madrid.
3. La extensión máxima de texto escrito, incluidos apéndices y referencias bibliográficas será de 7000 palabras.
4. Los originales deberán presentarse mecanografiados a doble espacio. En la primera página deberá aparecer el título del trabajo, el nombre del autor(es) y la institución a la que pertenece, así como su dirección postal y electrónica. Además, en la primera página aparecerá también un abstract de no más de 125 palabras, los códigos JEL y las palabras clave.
5. Los epígrafes irán numerados secuencialmente siguiendo la numeración arábica. Las notas al texto irán numeradas correlativamente y aparecerán al pie de la correspondiente página. Las fórmulas matemáticas se numerarán secuencialmente ajustadas al margen derecho de las mismas. La bibliografía aparecerá al final del trabajo, bajo la inscripción "Referencias" por orden alfabético de autores y, en cada una, ajustándose al siguiente orden: autor(es), año de publicación (distinguiendo a, b, c si hay varias correspondientes al mismo autor(es) y año), título del artículo o libro, título de la revista en cursiva, número de la revista y páginas.
6. En caso de que aparezcan tablas y gráficos, éstos podrán incorporarse directamente al texto o, alternativamente, presentarse todos juntos y debidamente numerados al final del trabajo, antes de la bibliografía.
7. En cualquier caso, se deberá adjuntar un disquete con el trabajo en formato word. Siempre que el documento presente tablas y/o gráficos, éstos deberán aparecer en ficheros independientes. Asimismo, en caso de que los gráficos procedan de tablas creadas en excel, estas deberán incorporarse en el disquete debidamente identificadas.

***Junto al original del Papel de Trabajo se entregará también un resumen de un máximo de dos folios que contenga las principales implicaciones de política económica que se deriven de la investigación realizada.***

## **PUBLISHING GUIDELINES OF WORKING PAPERS AT THE INSTITUTE FOR FISCAL STUDIES**

This serie of *Papeles de Trabajo* (working papers) aims to provide those having an interest in Public Economics with a vehicle to publicize their ideas. The rules governing submission and selection of papers are the following:

1. The manuscripts submitted will all be assessed and may be directly accepted for publication, accepted with subjections for revision or rejected.
2. The papers shall be sent in duplicate to Subdirección General de Estudios Tributarios (The Deputy Direction of Tax Studies), Instituto de Estudios Fiscales (Institute for Fiscal Studies), Avenida del Cardenal Herrera Oria, nº 378, Madrid 28035.
3. The maximum length of the text including appendices and bibliography will be no more than 7000 words.
4. The originals should be double spaced. The first page of the manuscript should contain the following information: (1) the title; (2) the name and the institutional affiliation of the author(s); (3) an abstract of no more than 125 words; (4) JEL codes and keywords; (5) the postal and e-mail address of the corresponding author.
5. Sections will be numbered in sequence with arabic numerals. Footnotes will be numbered correlatively and will appear at the foot of the corresponding page. Mathematical formulae will be numbered on the right margin of the page in sequence. Bibliographical references will appear at the end of the paper under the heading "References" in alphabetical order of authors. Each reference will have to include in this order the following terms of references: author(s), publishing date (with an a, b or c in case there are several references to the same author(s) and year), title of the article or book, name of the journal in italics, number of the issue and pages.
6. If tables and graphs are necessary, they may be included directly in the text or alternatively presented altogether and duly numbered at the end of the paper, before the bibliography.
7. In any case, a floppy disk will be enclosed in Word format. Whenever the document provides tables and/or graphs, they must be contained in separate files. Furthermore, if graphs are drawn from tables within the Excell package, these must be included in the floppy disk and duly identified.

***Together with the original copy of the working paper a brief two-page summary highlighting the main policy implications derived from the research is also requested.***

## ÚLTIMOS PAPELES DE TRABAJO EDITADOS POR EL INSTITUTO DE ESTUDIOS FISCALES

### 2004

- 1/04 Una propuesta para la regulación de precios en el sector del agua: el caso español.  
*Autores:* M.<sup>a</sup> Ángeles García Valiñas y Manuel Antonio Muñoz Pérez.
- 2/04 Eficiencia en educación secundaria e *inputs* no controlables: sensibilidad de los resultados ante modelos alternativos.  
*Autores:* José Manuel Cordero Ferrera, Francisco Pedraja Chaparro y Javier Salinas Jiménez.
- 3/04 Los efectos de la política fiscal sobre el ahorro privado: evidencia para la OCDE.  
*Autores:* Montserrat Ferre Carracedo, Agustín García García y Julián Ramajo Hernández.
- 4/04 ¿Qué ha sucedido con la estabilidad del empleo en España? Un análisis desagregado con datos de la EPA: 1987-2003.  
*Autores:* José María Arranz y Carlos García-Serrano.
- 5/04 La seguridad del empleo en España: evidencia con datos de la EPA (1987-2003).  
*Autores:* José María Arranz y Carlos García-Serrano.
- 6/04 La ley de Wagner: un análisis sintético.  
*Autor:* Manuel Jaén García.
- 7/04 La vivienda y la reforma fiscal de 1998: un ejercicio de simulación.  
*Autor:* Miguel Ángel López García.
- 8/04 Modelo dual de IRPF y equidad: un nuevo enfoque teórico y su aplicación al caso español.  
*Autor:* Fidel Picos Sánchez.
- 9/04 Public expenditure dynamics in Spain: a simplified model of its determinants.  
*Autores:* Manuel Jaén García y Luis Palma Martos.
- 10/04 Simulación sobre los hogares españoles de la reforma del IRPF de 2003. Efectos sobre la oferta laboral, recaudación, distribución y bienestar.  
*Autores:* Juan Manuel Castañer Carrasco, Desiderio Romero Jordán y José Félix Sanz Sanz.
- 11/04 Financiación de las Haciendas regionales españolas y experiencia comparada.  
*Autor:* David Cantarero Prieto.
- 12/04 Multidimensional indices of housing deprivation with application to Spain.  
*Autores:* Luis Ayala y Carolina Navarro.
- 13/04 Multiple occurrence of welfare reciprocity: determinants and policy implications.  
*Autores:* Luis Ayala y Magdalena Rodríguez.
- 14/04 Imposición efectiva sobre las rentas laborales en la reforma del impuesto sobre la renta personal (IRPF) de 2003 en España.  
*Autoras:* María Pazos Morán y Teresa Pérez Barrasa.
- 15/04 Factores determinantes de la distribución personal de la renta: un estudio empírico a partir del PHOGUE.  
*Autores:* Marta Pascual y José María Sarabia.
- 16/04 Política familiar, imposición efectiva e incentivos al trabajo en la reforma de la imposición sobre la renta personal (IRPF) de 2003 en España.  
*Autoras:* María Pazos Morán y Teresa Pérez Barrasa.

- 17/04 Efectos del déficit público: evidencia empírica mediante un modelo de panel dinámico para los países de la Unión Europea.  
*Autor:* César Pérez López.
- 18/04 Inequality, poverty and mobility: Choosing income or consumption as welfare indicators.  
*Autores:* Carlos Gradín, Olga Cantó y Coral del Río.
- 19/04 Tendencias internacionales en la financiación del gasto sanitario.  
*Autora:* Rosa María Urbanos Garrido.
- 20/04 El ejercicio de la capacidad normativa de las CCAA en los tributos cedidos: una primera evaluación a través de los tipos impositivos efectivos en el IRPF.  
*Autores:* José María Durán y Alejandro Esteller.
- 21/04 Explaining budgetary indiscipline: evidence from spanish municipalities.  
*Autores:* Ignacio Lago-Peñas y Santiago Lago-Peñas.
- 22/04 Local governments' asymmetric reactions to grants: looking for the reasons.  
*Autor:* Santiago Lago-Peñas.
- 23/04 Un pacto de estabilidad para el control del endeudamiento autonómico.  
*Autor:* Roberto Fernández Llera
- 24/04 Una medida de la calidad del producto de la atención primaria aplicable a los análisis DEA de eficiencia.  
*Autora:* Mariola Pinillos García.
- 25/04 Distribución de la renta, crecimiento y política fiscal.  
*Autor:* Miguel Ángel Galindo Martín.
- 26/04 Políticas de inspección óptimas y cumplimiento fiscal.  
*Autores:* Inés Macho Stadler y David Pérez Castrillo.
- 27/04 ¿Por qué ahorra la gente en planes de pensiones individuales?  
*Autores:* Félix Domínguez Barrero y Julio López-Laborda.
- 28/04 La reforma del Impuesto sobre Actividades Económicas: una valoración con microdatos de la ciudad de Zaragoza.  
*Autores:* Julio López-Laborda, M.<sup>a</sup> Carmen Trueba Cortés y Anabel Zárata Marco.
- 29/04 Is an inequality-neutral flat tax reform really neutral?  
*Autores:* Juan Prieto-Rodríguez, Juan Gabriel Rodríguez y Rafael Salas.
- 30/04 El equilibrio presupuestario: las restricciones sobre el déficit.  
*Autora:* Belén Fernández Castro.

## 2005

- 1/05 Efectividad de la política de cooperación en innovación: evidencia empírica española.  
*Autores:* Joost Heijs, Liliana Herrera, Mikel Buesa, Javier Sáiz Briones y Patricia Valadez.
- 2/05 A probabilistic nonparametric estimator.  
*Autores:* Juan Gabriel Rodríguez y Rafael Salas.
- 3/05 Efectos redistributivos del sistema de pensiones de la seguridad social y factores determinantes de la elección de la edad de jubilación. Un análisis por comunidades autónomas.  
*Autores:* Alfonso Utrilla de la Hoz y Yolanda Ubago Martínez.
- 4/05 La relación entre los niveles de precios y los niveles de renta y productividad en los países de la zona euro: implicaciones de la convergencia real sobre los diferenciales de inflación.  
*Autora:* Ana R. Martínez Cañete.

- 5/05 La Reforma de la Regulación en el contexto autonómico.  
*Autor:* Jaime Vallés Giménez.
- 6/05 Desigualdad y bienestar en la distribución intraterritorial de la renta, 1973-2000.  
*Autores:* Luis Ayala Cañón, Antonio Jurado Málaga y Francisco Pedraja Chaparro.
- 7/05 Precios inmobiliarios, renta y tipos de interés en España.  
*Autor:* Miguel Ángel López García.
- 8/05 Un análisis con microdatos de la normativa de control del endeudamiento local.  
*Autores:* Jaime Vallés Giménez, Pedro Pascual Arzoz y Fermín Cabasés Hita.
- 9/05 Macroeconomics effects of an indirect taxation reform under imperfect competition.  
*Autor:* Ramón J. Torregrosa.
- 10/05 Análisis de incidencia del gasto público en educación superior: nuevas aproximaciones.  
*Autora:* María Gil Izquierdo.
- 11/05 Feminización de la pobreza: un análisis dinámico.  
*Autora:* María Martínez Izquierdo.
- 12/05 Efectos del impuesto sobre las ventas minoristas de determinados hidrocarburos en la economía extremeña: un análisis mediante modelos de equilibrio general aplicado..  
*Autores:* Francisco Javier de Miguel Vélez, Manuel Alejandro Cardenete Flores y Jesús Pérez Mayo.
- 13/05 La tarifa lineal de Pareto en el contexto de la reforma del IRPF.  
*Autores:* Luis José Imedio Olmedo, Encarnación Macarena Parrado Gallardo y María Dolores Sarrión Gavilán.
- 14/05 Modelling tax decentralisation and regional growth.  
*Autores:* Ramiro Gil-Serrate y Julio López-Laborda.
- 15/05 Interactions inequality-polarization: characterization results.  
*Autores:* Juan Prieto-Rodríguez, Juan Gabriel Rodríguez y Rafael Salas.
- 16/05 Políticas de competencia impositiva y crecimiento: el caso irlandés.  
*Autores:* Santiago Díaz de Sarralde, Carlos Garcimartín y Luis Rivas.
- 17/05 Optimal provision of public inputs in a second-best scenario.  
*Autores:* Diego Martínez López y A. Jesús Sánchez Fuentes.
- 18/05 Nuevas estimaciones del pleno empleo de las regiones españolas.  
*Autores:* Javier Capó Parrilla y Francisco Gómez García.
- 19/05 US deficit sustainability revisited: a multiple structural change approach.  
*Autores:* Óscar Bajo-Rubio, Carmen Díaz-Roldán y Vicente Esteve.
- 20/05 Aproximación a los pesos de calidad de vida de los “Años de Vida Ajustados por Calidad” mediante el estado de salud autopercibido.  
*Autores:* Anna García-Altés, Jaime Pinilla y Salvador Peiró.
- 21/05 Redistribución y progresividad en el Impuesto sobre Sucesiones y Donaciones: una aplicación al caso de Aragón.  
*Autor:* Miguel Ángel Barberán Lahuerta.
- 22/05 Estimación de los rendimientos y la depreciación del capital humano para las regiones del sur de España.  
*Autora:* Inés P. Murillo.
- 23/05 El doble dividendo de la imposición ambiental. Una puesta al día.  
*Autor:* Miguel Enrique Rodríguez Méndez.

- 24/05 Testing for long-run purchasing power parity in the post bretton woods era: evidence from old and new tests.  
*Autor:* Julián Ramajo Hernández y Montserrat Ferré Cariacedo.
- 25/05 Análisis de los factores determinantes de las desigualdades internacionales en las emisiones de CO<sub>2</sub> *per cápita* aplicando el enfoque distributivo: una metodología de descomposición por factores de Kaya.  
*Autores:* Juan Antonio Duro Moreno y Emilio Padilla Rosa.
- 26/05 Planificación fiscal con el impuesto dual sobre la renta.  
*Autores:* Félix Domínguez Barrero y Julio López Laborda.
- 27/05 El coste recaudatorio de las reducciones por aportaciones a planes de pensiones y las deducciones por inversión en vivienda en el IRPF 2002.  
*Autores:* Carmen Marcos García, Alfredo Moreno Sáez, Teresa Pérez Barrasa y César Pérez López.
- 28/05 La muestra de declarantes IEF-AEAT 2002 y la simulación de reformas fiscales: descripción y aplicación práctica.  
*Autores:* Alfredo Moreno, Fidel Picos, Santiago Díaz de Sarralde, María Antiquera y Lucía Torrejón.

## 2006

- 1/06 Capital gains taxation and progressivity.  
*Autor:* Julio López Laborda.
- 2/06 Pigou's dividend *versus* Ramsey's dividend in the double dividend literature.  
*Autores:* Eduardo L. Giménez y Miguel Rodríguez.
- 3/06 Assessing tax reforms. Critical comments and proposal: the level and distance effects.  
*Autores:* Santiago Díaz de Sarralde Miguez y Jesús Ruiz-Huerta Carbonell.
- 4/06 Incidencia y tipos efectivos del Impuesto sobre el Patrimonio e Impuesto sobre Sucesiones y Donaciones.  
*Autora:* Laura de Pablos Escobar.
- 5/06 Descentralización fiscal y crecimiento económico en las regiones españolas.  
*Autores:* Patricio Pérez González y David Cantarero Prieto.
- 6/06 Efectos de la corrupción sobre la productividad: un estudio empírico para los países de la OCDE.  
*Autores:* Javier Salinas Jiménez y M.<sup>a</sup> del Mar Salinas Jiménez.
- 7/06 Simulación de las implicaciones del equilibrio presupuestario sobre la política de inversión de las comunidades autónomas.  
*Autores:* Jaime Vallés Giménez y Anabel Zárate Marco.
- 8/06 The composition of public spending and the nationalization of party systems in western Europe.  
*Autores:* Ignacio Lago Peñas y Santiago Lago Peñas.
- 9/06 Factores explicativos de la actividad reguladora de las comunidades autónomas (1989-2001).  
*Autores:* Julio López Laborda y Jaime Vallés Gimenez.
- 10/06 Disciplina crediticia de las Comunidades Autónomas.  
*Autor:* Roberto Fernández Lera.

- 11/06 Are the tax mix and the fiscal pressure converging in the European Union?  
*Autor:* Francisco J. Delgado Rivero.
- 12/06 Redistribución, inequidad vertical y horizontal en el Impuesto sobre la Renta de las Personas Físicas (1982-1998).  
*Autora:* Irene Perrote.
- 13/06 Análisis económico del rendimiento en la prueba de conocimientos y destrezas imprescindibles de la Comunidad de Madrid.  
*Autores:* David Trillo del Pozo, Marta Pérez Garrido y José Marcos Crespo.
- 14/06 Análisis de los procesos privatizadores de empresas públicas en el ámbito internacional. Motivaciones: moda política versus necesidad económica.  
*Autores:* Almudena Guarnido Rueda, Manuel Jaén García e Ignacio Amate Fortes.
- 15/06 Privatización y liberalización del sector telefónico español.  
*Autores:* Almudena Guarnido Rueda, Manuel Jaén García e Ignacio Amate Fortes.
- 16/06 Un análisis taxonómico de las políticas para PYME en Europa: objetivos, instrumentos y empresas beneficiarias.  
*Autor:* Antonio Fonfría Mesa.
- 17/06 Modelo de red de cooperación en los parques tecnológicos: un estudio comparado.  
*Autora:* Beatriz González Vázquez.
- 18/06 Explorando la demanda de carburantes de los hogares españoles: un análisis de sensibilidad.  
*Autores:* Santiago Álvarez García, Marta Jorge García-Inés y Desiderio Romero Jordán.
- 19/06 Cross-country income mobility comparisons under panel attrition: the relevance of weighting schemes.  
*Autores:* Luis Ayala, Carolina Navarro y Mercedes Sastre.
- 20/06 Financiación autonómica: algunos escenarios de reforma de los espacios fiscales.  
*Autores:* Ana Herrero Alcalde, Santiago Díaz de Sarralde, Javier Loscos Fernández, María Antiquera y José Manuel Tránchez.
- 21/06 Child nutrition and multiple equilibria in the human capital transition function.  
*Autores:* Berta Rivera, Luis Currais y Paolo Rungo.
- 22/06 Actitudes de los españoles hacia la Hacienda Pública.  
*Autor:* José Luis Sáez Lozano.
- 23/06 Progresividad y redistribución a través del IRPF español: un análisis del bienestar social para el periodo 1982-1998.  
*Autores:* Jorge Onrubia Fernández, María del Carmen Rodado Ruiz, Santiago Díaz de Sarralde y César Pérez López.
- 24/06 Análisis descriptivo del gasto sanitario español: evolución, desglose, comparativa internacional y relación con la renta.  
*Autor:* Manuel García Goñi.
- 25/06 El tratamiento de las fuentes de renta en el IRPF y su influencia en la desigualdad y la redistribución.  
*Autores:* Luis Ayala Cañón, Jorge Onrubia Fernández y María del Carmen Rodado Ruiz.
- 26/06 La reforma del IRPF de 2007: una evaluación de sus efectos.  
*Autores:* Santiago Díaz de Sarralde Miguez, Fidel Picos Sánchez, Alfredo Moreno Sáez, Lucía Torrejón Sanz y María Antiquera Pérez.

- 27/06 Proyección del cuadro macroeconómico y de las cuentas de los sectores institucionales mediante un modelo de equilibrio.  
*Autores:* Ana María Abad, Ángel Cuevas y Enrique M. Quilis.
- 28/06 Análisis de la propuesta del tesoro británico *Fiscal Stabilisation and EMU* y de sus implicaciones para la política económica en la Unión Europea.  
*Autor:* Juan E. Castañeda Fernández.
- 29/06 Choosing to be different (or not) personal income taxes at the subnational level in Canada and Spain.  
*Autores:* Violeta Ruiz Almendral y François Vaillancourt.
- 30/06 A projection model of the contributory pension expenditure of the Spanish social security system: 2004-2050.  
*Autores:* Joan Gil, Miguel Ángel López-García, Jorge Onrubia, Concepció Patxot y Guadalupe Souto.

## **2007**

- 1/07 Efectos macroeconómicos de las políticas fiscales en la UE.  
*Autores:* Oriol Roca Sagalés y Alfredo M. Pereira.
- 2/07 Deficit sustainability and inflation in EMU: an analysis from the fiscal theory of the price level.  
*Autores:* Óscar Bajo-Rubio, Carmen Díaz-Roldán y Vicente Esteve.
- 3/07 Contraste empírico del modelo monetario de tipos de cambio: cointegración y ajuste no lineal.  
*Autor:* Julián Ramajo Hernández.