



Fac. CC. Económicas y Empresariales
Universidad de La Laguna



Fac. CC. Económicas y Empresariales
Univ. de Las Palmas de Gran Canaria

Tipos de cambio reales y diferenciales de productividad: implicaciones para la UME

Antonio José Olivera Herrera *

DOCUMENTO DE TRABAJO 2003-04

* Universidad Complutense de Madrid. Doctorando Instituto Ortega y Gasset.

TIPOS DE CAMBIO REALES Y DIFERENCIALES DE PRODUCTIVIDAD: IMPLICACIONES PARA LA UME*

Antonio José OLIVERA HERRERA

Doctorando por el Instituto Universitario Ortega y Gasset

Universidad Complutense de Madrid

Resumen: En el presente trabajo se investiga la aparición de diferenciales de inflación entre los países de la Unión Monetaria Europea (UME), sus causas y sus consecuencias. Para realizar esta tarea se analiza el comportamiento del tipo de cambio real entre los países de la Unión Europea durante el periodo 1960-1999 y se estima un modelo teórico en el que se propone los diferenciales de productividad como un factor explicativo relevante en la evolución de dicha variable. Debido al limitado tamaño de la muestra en su dimensión temporal, se ha optado por el uso de métodos de estimación de datos de panel que se combinan con técnicas de cointegración para contrastar más eficientemente las hipótesis bajo estudio. De acuerdo con los resultados, se concluye que si bien los diferenciales de productividad son una variable relevante en la explicación del tipo de cambio real, no parecen ser la única. En este sentido, el efecto y alcance de los diferenciales de inflación en la UME puede ser menos benigno de lo comúnmente señalado.

Palabras Clave: Tipos de cambio reales; Diferenciales de inflación; Diferenciales de productividad; Unión Monetaria Europea

* El autor agradece a Raúl Hernández y a Francisco Ledesma los comentarios y sugerencias realizadas, y a Álvaro Anchuelo la tarea de dirección en el trabajo de investigación necesario para completar los cursos de doctorado, en el que parcialmente se basa este trabajo. La responsabilidad de cualquier error u omisión es tan sólo del autor.

INTRODUCCIÓN

La formación de la Unión Monetaria Europea (UME) y su puesta en funcionamiento a partir del 1 de enero de 1999, modificaba definitivamente la estrategia de política macroeconómica a desarrollar por cada uno de los países participantes. No poder utilizar el tipo de cambio nominal como una herramienta de ajuste y compartir la instrumentación de la política monetaria con otras 11 economías con necesidades posiblemente dispares, conformaba un conjunto de restricciones muy exigentes que se corresponden con los dos grandes costes asociados a la formación de una unión monetaria¹.

El estudio del efecto y alcance de este conjunto de restricciones sobre la evolución de la economía de los países miembros de la UME ha sido uno de los temas de investigación que más han contribuido al crecimiento de las bibliotecas de los centros de estudios económicos en los últimos años. No obstante, y a pesar de este gran esfuerzo intelectual, parece que se ha omitido del análisis un factor (o al menos se le ha concedido una menor importancia) que en este trabajo se considera relevante. En concreto, nos referimos a los efectos de la existencia de diferenciales de inflación persistentes o permanentes entre las regiones integrantes de una unión monetaria.

La escasa atención concedida a esta circunstancia puede entenderse en la medida en que la inflación se ha considerado por la teoría económica predominante como un fenómeno fundamentalmente monetario en el medio y en largo plazo². Partiendo de esta premisa es lógico admitir el punto de vista adoptado por los investigadores hasta el momento porque, si en la UME existe un banco central (el Banco Central Europeo) que puede controlar la oferta monetaria en todo el área y ésta se distribuye según las necesidades de liquidez de cada región, entonces no hay razones para pensar en la posible aparición de diferenciales de inflación persistentes.

Sin embargo, existen al menos dos hechos empíricos observados que no pueden ser explicados satisfactoriamente bajo este punto de vista. En primer lugar, diferentes estudios han evidenciado que, o bien la teoría cuantitativa del dinero es incapaz de ajustarse coherentemente a lo observado en las economías con bajos niveles de inflación (De Grauwe y Grimaldi, 2001), o bien los shocks que conducen el proceso inflacionista no pueden

¹ Dentro de este conjunto de restricciones también han de incluirse los requisitos fiscales impuestos tanto en el Tratado de Maastricht como con la firma del Pacto de Estabilidad y Crecimiento.

² Véase Ball (1993), Lucas (1996), Viñals (1997), Walsh (1998), Viñals y Vallés (1999) o McCandless y Weber (2001).

considerarse en su totalidad como shocks monetarios (Andrés *et al.*, 2000). En segundo lugar, el cumplimiento de la Paridad del Poder Adquisitivo (PPA), una teoría basada en el hecho de que la inflación es un fenómeno monetario, parece haber recibido escaso apoyo empírico. En un principio, se manifestó en la imposibilidad de rechazar la idea de que las desviaciones del tipo de cambio real respecto a su nivel de equilibrio eran permanentes³. No obstante, estos resultados han estado influidos por la reducida potencia de los test de raíces unitarias y de cointegración habitualmente empleados en el contraste de esta teoría. Para contrarrestar estas limitaciones los investigadores han seguido dos caminos diferentes (y sujetos a crítica) consistentes en el aumento del tamaño muestral en su dimensión temporal, llegándose a emplear series de hasta 700 años, y en el aumento de la muestra en su dimensión transversal con la aplicación de test de raíces unitarias de datos de panel⁴. Bajo estas dos perspectivas se han obtenido resultados ligeramente favorables al cumplimiento de la hipótesis de la PPA, de tal modo que si bien se puede rechazar el carácter permanente de las desviaciones del tipo de cambio real respecto a su nivel de equilibrio, el proceso de ajuste hacia el mismo resulta extremadamente lento, siendo incompatible con lo esperado bajo el modelo monetario incluso ante la presencia de rigidez de precios.

Estos dos hechos (la relevancia de factores no monetarios en la explicación de la inflación y el cumplimiento limitado de la PPA) han motivado la búsqueda de teorías explicativas, especialmente en lo que se refiere al segundo aspecto. En esta búsqueda ha jugado un papel muy destacable la teoría del comercio internacional que ofrece diferentes explicaciones a la persistencia de las desviaciones del tipo de cambio real de su nivel de equilibrio. Entre estas teorías destacan la existencia de costes de transacción y sus efectos sobre los precios, el denominado *pricing-to-market*, la hipótesis de Balassa-Samuelson o los efectos de factores de demanda. Tomando en cuenta estas teorías se pretende explicar la excesiva persistencia observada en la evolución del tipo de cambio real. La relevancia de estas tendencias se manifiesta en la posible aparición de diferenciales de inflación persistentes en el medio y largo plazo dentro de la UME, cuyas consecuencias podrían ser muy graves en cuanto que la evolución de los diferenciales de precios determina la competitividad (precio) de la economía.

³ Véase, entre otros, Enders (1988), MacDonald (1985), Mark (1990), Patel (1990) y el estudio panorámico de MacDonald (1995).

⁴ En cuanto a las investigaciones que han tratado de mejorar la potencia de los test mediante el aumento de la dimensión temporal, véase Diebold, Husted y Rush (1991), Froot, Kim y Rogoff (1994) y Lothian y Taylor (1996), y las críticas en Engel (2000). En cuanto a las investigaciones que han optado por las técnicas de datos de panel, véase MacDonald (1996), Oh (1996), Wu (1996), y Papell (1997) y las críticas de Maddala (1999).

El objetivo de este trabajo consiste en el análisis del comportamiento del tipo de cambio real de la peseta respecto a las monedas de las economías de la Unión Europea (UE) en los últimos cuarenta años. Asimismo, se presta también una especial atención al comportamiento de los tipos de cambio reales respecto a los países que hoy en día integran la UME. Para ello se emplearán técnicas econométricas de datos de panel, pues su mayor potencia en comparación con las técnicas univariantes habituales las hace recomendables. Los resultados apuntan a que no se puede determinar con exactitud el comportamiento estacionario del tipo de cambio real de la peseta, aunque en el caso de ser una variable estacionaria sería muy persistente, por lo que se requiere de algún factor adicional para su correcta explicación. En este trabajo, como se detallará en futuros apartados, se propone la hipótesis de Balassa-Samuelson y la influencia de algunos factores de demanda. A partir de los resultados obtenidos se tratará de extraer cuáles pueden ser las implicaciones que se derivarían para el futuro funcionamiento de la UME.

Para proceder al análisis de estos factores, el trabajo se organiza como sigue. En un primer apartado se formula un sencillo modelo explicativo del comportamiento del tipo de cambio real, que constituirá la hipótesis a contrastar posteriormente. A continuación, se detallan cuidadosamente las fuentes estadísticas empleadas y las técnicas econométricas que se aplican en el siguiente apartado, que se dedica al análisis del comportamiento estacionario del tipo de cambio real de la peseta y si éste puede ser explicado por el modelo planteado. Finalmente se presentan las conclusiones y las posibles implicaciones para la UME.

1. MODELO TEÓRICO Y REVISIÓN DE LA LITERATURA

Una de las teorías más sencillas y a la vez más recurridas en la explicación de los tipos de cambio de equilibrio la constituye la PPA. Bajo dicha teoría se esperaría que los niveles de precios en todos los países sean iguales cuando se expresan en términos de una misma moneda. Desde una perspectiva *Casselliana*⁵, no obstante, la PPA se ha considerado como una tendencia central de la evolución del tipo de cambio pero que no tiene por qué cumplirse en cada momento y se admiten las desviaciones temporales de la misma.

Tradicionalmente, la relación propuesta por la teoría de la PPA se ha analizado desde dos puntos de vista diferentes:

⁵ Véase Froot y Rogoff (1994) y MacDonald (1998).

$$s_t = \alpha + \beta(p_t - p_t^*) + \varepsilon_t \quad (1)$$

Donde s es el logaritmo del tipo de cambio nominal (moneda extranjera/moneda nacional), p es el logaritmo del índice de precios nacional y p^* el logaritmo del índice de precios extranjero⁶. En este caso la hipótesis de la PPA se contrasta mediante el estudio de la existencia de una relación de largo plazo entre el tipo de cambio nominal y el diferencial de precios.

$$q_t \equiv s_t - p_t + p_t^* \quad (2)$$

Siendo q es el logaritmo del tipo de cambio real. En este segundo caso, la hipótesis de la PPA se contrasta mediante el análisis del comportamiento estacionario del tipo de cambio real.

A partir de la expresión (2) se puede analizar con mayor detalle los factores explicativos del comportamiento del tipo de cambio real. De este modo, suponiendo que los índices de precios nacional y extranjero se pueden expresar como se detalla a continuación:

$$p = (1 - \phi)p_C + \phi p_{NC} \quad (3)$$

$$p^* = (1 - \phi^*)p_C^* + \phi^* p_{NC}^* \quad (4)$$

Donde p_C es el índice de precios en el sector de bienes comerciables (sector expuesto a la competencia internacional), p_{NC} es el índice de precios en el sector de bienes no comerciables (sector no expuesto a la competencia internacional), ϕ es el peso de los bienes no comerciables en el índice general de precios y se ha omitido la referencia temporal para agilizar la notación. El tipo de cambio real podría expresarse como:

$$q = (s - p_C + p_C^*) - \phi(p_{NC} - p_C) + \phi^*(p_{NC}^* - p_C^*) \quad (5)$$

Si además suponemos que el peso de los bienes no comerciables en el nivel general de precios es aproximadamente igual entre países ($\phi = \phi^*$), y definimos el tipo de cambio externo e interno⁷ como sigue:

$$q_E = (s - p_C + p_C^*) \quad (6)$$

$$q_I = \phi[(p_{NC}^* - p_C^*) - (p_{NC} - p_C)] \quad (7)$$

⁶ En todo el texto, una letra minúscula representa que una variable está expresada en logaritmos neperianos y un asterisco una variable extranjera.

⁷ Seguimos la terminología utilizada en Alberola *et al.* (1999) y Alberola y López (2001).

Tenemos finalmente que el tipo de cambio real viene determinado, por un lado, por la evolución del tipo de cambio nominal y los diferenciales de precios entre los bienes comerciables (tipo de cambio externo) y, por otro lado, por la evolución del diferencial de precios sectoriales internos (tipo de cambio interno):

$$q = q_E + q_I \quad (8)$$

En la medida en que diferentes trabajos han encontrado evidencia empírica indicativa de que el comportamiento del tipo de cambio externo se asemeja al de una serie estacionaria cuyas desviaciones respecto al valor de equilibrio son poco persistentes [Canzoneri *et al.* (1999) y Fleissig y Strauss (2000)], se ha prestado una mayor atención al análisis del tipo de cambio interno como factor explicativo de la extremada persistencia de los tipos de cambio reales⁸. Para explicar la persistencia observada en la evolución del tipo de cambio real, a continuación se propone un sencillo modelo teórico de acuerdo con lo señalado anteriormente.

1.1 El modelo teórico

La importancia del tipo de cambio interno como determinante principal del tipo de cambio real debe apoyarse en la existencia de algún factor que influya permanente o persistentemente en la evolución de los diferenciales de precios sectoriales internos. La hipótesis de Balassa-Samuelson (BS) y la influencia de factores de demanda pueden originar este comportamiento diferencial. Empezaremos con la hipótesis de Balassa-Samuelson⁹.

Supongamos que nos encontramos en una economía de un solo factor donde las empresas fijan sus precios en un marco de competencia imperfecta y la producción se puede dividir en un conjunto de bienes comerciables (C) y no comerciables (NC). Bajo estas circunstancias, el precio en cada sector vendría determinado por:

$$P_C = \left(\frac{W_C}{H_C} \right) \cdot \mu_C \quad (9)$$

$$P_{NC} = \left(\frac{W_{NC}}{H_{NC}} \right) \cdot \mu_{NC} \quad (10)$$

⁸ Esta decisión supone reducir la importancia explicativa que sobre el tipo de cambio real tienen algunos factores ya señalados, como la existencia de costes de transacción o la política de *pricing-to-market* cuya influencia se esperaba que se manifestase en la evolución del tipo de cambio externo.

⁹ Esta teoría fue inicialmente planteada por Balassa (1964) y por Samuelson (1964), de ahí su nombre.

Donde H es la productividad marginal del trabajo, W es el salario nominal y μ es 1 más el margen que los empresarios imponen sobre los costes. Expresando (9) y (10) en logaritmos y restando las dos ecuaciones, obtendríamos:

$$p_{NC} - p_C = (h_C - h_{NC}) - (w_C - w_{NC}) - (\mu_C - \mu_{NC}) \quad (11)$$

Bajo la hipótesis de BS se asume que no hay cabida para diferencias permanentes en los márgenes porque el modelo se formula bajo condiciones de competencia perfecta; además el modelo supone como pieza clave la igualación de los salarios entre sectores, ya sea por la existencia de perfecta movilidad de los trabajadores en el interior o debido a la acción de las organizaciones sindicales. Teniendo en cuenta estas dos cuestiones, la expresión (11) se reduciría a:

$$p_{NC} - p_C = h_C - h_{NC} \quad (12)$$

Como se puede observar existe una relación unitaria entre el diferencial de precios sectoriales y el diferencial de productividades sectoriales. La lógica de este resultado es sencilla: en una economía donde el sector de comerciables es el que experimenta los mayores crecimientos de productividad, los salarios nominales en dicho sector tenderán a ser superiores a la media de la economía. Ahora bien, la perfecta movilidad de los trabajadores o la acción de los sindicatos presiona para que el salario real se iguale entre sectores. Como la productividad del trabajo en el sector de no comerciables no es lo suficientemente alta, los empresarios tendrán que incrementar los precios. Utilizando la expresión (12) en (5)-(7), obtenemos:

$$q = q_E + \phi[(h_C^* - h_{NC}^*) - (h_C - h_{NC})] \quad (13)$$

Que establece una relación positiva entre el diferencial de productividades sectoriales relativas y la evolución del tipo de cambio real, de modo que aquel país cuya productividad relativa en el sector de bienes comerciables sea mayor, tendrá un tipo de cambio real apreciado.

El contraste empírico de la expresión (13) puede verse dificultado por las restricciones existentes a la hora de conseguir un panel de datos sectorial con una dimensión mínima aceptable. Por ello, en múltiples ocasiones los investigadores han recurrido a dos supuestos principales: se suele asumir que la productividad en el sector de no comerciables es muy baja y parecida entre países [$h_{NC} = h_{NC}^*$]. Además, se considera que la productividad total de una

economía puede aproximarse por la productividad en el sector de comerciables [$h=h_C$] Si incluimos ambos supuestos obtendríamos:

$$q = q_E + \phi(h^* - h) \quad (14)$$

De esta última expresión se derivan los mismos resultados expuestos anteriormente, aunque haciendo referencia a la productividad marginal del trabajo total.

Una ventaja del marco teórico propuesto por la hipótesis de BS consiste en su flexibilidad para incorporar otros factores explicativos al mismo tiempo. Esto sucede con los denominados factores de demanda que pueden ser incluidos en el marco anterior simplemente con definir la productividad marginal del trabajo como la productividad aparente del mismo¹⁰.

La relación que se establece entre la demanda agregada y la evolución de los precios sectoriales relativos y el tipo de cambio real depende del comportamiento de los diferentes agentes económicos en sus pautas de consumo. Como han señalado De Gregorio *et al.* (1994), si la elasticidad-renta de la demanda es inferior a la unidad en lo que se refiere a los bienes comerciables y superior a la unidad en los no comerciables, un incremento de la demanda alterará la composición del consumo, aumentando la proporción de no comerciables sobre el total. Si en el corto plazo existen rigideces en los mercados de bienes, entonces el incremento de demanda también alterará los precios sectoriales, encareciendo relativamente los bienes no comerciables. Por otra parte, los mismos autores sostienen que la mayor parte del gasto público se destina a bienes no comerciables, por lo que un incremento del mismo tendría los mismos efectos anteriores. Tanto el consumo como el gasto forman parte de la demanda agregada por lo que ambos efectos se podrían recoger a través del efecto de variaciones en la demanda agregada sobre los precios sectoriales. Por lo tanto, si medimos la productividad marginal del trabajo como la productividad aparente existiría una relación directa entre efectos de demanda y los efectos de oferta propuestos bajo la hipótesis de BS.

1.2 Una revisión de la literatura

Una vez descrito el marco teórico que utilizaremos para analizar la posible aparición de diferenciales de inflación en la UME, en este apartado se realizará un repaso de una serie

¹⁰ Nótese que con una tecnología de producción Cobb-Douglas se produce esta concordancia (productividad marginal del trabajo = productividad aparente), sin embargo existe otro conjunto más amplios de tecnologías para las que esto también es cierto. Véase Canzoneri *et al.* (1999).

de trabajos que han investigado los modelos propuestos, con el objetivo de orientar el debate y de tener una referencia a la hora de valorar los resultados empíricos.

En lo que se refiere a la hipótesis de la PPA, como ya se ha comentado, en los últimos años han aparecido múltiples estudios que han tratado de presentar nueva evidencia empírica sobre el cumplimiento de esta hipótesis. Este conjunto de trabajos tiene un punto en común, la aplicación de nuevas herramientas econométricas. La reciente aparición de nuevos test de raíces unitarias, tanto univariantes como de panel, así como de métodos de cointegración más eficientes que el de Engle-Granger, ha espoleado las investigaciones empíricas. Estos trabajos aparecen clasificados en el CUADRO 1 atendiendo al método de contraste empleado, en donde destaca el importante crecimiento de la bibliografía sobre la PPA en los últimos 5 años y las controversias todavía existentes en relación con su cumplimiento.

El análisis de las relaciones de cointegración entre el tipo de cambio nominal y los diferenciales de precios (PPA tradicional) no ha sido la línea más empleada a la hora de estudiar el cumplimiento de la hipótesis de la PPA. Sin embargo, los pocos estudios existentes parecen favorecer la idea de la PPA, no sólo en lo que se refiere a su versión débil¹¹, sino incluso la más exigente de cointegración unitaria entre las variables. Una cuestión que no debe obviarse es la escasez de estudios que utilizan técnicas de cointegración de panel, siendo Pedroni (1997) uno de los pocos ejemplos.

El comportamiento estacionario del tipo de cambio real (PPA en mercados eficientes) ha sido el objeto de estudio de un mayor número de trabajos en estos últimos años. Sus ventajas radican en ser una hipótesis de cálculo más sencillo y directo, y por proporcionar una medida de la velocidad de ajuste de las desviaciones hacia sus valores de equilibrio. En la *explosión* de este conjunto de estudios ha jugado un papel fundamental la aparición de nuevos test de raíces unitarias de panel como el test de Levin y Lin (1993), el test de Im, Pesaran y Shin (1997), el test de Maddala y Wu (1999) o el test de Hadri (1999), aunque este último contrasta la hipótesis nula de estacionariedad¹². En conjunto, destaca la capacidad para rechazar la hipótesis de una raíz unitaria en la estructura autorregresiva de las series o para

¹¹ Se suele considerar *versión débil* de la PPA (weak-form PPP) a la simple existencia de una relación de cointegración entre el tipo de cambio nominal y los precios relativos. Mientras que por *versión fuerte* (strong-form) se entiende que dicha relación de cointegración sea unitaria.

¹² El test de Levin y Lin se aplica en MacDonald (1996), Oh (1996), Wu (1996), Papell (1997), Bayoumi y MacDonald (1999) y Kuo y Mikkola (2001), el test de Im *et al.* en Luintel (1998), el test de Hadri en Hunter y Simpson (2002), mientras que en los estudios de Fleissig y Strauss (2000) y Wu y Wu (2001) se emplean al mismo tiempo los test de Levin y Lin, Im *et al.* y Maddala y Wu.

aceptar el comportamiento estacionario de las mismas, aunque debe señalarse que en muchos de estos estudios esta es una cuestión que está lejos de ser aceptada sin matizaciones.

Otra cuestión que suscita un gran interés es el sorprendente consenso alcanzado en torno a la duración de las desviaciones del tipo de cambio real, que se sitúa entre los 3 y 5 años, tal y como ha sugerido Rogoff (1996)¹³.

A pesar de los resultados favorables a la PPA alcanzados por este grupo de trabajos, existe otro conjunto nutrido de investigaciones que no comparte esta idea. Por un lado, se podría diferenciar una serie de estudios en los que se rechaza el cumplimiento de la PPA y se analizan sus causas¹⁴ y otra serie de estudios, como O'Connell (1998) y Banerjee *et al.* (2001), en los que se plantean algunas incógnitas sobre la idoneidad de los test de raíces unitarias de panel cuando existen importantes correlaciones entre las series que integran el panel o cuando algunas de éstas puedan estar cointegradas entre sí, respectivamente.

Centrándonos en esta última línea de investigación, debe señalarse que la crítica formulada por O'Connell (1998) se ha discutido extensamente y posiblemente sea uno de los hilos conductores de la investigación en este campo en los últimos tiempos. No obstante, trabajos como Luintel (1998) o Wu y Wu (2001) comentan algunas limitaciones del enfoque de O'Connell (1998) y obtienen evidencia empírica favorable al cumplimiento de la hipótesis de PPA. En lo que se refiere a la crítica de Banerjee *et al.* (2001), ésta consiste en las distorsiones que pueden introducir en los test de raíces unitarias de panel la existencia de relaciones de cointegración entre las diferentes series que componen el panel.

Tampoco podemos dejar de comentar dos cuestiones indudablemente relevantes. En primer lugar, las críticas planteadas por Maddala (1999) sobre la adecuación de los test de raíces unitarias de panel a la hora de valorar el concepto de la PPA sugieren que los resultados obtenidos por esta vía deben ser analizados con cautela. En segundo lugar, paralelamente a estos estudios de raíces unitarias en paneles de datos ha surgido una serie de trabajos que reivindica la existencia de una no-linealidad en el proceso de reversión hacia la media en las desviaciones del tipo de cambio real. Una vez se controla por esta posibilidad,

¹³ Véanse los artículos de Cheung y Lai (2000b) o de Murray y Papell (2002) para un estudio detallado de la velocidad de reversión hacia la media en los tipos de cambio reales.

¹⁴ Alberola *et al.* (1999), Chinn y Johnston (1999), Camarero y Tamarit (2001) y MacDonald y Ricci (2001 y 2002) estiman modelos estructurales del tipo de cambio real, mientras que Bayoumi y MacDonald (1999) y Culver y Papell (1999b) presentan evidencia empírica favorable al incumplimiento de la PPA entre las regiones de una unión monetaria.

los resultados indican una velocidad de ajuste más rápida y cercana a lo sugerido bajo el modelo monetario con rigidez de precios¹⁵.

En resumen, la evidencia empírica sobre la PPA parece apuntar hacia su cumplimiento aunque trabajos como el de O'Connell (1998) hayan señalado algunas limitaciones al respecto. Otra característica destacable de estos trabajos es la prolongada vida media estimada de las desviaciones, lo que no es compatible con el modelo monetario y debe ser explicado a partir de la influencia de otros factores reales. En la teoría se han propuesto factores de oferta como la hipótesis de BS y factores de demanda, y son múltiples los trabajos que han contrastado las diferentes hipótesis que de ellas se derivan.

La influencia de factores de oferta ha sido estudiada en los trabajos de De Gregorio *et al.* (1994), Micossi y Milesi-Ferreti (1996) y Raymond y García-Greciano (1997), donde se emplean técnicas de datos de panel y se obtiene una relación positiva entre productividades sectoriales y precios sectoriales y el tipo de cambio real, tal y como predice la teoría. Estos trabajos padecen algunas limitaciones, en especial en lo que se refiere a los métodos de estimación empleados. En este sentido, trabajos como Alberola *et al.* (1999), Canzoneri *et al.* (1999), Chinn y Johnston (1999), Strauss (1999), MacDonald (1999 y 2000), Alberola y López (2001) o Camarero y Tamarit (2001) confirman los resultados obtenidos por los anteriores pero empleando técnicas de cointegración más adecuadas y eficientes para el objeto de estudio. En estos trabajos se obtiene generalmente la relación prevista entre los diferenciales de productividades y los precios sectoriales o el tipo de cambio real.

Muchos de estos trabajos también contrastan la relevancia empírica de los factores de demanda, obteniéndose en general resultados menos positivos¹⁶. En este sentido, es importante destacar las diferencias observadas entre aquellos estudios en que se emplea la productividad total de los factores como aproximación a la productividad y aquellos otros en los que se utiliza la productividad aparente. Obteniendo normalmente los primeros mejores resultados que los segundos, lo que se deriva de que en los que se emplea la productividad aparente del trabajo se produce una doble contabilización de los factores de demanda.

Por otra parte, en MacDonald y Ricci (2001 y 2002), Ortega (2001) y Estrada y López-Salido (2002) se amplía el modelo de BS incorporando otros factores explicativos de los tipos de cambio reales. En MacDonald y Ricci (2001) se incorpora la influencia de la

¹⁵ Ejemplos de estos trabajos son: Obstfeld y Taylor (1997), Taylor *et al.* (2001) y O'Connell y Wei (2002).

¹⁶ Véase De Gregorio *et al.* (1994), Micossi y Milesi-Ferretti (1996), MacDonald (1999), Strauss (1999) y Camarero y Tamarit (2001).

eficiencia en el sector de la distribución sobre los tipos de cambio reales, mientras que en MacDonald y Ricci (2002) se incorpora como variable explicativa adicional la competitividad en el sector de bienes comerciados. En Ortega (2001) y Estrada y López-Salido (2002) se permite que los salarios y los márgenes empresariales sectoriales relativos difieran persistentemente y se evalúa la importancia de estos componentes en la evolución de los precios relativos sectoriales en comparación con los diferenciales de productividad sectoriales.

Una línea de investigación novedosa e interesante para los propósitos del presente estudio la constituyen los trabajos que se comentan a continuación en los que, partiendo de la hipótesis de la PPA y de BS, se trata de extraer lecciones sobre la futura aparición de diferenciales de precios en la UME.

En Alberola y Tyrväinen (1998), Canzoneri *et al.* (1998) y De Grauwe y Skuldeny (2000) se ha analizado la influencia de la hipótesis de BS sobre la evolución de los diferenciales de inflación en la UME, partiendo del análisis de los países europeos. En el CUADRO 2 se detallan los resultados alcanzados por los primeros autores en lo que se refiere a los diferenciales de precios, destacando las siguientes características: a) existen algunas diferencias en los valores obtenidos para los diferenciales de inflación respecto a Alemania en cada uno de los dos trabajos; b) sin embargo, en ambos los resultados indican que son Bélgica, España e Italia los países que posiblemente tenderán a padecer mayores problemas inflacionistas debido a los efectos sugeridos por la hipótesis de BS. Nótese que estos diferenciales pueden llegar a ser importantes, alcanzándose valores cercanos a los 1,5 y 2 puntos porcentuales anuales.

Por otra parte, en Cechetti *et al.* (1998), Alberola y Marqués (1999), Nenna (2001) y Olivera (2001) se ha estudiado la posible aparición de diferenciales de inflación en la UME a partir de la evidencia empírica disponible sobre otras uniones monetarias ya en funcionamiento, como Estados Unidos, Italia o España. Los principales resultados de estos estudios vienen recogidos en el CUADRO 3 de forma resumida. Las características más destacadas de los datos son: a) la similitud entre los diferenciales de inflación máximos observados entre las regiones de las uniones monetarias estudiadas y los diferenciales de inflación máximos calculados bajo la hipótesis de BS para los diferentes países europeos; y b) en la mayoría de los estudios se observa que la persistencia de los diferenciales de precios son muy prolongadas, incluso en el estudio de Olivera (2001) no se puede rechazar la hipótesis

nula de existencia de una raíz unitaria en las series. Estos resultados confirman lo obtenido en otros trabajos por Bayoumi y MacDonald (1999) y Culver y Papell (1999b).

Las diferencias obtenidas en lo que se refiere al cumplimiento de la hipótesis de BS cuando se estudian muestras internacionales y muestras nacionales sugieren que persisten estructuras distintas en la negociación salarial y en la formación de precios entre estos grupos de economías. La evolución de las productividades constituye un factor relevante en la explicación de los tipos de cambio reales entre países pero no sucede lo mismo cuando lo que se pretende explicar es el comportamiento de los diferenciales de precios entre economías regionales. En la medida en que en los primeros años de funcionamiento la UME se mantendrán las características estructurales de los diferentes países que la integran y que la convergencia en este aspecto será lenta, parece que el análisis del comportamiento pasado de los países de la UME puede suponer una aproximación más razonable a la cuestión de la posible aparición de diferenciales de inflación en la zona en un futuro próximo. Por este motivo, ésta ha sido la perspectiva adoptada en el estudio.

2. DATOS Y TÉCNICAS ECONOMETRICAS

Dado que el objetivo fundamental de este trabajo consiste en el análisis de los tipos de cambio reales entre la peseta y el resto de monedas de países de la Unión Europea, el conjunto de datos empleado está formado por los siguientes países: Alemania (AL), Austria (AU), Bélgica (BE), Dinamarca (DI), Finlandia (FI), Francia (FR), Grecia (GR), Holanda (HO), Irlanda (IR), Italia (IT), Luxemburgo (LU), Portugal (PO), Reino Unido (UK) y Suecia (SU), estando todas las variables definidas en relación con España (ES) excepto cuando se indique lo contrario. Los datos son anuales y se extienden desde 1960 hasta 1999¹⁷.

La variable objeto de estudio es el tipo de cambio real de la peseta española respecto al resto de monedas, utilizándose como índice de precios el deflactor del PIB y está definida de tal modo que un aumento del tipo de cambio real supone una depreciación real de la peseta. Por otra parte, la variable que aproxima la productividad marginal del trabajo es la productividad aparente y se calcula a partir del PIB a precios de mercado y la población ocupada. Todos los datos proceden de la misma fuente, Comisión Europea (2000), e integran

¹⁷ El uso de datos anuales evita las distorsiones que genera la excesiva volatilidad de los tipos de cambio nominales en el corto plazo.

un panel con una dimensión de 14 series transversales y 40 datos temporales, lo que constituye un tamaño mínimo aceptable.

Las características de los datos y la disponibilidad de los mismos sugieren la selección de una técnica econométrica adecuada. En este sentido, en principio se requieren test de raíces unitarias de mayor potencia que los test Dickey-Fuller Aumentado (DFA) y Phillips y Perron (PP) tradicionales y un método econométrico que permita la estimación de relaciones de largo plazo entre variables que son no estacionarias o que, cuando lo son, sus desviaciones respecto al valor de equilibrio sean muy persistentes. Un método novedoso de mejorar la eficiencia de los test de raíces unitarias y de las relaciones de cointegración en el análisis macroeconómico lo constituye el uso de datos de panel combinado con métodos de series temporales.

Existen diferentes test de raíces unitarias para paneles de datos que se han propuesto en los últimos años. Entre ellos destacan los test de Levin y Lin (1993) (LL), de Im, Pesaran y Shin (1997) (IPS) y Maddala y Wu (1999). Al mismo tiempo, se han propuesto test que permiten contrastar la hipótesis nula de estacionariedad frente a la hipótesis alternativa de raíz unitaria en paneles de datos, como el de Hadri (1999). Cada uno de estos test tiene ventajas pero resulta especialmente atractivo el test IPS debido no sólo a su facilidad de cálculo, sino también a sus buenas propiedades asintóticas¹⁸. Además de permitir la existencia de heterogeneidad entre los componentes del panel, también permite tener en cuenta la existencia de autocorrelación en los residuos y de correlación entre los miembros del panel aunque tan sólo de forma limitada. El test IPS se puede derivar como una aplicación del test de DFA a una panel de datos:

$$\Delta y_{i,t} = \alpha_i + \lambda_t + \beta_i y_{i,t-1} + \sum_{j=1}^k \theta_{i,j} \Delta y_{i,t-j} + v_{i,t} \quad (15)$$

Donde α es un efecto fijo individual, λ un efecto temporal común y se ha excluido la posibilidad de incorporar un término de tendencia debido a que en el contraste de la PPA no tiene sentido económico. A partir de (15) Im *et al.* (1997) han propuesto dos test alternativos conocidos como LM-bar y t-bar, y que se calculan como la media de estadísticos LM y t individuales. En concreto, el estadístico t-bar se define como:

$$t - bar = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \tau_i \quad (16)$$

¹⁸ Véase Im *et al.* (1997) y Maddala y Wu (1999).

Donde τ es el estadístico t obtenido al aplicar el test de DFA a cada una de las series individualmente. Im *et al.* (1997) han propuesto una corrección paramétrica a aplicar dependiendo de los retardos empleados en los test de DFA y el tamaño temporal de las series:

$$T - BAR = \sqrt{N} \left(\frac{(t - \bar{t}) - a_T}{\sqrt{b_T}} \right) \sim N(0,1) \quad (17)$$

El estadístico T-BAR, que se construye a partir del estadístico t-bar, se distribuye como una normal estándar. En Im *et al.* (1997) se tabulan los valores para la media (a_T) y la varianza (b_T). El estadístico T-BAR contrasta la hipótesis nula¹⁹ de que exista una raíz unitaria en todas y cada una de las series del panel contra la hipótesis alternativa de que todas, o algunas, de las series del panel sean estacionarias.

Una ventaja que habitualmente se le reconoce al test de LL es que al restringir que la velocidad de reversión hacia la media sea igual entre las diferentes muestras transversales, se puede calcular la vida media de reversión para el panel. Sin embargo, tal y como señalan Cecchetti *et al.* (1998), este valor se puede calcular alternativamente como la media de los valores obtenidos para cada una de las series individuales:

$$\beta - panel = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \beta_i \quad (18)$$

Una de las principales críticas que se les hacen a los test de raíces unitarias de panel, tiene que ver con que no se tiene en cuenta la posible existencia de correlación entre los miembros de la muestra. Esta es una posibilidad nada despreciable en el análisis de la PPA en la medida en que los tipos de cambio reales se calculan empleando una moneda como numerario. Una de las principales ventajas del test IPS consiste en que se puede controlar por la existencia de relaciones entre los miembros del panel si se introducen efectos temporales comunes mediante la transformación de las series en desviaciones respecto a la media. Desgraciadamente, O'Connell (1998) y Maddala y Wu (1999) han señalado que en la realidad las relaciones entre los miembros del panel pueden ser muy complicadas como para ser recogidas por la transformación propuesta por Im *et al.* (1997)²⁰.

¹⁹ Nótese que al tratarse de un contraste de una sola cola (porque el valor esperado para β en el test DFA debe ser negativo), los valores críticos para el rechazo de la hipótesis nula a un 5 y un 1% de significación son, respectivamente: -1,645 y -2,33.

²⁰ En estos casos se recomienda la simulación de los valores críticos por la técnica denominada *Bootstrapping*, aunque este método se sale del alcance de este trabajo.

La literatura revisada en la sección anterior del trabajo ha mostrado que la PPA no se cumple siempre y que, cuando lo hace, la persistencia de sus desviaciones es muy prolongada. Por este motivo, para estimar una relación entre el tipo de cambio real y otra variable se requiere el uso de técnicas econométricas que tengan en cuenta estas características de los datos. Precisamente algunos avances recientes en la econometría de datos de panel han dirigido sus esfuerzos a la estimación de relaciones de cointegración, constituyendo en la actualidad un campo de investigación muy fructífero. Estas técnicas también son apropiadas para el análisis de relaciones entre variables estacionarias pero muy persistentes debido a la potencial aparición de problemas de simultaneidad y fuerte autocorrelación entre las variables [Strauss (1999)]. Entre los modelos de cointegración en paneles de datos destacan los estimadores PFMOLS (*Panel Fully Modified Ordinary Least Square*) propuesto por Kao y Chiang (1997), Pedroni (1997) y Phillips y Moon (1999) y PDOLS (*Panel Dynamic Ordinary Least Square*) propuesto por Kao y Chiang (1997) y Mark y Sul (2001). En la medida en que Kao y Chiang (1997) han demostrado que el estimador PDOLS presenta menores sesgos en muestras pequeñas que el estimador POLS (*Panel Ordinary Least Square*) y PFMOLS y, por lo tanto, es más adecuado para la estimación en paneles cointegrados, y en la medida en que Mark y Sul (2001) han señalado la facilidad en la aplicación del estimador PDOLS, en este trabajo se ha optado por su uso.

La especificación particular que adopta el estimador PDOLS empleado en este trabajo puede ser representada por la siguiente expresión:

$$y_{i,t} = \alpha_i + \lambda_t + \gamma x_{i,t} + \sum_{j=-p}^{+n} \delta_j \Delta x_{i,t+j} + w_{i,t} \quad (19)$$

Donde y es un escalar, x es un vector de dimensión k , α representa un efecto fijo individual, λ un efecto temporal, γ es el vector de cointegración, p es el máximo retardo considerado, n es el máximo adelanto y w es un vector de errores. Los retardos y los adelantos de las variables explicativas en diferencias se incluyen para asegurar que el término de error sea ortogonal, controlando la existencia de endogeneidad en los regresores.

Algunas características destacables del estimador PDOLS son: i) es un método apropiado para la estimación de paneles heterogéneos; ii) permite el contraste de restricciones; de tal modo que se puede emplear el estadístico de Wald para contrastar un conjunto de s restricciones lineales, distribuyéndose como una χ^2 con s grados de libertad; y iii) permite la incorporación de correlación entre los miembros del panel, mediante la

transformación de las variables en desviaciones respecto a su media. Asimismo, experimentos de Monte Carlo realizados por Mark y Sul (2001) han señalado que el uso de PDOLS con ponderaciones transversales (*cross-section weights*) presenta normalmente peores resultados que el estimador PDOLS normal.

Las principales limitaciones del estimador PDOLS se encuentran en el supuesto de independencia de las series transversales que componen el panel y en la inexistencia de un método para la selección óptima de retardos y adelantos en la estructura dinámica del estimador. Si bien ya hemos señalado que el problema de las relaciones transversales puede corregirse mediante la transformación de las series, este proceso además de suponer pérdida de información no permite considerar relaciones entre las variables más complejas y cercanas a la realidad. En dicho caso, Mark, Ogaki y Sul (2000) han propuesto emplear un estimador PDSUR (*Panel Dynamic Seemingly Unrelated Regression*). Por otra parte, ante la inexistencia de ningún método de selección de retardos y adelantos, la estrategia a seguir será el uso de estructuras dinámicas alternativas, lo que nos permitirá analizar si se producen cambios destacables en las estimaciones puntuales.

Las características del estimador PDSUR son muy similares a las del estimador PDOLS puesto que constituye una simple variante del anterior que en vez de emplear como método de estimación los Mínimos Cuadrados Ordinarios emplea el método SUR. De este modo, el estimador PDSUR permite estimar eficientemente relaciones de cointegración en paneles homogéneos y heterogéneos y, al mismo tiempo, permite el contraste de hipótesis lineales mediante el uso del estadístico de Wald. Resultados obtenidos por Mark *et al.* (2000) mediante experimentos de Monte Carlo sugieren que el estimador PDSUR es un estimador superior al PDOLS cuando la correlación entre los diferentes componentes del panel es destacable.

Una vez propuestos métodos de estimación eficientes para las relaciones que presumiblemente mostrarán las series objeto de estudio, hemos de emplear un test que permita contrastar la existencia de cointegración entre las series. En este sentido, en Pedroni (1997 y 1999), McCoskey y Kao (1998) o Kao (1999) se han propuesto diferentes test basados en los residuos obtenidos en la fase de estimación. Este conjunto de test, aunque interesantes, no puede resultar del todo adecuado al objeto del análisis que se pretende realizar en este trabajo. En primer lugar, son test que específicamente contrastan la existencia de cointegración y no proporcionan información adicional sobre los residuos, como la

velocidad de ajuste de los mismos hacia el equilibrio. En segundo lugar, son inútiles cuando las series analizadas no son series integradas al menos de orden 1, lo que es posible respecto a los tipos de cambio reales o los diferenciales de productividad.

Estas limitaciones nos han sugerido el uso de una estrategia en dos etapas similar a la de Engle-Granger pero aplicada a datos de panel. De tal modo que, a los residuos obtenidos en la fase de estimación [$w_{i,t}$ en la expresión (19)] se le aplica un test de raíces unitarias de panel. En la medida en que Pedroni (1997) ha demostrado que los residuos obtenidos de (19) siguen la misma distribución que los datos originales, se pueden aplicar los test LL o IPS a los mismos. Como, por otra parte, se ha señalado que el test IPS es más eficiente en muestras pequeñas que el de LL, el análisis de cointegración empleado en este estudio consiste en aplicar dicho test a la siguiente expresión:

$$\Delta w_{i,t} = \beta_i w_{i,t-1} + \sum_{j=1}^k \phi_j \Delta w_{i,t-j} + \varepsilon_{i,t} \quad (20)$$

En esta segunda fase de estimación no se incluyen ni efectos fijos individuales ni un componente temporal común porque ya fueron incluidos en la fase de estimación. Del mismo modo, al emplearse el estimador PDSUR se espera que los residuos no mantengan ninguna correlación transversal. Esta estrategia para el análisis de cointegración ha sido empleada anteriormente en Mark y Sul (1998), Chinn y Johnston (1999) y MacDonald y Ricci (2001 y 2002) y tiene las siguientes ventajas: proporciona una medida del valor de ajuste de los residuos, lo que permite analizar el *puzzle* de la PPA²¹; y es un test que puede resultar útil tanto si existe una relación de cointegración entre las variables como si éstas son estacionarias pero mantienen una complicada relación de largo plazo debido a su elevada persistencia.

3. EVIDENCIA EMPÍRICA: ESPAÑA EN EUROPA

En el presente epígrafe se comentan los principales resultados empíricos obtenidos en el trabajo. En primer lugar, se realiza un análisis gráfico de la evolución de las principales magnitudes objeto de estudio para a continuación proceder al análisis del cumplimiento de la

²¹ Este concepto, acuñado por Rogoff (1996), se refiere a la contradicción que existe entre la excesiva volatilidad del tipo de cambio nominal y real y la lenta velocidad de ajuste del último. En MacDonald y Ricci (2001 y 2002) se calcula la velocidad de ajuste de los residuos una vez se estiman diferentes teorías explicativas del tipo de cambio real. Esta estrategia permite contrastar si los factores explicativos propuestos se encuentran detrás de no estacionariedad o la alta persistencia de los tipos de cambio reales.

hipótesis de la PPA y finalizar estimando la relación tipo de cambio real-diferencial de productividades.

3.1 Un análisis preliminar del tipo de cambio real de la peseta

En el GRÁFICO 1 se ha representado la evolución del tipo de cambio real, nominal y los diferenciales de precios de la peseta española en relación a cuatro países europeos seleccionados (Alemania, Francia, Italia y Portugal).

Una primera característica de los datos es la tendencia a la apreciación del tipo de cambio real español. Esto se observa ya sea para el caso de países con menor crecimiento que la economía española en el periodo como para países que han crecido a un nivel más acelerado, como es el caso de Portugal. Las conclusiones tentativas que se pueden extraer de estos dos hechos son que en principio no parece cumplirse la hipótesis de la PPA entre España y sus socios europeos, porque el comportamiento del tipo de cambio real parece seguir una tendencia a la baja, lo que es incompatible con el comportamiento de una serie estacionaria (fluctuante alrededor de un valor medio). Por otra parte, la evolución observada en la economía portuguesa hace pensar que posiblemente la hipótesis de BS y los factores de demanda no sean una explicación adecuada al comportamiento del tipo de cambio real porque mientras que la productividad aparente del trabajo creció una media de un 3,9% al año en Portugal durante el periodo analizado, en España lo hizo al 3,5%. Sin embargo, ésta es una cuestión que debe ser resuelta mediante estimaciones.

Recientemente se ha señalado que puede existir una no-linealidad en el comportamiento del tipo de cambio real. De esta forma, existen unos ciertos niveles o bandas en los que las fuerzas de mercado no son lo suficientemente activas como para arbitrar las diferencias observadas entre los niveles de precios de dos países, lo que implica que cuando las desviaciones del tipo de cambio real son pequeñas respecto a su nivel medio, la velocidad de reversión hacia el valor de equilibrio es muy lenta o incluso inexistente, no pudiéndose rechazar la existencia de una raíz unitaria en su estructura autorregresiva. Autores como Obstfeld y Taylor (1997), Cechetti *et al.* (1998), Taylor *et al* (2001) y O'Connell y Wei (2002) han aportado evidencia empírica favorable a esta hipótesis.

En este sentido, nótese como las series contenidas en el GRÁFICO 1 confirman este comportamiento. Por ejemplo, la mayor desviación en los niveles de precios (entre los países

elegidos en el análisis y España) se produce en el caso de Alemania donde el crecimiento del nivel de precios español multiplica por 6,83 al alemán en el periodo 1960-99. En los casos de Francia e Italia la diferencia es menor (especialmente en este último), el crecimiento del nivel de precios español multiplica al francés en un 3,20 y al italiano en un 1,09. Al mismo tiempo, en el GRÁFICO 1 se puede observar cómo es el tipo de cambio nominal entre la peseta y el marco el que más estrictamente se adapta al comportamiento del diferencial de precios, mientras que entre el franco y la peseta y la lira y la peseta esta relación es más débil. Estos resultados parecen confirmar, en cierto modo, la hipótesis de la no-linealidad en el proceso de ajuste del tipo de cambio real hacia su nivel de equilibrio.

A pesar de que la inspección gráfica puede proporcionarnos algunas guías e intuiciones sobre algunas de las relaciones en las que estamos interesados, sus resultados pueden ser engañosos por lo que a continuación se procede a un análisis más riguroso de las principales hipótesis de interés en este trabajo; es decir, el cumplimiento de la hipótesis de la PPA y la relación existente entre el tipo de cambio real y el diferencial de productividades.

3.2 La hipótesis de la Paridad del Poder Adquisitivo (PPA)

En este apartado, en primer lugar, estudiaremos el comportamiento estacionario del tipo de cambio real de la peseta tanto con test de raíces unitarias univariantes como de panel para, en segundo lugar, contrastar esta misma hipótesis mediante una estimación con datos de panel de la relación existente entre el tipo de cambio nominal y los diferenciales de precios.

Una de las implicaciones contrastables de la PPA era el comportamiento estacionario o no estacionario del tipo de cambio real. Por lo que una primera aproximación al estudio de la PPA consistiría en aplicar test de raíces unitarias a dicha variable. Los dos test más extendidos son el test de Dickey-Fuller aumentado (ADF) y de Phillips-Perron (PP) que contrastan la hipótesis nula de que la serie contiene una raíz unitaria frente a la alternativa de que es estacionaria. Las principales diferencias entre ambas pruebas se refieren al tratamiento del problema de la autocorrelación, pues mientras el primero utiliza una corrección paramétrica, el segundo emplea una no paramétrica. Adicionalmente, el test PP permite corregir el problema de la heteroscedasticidad.

En la TABLA 1 se recogen los resultados de aplicar ambos test a los tipos de cambio reales entre la peseta y el resto de monedas de los países europeos. La principal característica

observable en los resultados es la incapacidad de rechazo de la hipótesis nula de raíz unitaria en la totalidad de los casos excepto para el austriaco, lo que sugiere la existencia de un comportamiento no estacionario en el tipo de cambio real y el incumplimiento de la hipótesis de la PPA. Sin embargo, es bien conocida la falta de potencia de estas pruebas de raíces unitarias en muestras de reducido tamaño. Este problema es especialmente notable cuando la velocidad de convergencia hacia el equilibrio es muy lenta^{22,23}. Debido a la falta de potencia de estas pruebas se ha optado por el uso de test de raíces unitarias más apropiados.

Dos son las posibles soluciones a las limitaciones planteadas anteriormente: el uso de muestras temporales muy extensas o la combinación de datos temporales con datos transversales o de sección cruzada para mejorar la eficiencia de las estimaciones. La primera alternativa padece una dificultad importante relacionada con los problemas de obtener datos apropiados para un conjunto amplio de productos y países durante periodos muy largos de tiempo. Al contrario, el uso de test de raíces unitarias de panel se ha convertido en una alternativa muy extendida en la práctica²⁴.

Como ya argumentamos en la sección anterior, el test T-BAR propuesto por Im *et al.* (1997) representa una alternativa apropiada debido a su sencillez de cálculo y a que permite tener en cuenta la posible heterogeneidad en las velocidades de ajuste entre los miembros del panel, la existencia de autocorrelación en las series y de correlación entre los diferentes componentes del panel.

Los resultados obtenidos al aplicar los test de panel (TABLA 2) apuntan al cumplimiento de la hipótesis de la PPA porque se puede rechazar, incluso a un 1%, la presencia de una raíz unitaria en los datos, tanto entre la peseta española y las monedas de los países miembro de la UE como entre la peseta y las monedas de los países de la UME. En línea con los estudios anteriores, se obtiene una velocidad de ajuste y una vida media de las mismas cercanas a los 4 años.

²² Esto implica que el valor puntual de β se encuentra muy cercano a la unidad.

²³ En este sentido, Froot y Rogoff (1995) han calculado que con datos mensuales haría falta disponer de una muestra de un total de 72 años para poder rechazar con cierta confianza la presencia de una raíz unitaria cuando el verdadero comportamiento de la serie viene explicado por un modelo autorregresivo (AR) con un coeficiente igual a 0,981. Adaptando estos cálculos a la temporalidad de nuestros datos (anuales) y suponiendo que el verdadero comportamiento del tipo de cambio real viene representado por un AR de coeficiente 0,841 (vida media de 4 años), entonces se necesitaría una muestra de 97 años para poder rechazar a un 5% la existencia de una raíz unitaria.

²⁴ Véase, entre otros, MacDonald (1996), Oh (1996), Wu (1996), Papell (1997), Fleissig y Strauss (2000) o Wu y Wu (2001). En todos estos trabajos se utilizan test de raíces unitarias con el objeto de compensar las deficiencias de potencia observadas en los test univariantes.

Ahora bien, O'Connell (1998) y Maddala y Wu (1999) han apuntado que la posible existencia de relaciones contemporáneas entre los componentes del panel puede generar sesgos en los resultados obtenidos en los test de raíces unitarias de panel. Además, en el caso del tipo de cambio real la existencia de relaciones contemporáneas es muy probable porque es una variable que se expresa en términos de una moneda numerario (por ejemplo, la peseta). Estos sesgos pueden ser importantes y preocupantes cuando las relaciones son intensas, llegando a producir distorsiones muy importantes en los valores críticos. Ante la presencia de este problema, Im *et al.* (1997) han recomendado aplicar el test T-BAR una vez se hayan transformado los datos en desviaciones respecto a la media, y Luintel (1998) ha aportado evidencia empírica favorable a que dicha transformación puede ser suficiente para eliminar las correlaciones entre los miembros del panel.

En la TABLA 2 se calcula el test T-BAR con los datos transformados, concluyéndose que se puede rechazar (aunque ahora tan sólo a un 5%) la presencia de una raíz unitaria en todas y cada una de las series que conforman el panel, tanto para el panel de países de la UE como para el panel de países de la UME. Por otra parte, la transformación de los datos altera levemente la velocidad de ajuste de las series obteniéndose en este caso una vida media de las desviaciones cercanas a los 4,25 años.

Si bien los resultados obtenidos hasta el momento resultan favorables al cumplimiento de la PPA entre España y los países europeos, persisten algunas dudas que deben ser resueltas antes de extraer una conclusión definitiva. En primer lugar, ¿dependen los resultados obtenidos de la inclusión o exclusión de alguna de las series del panel? En segundo lugar, ¿dependen los resultados obtenidos de utilizar a la peseta como moneda numeraria? La primera cuestión se aborda en la TABLA 3 donde se calcula el test T-BAR eliminando cada vez una de las series que forman el panel. Los resultados sugieren ser cautos con las conclusiones extraídas en la TABLA 2, porque puede tratarse de resultados que dependen de la inclusión de ciertas series. Por ejemplo, en los test aplicados empleando los datos sin transformar, la exclusión del tipo de cambio real entre la peseta y el chelín austriaco debilitan el valor del test T-BAR estando cercano el no poder rechazar la hipótesis nula de la raíz unitaria. En los test aplicados con los datos ajustados, existen tres casos en los que si eliminamos una de las series no se puede rechazar la hipótesis nula de la raíz unitaria. En concreto, sucede con las series de tipo de cambio real entre la peseta y el franco belga, el marco finlandés y la libra esterlina. Estos resultados plantean algunas dudas sobre el comportamiento estacionario del tipo de cambio real de la peseta.

La segunda cuestión, sugerida en Papell y Theodoridis (2001), se refiere a las diferencias observadas entre los resultados obtenidos por los test de raíces unitarias de panel al tomar diferentes monedas como numerario. Para evaluar estos efectos, en la TABLA 4 se calculan los test T-BAR utilizando todas las monedas de la muestra como moneda numeraria, tanto para los datos sin transformar como con los datos transformados. En cuanto a los resultados obtenidos con los datos originales, se concluye que para 3 de las posibles 15 monedas numerarias no se puede rechazar la presencia de una raíz unitaria en las series, mientras que con los datos transformados se concluye que para 7 de las 15 monedas no se puede rechazar. Nótese que la capacidad de rechazo de la hipótesis nula depende de la selección de la moneda numeraria y que este hecho debe ser tenido en cuenta a la hora de valorar los resultados.

Al contrario de lo apuntado por Luintel (1998), es posible que la transformación de los datos propuesta por Im *et al.* (1997) no sea suficiente para recoger apropiadamente las complejas relaciones que pueden existir entre las diferentes series que conforman el panel de tipos de cambio reales. Una solución a este problema consistiría en utilizar un método de estimación que permita controlar la presencia de relaciones contemporáneas. En la sección anterior señalamos que una alternativa adecuada la constituía el estimador PDSUR. Sin embargo, este estimador no puede aplicarse a la serie de tipo de cambio real porque está ideado para el análisis de relaciones de cointegración o de relaciones de largo plazo entre variables muy persistentes. Una forma alternativa de valorar el cumplimiento de la PPA y que implica una relación de cointegración es la que denominamos forma tradicional de la PPA, que consistiría en estimar la siguiente expresión:

$$s_{i,t} = \delta_{0,i} + \delta_{1,i}(p - p^*)_{i,t} + \sum_{j=-p}^{+n} \delta_{2,i,j} \Delta(p - p^*)_{i,t+j} + u_{i,t} \quad (21)$$

Antes de proceder a la fase de estimación hemos de estudiar el comportamiento estacionario de las series (tipo de cambio nominal y diferenciales de precios). En la TABLA 5 se recogen los test T-BAR aplicados a ambas series tanto con datos transformados como sin transformar. Los resultados parecen ser concluyentes por cuanto que en ambas circunstancias no se puede rechazar la hipótesis nula de una raíz unitaria. Los resultados de estimar la expresión (21) (TABLA 6) apuntan a que si bien las series están cointegradas y se confirma la hipótesis de la PPA en su versión débil, no puede decirse lo mismo de su versión fuerte porque el vector de cointegración es diferente a (1, -1). En primer lugar, se han propuesto dos

estructuras de retardos y adelantos diferenciadas para discernir si se producen importantes modificaciones en los resultados, se emplean en primer lugar 3 retardos y 3 adelantos y en segundo lugar 4 retardos y 4 adelantos. Sin embargo, las estimaciones no parecen ser muy sensibles a los cambios de especificación. En estas circunstancias elegiremos siempre la estructura que emplea menos retardos y adelantos porque, de este modo, se pierde menos eficiencia en las estimaciones. Al mismo tiempo, el panel se estima permitiendo la existencia de heterogeneidad entre las distintas series e imponiendo la restricción de que el vector de cointegración sea homogéneo. Para contrastar cuál de las dos especificaciones es más apropiada se propone un test de Wald [$\chi^2(14)$] que no permite rechazar la hipótesis de homogeneidad en el vector de cointegración.

El valor del coeficiente estimado una vez se supone homogeneidad está cercano a la unidad aunque es ligeramente inferior (cercano a 0,83) y es estadísticamente significativo. El cumplimiento de la PPA en su forma más estricta implica que este valor debe ser igual a la unidad, de tal modo que las variaciones en los precios sean compensadas por variaciones del tipo de cambio nominal. Para contrastar la hipótesis de la existencia de una relación de cointegración unitaria se proponen dos test de Wald, uno para el panel heterogéneo [$\chi^2(15)$] y otro para el panel homogéneo [$\chi^2(1)$]. Como se extrae de la TABLA 6 se puede rechazar la existencia de un vector de cointegración unitario al 5% de significación, aunque cuando se emplea el panel heterogéneo esta hipótesis no se puede rechazar al 1%.

El análisis de los residuos, tal y como se presenta en las últimas dos filas de la TABLA 6, señala un comportamiento estacionario en los residuos y una vida media de los mismos cercana al año y medio²⁵. Por otra parte, la vida media obtenida para las desviaciones de los residuos en comparación con la vida media de las desviaciones del tipo de cambio nominal (3,25 y 4,20 años, según se transformen los datos o no) se debe interpretar como que los diferenciales de precios son un factor fundamental a la hora de explicar el comportamiento de largo plazo y la persistencia de los tipos de cambio nominales.

En resumen, existe una relación de cointegración entre los tipos de cambio nominales y los diferenciales de precios, lo que favorece la hipótesis de la PPA en su versión débil pero no se puede aceptar la hipótesis de que esta relación sea unitaria, lo que constituye evidencia empírica desfavorable al cumplimiento de la PPA en su versión más estricta. Los diferentes

²⁵ Ha de hacerse notar que al aplicar el test T-BAR a los residuos no se incluyen ni efectos fijos individuales ni se transforman los datos para tener en cuenta la posible existencia de relaciones contemporáneas entre las series del panel porque estas ya se tienen en cuenta en la fase de estimación.

resultados apuntados recomiendan cierta cautela a la hora de pronunciarnos a favor del cumplimiento o incumplimiento de la hipótesis de la PPA entre las monedas que integran la UE. Lo que puede afirmarse en todo caso es que, o bien las desviaciones del tipo de cambio real respecto a su nivel de equilibrio son permanentes o bien son muy persistentes, por lo que se requiere de un factor explicativo de este comportamiento. En el próximo apartado se estudia el papel de los diferenciales de productividad.

3.3 Tipos de cambio reales y diferenciales de productividad

Antes de proceder a la estimación de relaciones de cointegración o de largo plazo entre los tipos de cambio reales y los diferenciales de productividad se debe analizar el comportamiento estacionario de esta última variable. Es importante porque para que exista una relación consistente entre estas variables es necesario que su estructura autorregresiva sea similar. En este sentido, el estadístico T-BAR apunta al comportamiento estacionario pero muy persistente de los diferenciales de productividad cuando se utilizan datos sin ajustar pero no se puede rechazar la hipótesis de una raíz unitaria cuando se emplean datos ajustados²⁶. Las diferencias entre ambos resultados son notables, apuntando la existencia de importantes correlaciones contemporáneas en los datos que alteran los valores críticos asintóticos de los test. De este modo, resultan más fiables los resultados obtenidos con los datos transformados. En lo que a la velocidad de ajuste se refiere, en ambos casos se obtiene un valor cercano a los 9 años.

Con el análisis del comportamiento estacionario de los diferenciales de productividad se puede concluir que es muy probable que tanto los tipos de cambio reales como esta variable sean series integradas de orden 1, por lo que puede existir una relación de cointegración entre las mismas. Para proceder a la estimación de estas relaciones se empleará la siguiente forma funcional:

$$q_{i,t} = \theta_{0,i} + \theta_{1,i}(h^* - h)_{i,t} + \sum_{j=-p}^{+n} \theta_{2,i,j} \Delta(h^* - h)_{i,t+j} + v_{i,t} \quad (22)$$

Esta relación la podemos estimar por mínimos cuadrados (lo que significa emplear el estimador PDOLS) o por el método SUR (el estimador PDSUR). Al aplicar ambos estimadores podremos concluir si la presencia de relaciones contemporáneas afecta

²⁶ El valor del estadístico T-BAR es -6,11 con los datos sin ajustar y 0,378 con los datos ajustados.

determinantemente los resultados. Uno de los problemas de estos métodos de estimación consistía en la selección del número adecuado de retardos y adelantos en la estructura dinámica, por lo que se propondrán dos especificaciones empleando 2 retardos y adelantos y 3 retardos y adelantos.

En la TABLA 7 se estima la expresión (22) para un panel heterogéneo de países europeos utilizando los estimadores PDOLS y PDSUR con diferentes estructuras dinámicas. Los resultados apuntan el predominio de una relación positiva entre el tipo de cambio real y las productividades pero esto no se cumple para todas las unidades del panel. En las estimaciones PDOLS se obtienen 5 valores negativos (Dinamarca, Irlanda, Luxemburgo, Portugal y Finlandia) aunque sólo resulta estadísticamente significativo el caso de Portugal. En las estimaciones PDSUR se obtienen 3 valores negativos (Irlanda, Austria y Portugal) siendo los tres significativos²⁷. Este era un resultado en cierto modo esperable, pues ya apuntábamos en el apartado 3.1 que en el caso de Portugal el tipo de cambio real de la peseta frente al escudo se apreciaba y al mismo tiempo el crecimiento de la productividad en Portugal era superior que en España. Pero también es plausible que con sólo 40 observaciones anuales la heterogeneidad estimada en los coeficientes puede haber sido generada por un proceso caracterizado por un vector de cointegración homogéneo y un comportamiento dinámico de corto plazo heterogéneo. Por este motivo, en la TABLA 7 se incluyen adicionalmente las estimaciones obtenidas bajo el supuesto de homogeneidad, que en todos los casos tiene el signo esperado y es estadísticamente significativo. Para contrastar qué especificación puede resultar más apropiada se ha calculado un test de Wald con la hipótesis nula de homogeneidad [$\chi^2(14)$]. En todos los casos la hipótesis nula no se puede rechazar al 95% de confianza, aportando evidencia favorable a la existencia de un vector de cointegración único.

Si bien el coeficiente estimado tiene el signo esperado, el valor puntual estimado no parece cumplir el requisito teórico de ser igual al peso de los bienes no comerciables en el índice general de precios (ϕ). En nuestro caso, al utilizarse como índice de precios el deflactor del PIB, el valor puntual que esperaríamos obtener debería encontrarse entre el 0,55 y 0,6 que representa aproximadamente el peso del sector de bienes no comerciables en el PIB en los países que abarca la muestra. Aunque los valores estimados no son exactamente los valores

²⁷ Mientras que en el estimador PDOLS no hay diferencias importantes en el signo estimado al cambiar de estructura dinámica empleada, en el estimador PDSUR sí que sucede, pues al emplear 3 retardos y adelantos se obtienen 5 coeficientes negativos. En el texto se han comentado los resultados de emplear 2 retardos y adelantos porque resulta una estructura más eficiente.

que esperaríamos obtener, es posible que no sean estadísticamente diferentes a los mismos. Por este motivo, se contrastan las hipótesis de que el valor del coeficiente estimado sea igual a 0,55 y a 0,6 mediante un estadístico de Wald [$\chi^2(1)^a$ y $\chi^2(1)^b$, respectivamente]. En términos generales, no se puede aceptar la hipótesis de que el coeficiente estimado tome esos valores aunque no se puede rechazar al 1% la posibilidad de que el coeficiente tome un valor de 0,55 cuando se emplean las especificaciones dinámicas con menor número de retardos y adelantos.

Aunque no se pueda afirmar que el valor del parámetro estimado es el adecuado, el análisis de los residuos permite apuntar que existe una relación de cointegración entre el tipo de cambio real y el diferencial de productividades y que el residuo resultante además de ser una serie estacionaria tiene una velocidad de reversión hacia la media rápida en relación con el tipo de cambio real, durando una vida media de entre 1,5 y 2 años²⁸.

La evidencia empírica obtenida para la muestra de países de la UE es interesante por cuanto que recoge las relaciones entre España y sus socios europeos. No obstante resultan más interesantes los resultados que se obtendrían para el conjunto de países que han formado la UME porque las implicaciones que se derivaran sobre los diferenciales de precios son más relevantes en esta área. En la TABLA 8 se recogen los resultados de estimar la relación tipos de cambio reales-diferenciales de productividad en los países de la UME. Se incluyen los resultados obtenidos para los estimadores PDOLS y PDSUR con dos estructuras dinámicas diferentes (2 y 3 retardos y adelantos). No se ha planteado la opción de heterogeneidad en el vector de cointegración porque los datos apuntaban a la homogeneidad del vector. En este caso, como en el anterior, el coeficiente estimado tiene el signo esperado y es estadísticamente significativo. Igualmente se ha contrastado si el coeficiente es estadísticamente diferente de los dos valores de referencia apuntados: 0,55 y 0,6. En términos generales puede rechazarse la hipótesis nula aunque existen algunas excepciones que deben comentarse con más detalle. En primer lugar, llama la atención que para el estimador PDSUR con dos retardos y adelantos no se pueda rechazar la hipótesis nula de que el coeficiente estimado es igual a 0,55 y 0,6 al 95% de confianza, siendo, al mismo tiempo, el valor estimado más pequeño de todos los obtenidos. Esta circunstancia hace pensar en que la estructura dinámica de dos retardos y adelantos no es la más adecuada para esta muestra y este estimador, lo que aconseja optar por una estructura más compleja de tres retardos y

²⁸ En el caso de que se considerase que el tipo de cambio real no se comporta como una raíz unitaria, entonces debería afirmarse que existe una relación de largo plazo entre los tipos de cambio reales y los diferenciales de productividad.

adelantos. En este segundo caso se obtienen resultados más lógicos porque si bien se rechaza la hipótesis nula de que el coeficiente estimado es igual a 0,55 y a 0,6 al 5%, no sucede lo mismo con la primera hipótesis al 1%. Este mismo resultado se obtiene al emplear el estimador PDOLS con tres retardos y adelantos. En segundo lugar, cuando se estima la relación de interés empleando el estimador PDOLS con dos retardos y adelantos no se puede rechazar la hipótesis nula de que el coeficiente θ_1 es igual a 0,55 a un 5%.

El análisis de los residuos para la muestra de países de la UME, sugiere la existencia de una relación de cointegración entre el tipo de cambio real y el diferencial de productividades²⁹. La vida media de las desviaciones de los residuos se reducen drásticamente tomando valores cercanos al año y medio, lo que confirma la importancia de las productividades a la hora de explicar al comportamiento persistente del tipo de cambio real.

Al estar la muestra de países de la UME constituida por un menor número de series, se ha considerado oportuno realizar un análisis de la sensibilidad del valor del coeficiente estimado eliminando de la muestra una o varias de las observaciones a la vez. Con este ejercicio se puede determinar si el signo e importancia de la relación dependen de la inclusión o exclusión de alguno de los componentes del panel. En los GRÁFICOS 2 y 3 se representan los valores del coeficiente estimado al excluir una de las series del panel tanto en el caso de utilizar el estimador PDOLS como PDSUR. Al excluir uno a uno los miembros del panel, el valor del coeficiente se ve afectado de forma limitada, fluctuando entre un 0,2 y un 0,5. Los casos más llamativos resultan ser los de Grecia y Francia (a la baja) e Irlanda y Luxemburgo (al alza). Como caso especial se incluyó la opción de eliminar de la muestra a Irlanda y Portugal por un lado y a Grecia y Francia por otro. En estos dos casos se observa una importante variación del valor puntual del coeficiente, destacando que al excluir a Irlanda y a Portugal el coeficiente se acerca a valores en torno a 0,55 y 0,6 mientras que al excluir a Grecia y a Francia el valor se acerca a cero; incluso para el caso del estimador PDSUR se puede rechazar la hipótesis de que el coeficiente estimado sea estadísticamente significativo.

Por último, se ha realizado un análisis de sensibilidad del valor obtenido en cada una de las dos muestras contempladas en el estudio (la UE y la UME) al eliminar valores temporales finales e iniciales de las muestras. De este modo se puede determinar si el valor estimado depende de considerar un periodo temporal determinado. En los GRÁFICOS 4 y 5 se puede observar la variabilidad del valor del coeficiente estimado al eliminar entre 1 y 10

²⁹ Véase la nota al pie anterior.

años de la muestra. Al eliminar datos finales de la muestra temporal no se aprecia un cambio notable en el valor estimado, aunque lo mismo no puede decirse de lo que se observa al eliminar datos iniciales. Cuando se eliminan los primeros años de la década de los sesenta, el valor puntual del coeficiente crece hasta valores cercanos al 0,65. A medida que se van eliminando más valores de la muestra, el valor del coeficiente retorna al valor estimado inicial. Este comportamiento puede venir explicado por el importante periodo de crecimiento ocurrido en los sesenta.

Los resultados obtenidos en este apartado sugieren que los diferenciales de productividad constituyen un factor explicativo relevante de los tipos de cambio reales y, por lo tanto, pueden constituir una variable clave en la evolución de los diferenciales de precios en la UME en el futuro. Sin embargo, se han observado algunas limitaciones que pueden explicarse por la importancia de otros factores explicativos sobre el comportamiento del tipo de cambio real y que no se han considerado en el estudio. Las implicaciones que de estos resultados se pudieran derivar para el funcionamiento de la UME se analizan en el siguiente epígrafe.

4. CONCLUSIONES: IMPLICACIONES PARA LA UME

El objetivo del presente estudio consistía, básicamente, en el análisis del comportamiento del tipo de cambio real entre España y el resto de socios europeos para valorar la posible aparición e importancia de diferenciales de inflación en la UME.

Desde el momento en que la PPA no se cumple entre los países de una unión monetaria y que sus desviaciones vengan explicadas por factores reales, aparece un problema importante para la evolución de la competitividad-precio de la zona. En la sección de evidencia empírica de este trabajo se ha evidenciado que es dudoso que la PPA se cumpla entre los países de la UE y de la UME, y que en caso de cumplirse las desviaciones respecto a la misma son muy persistentes llegando a durar una vida media de hasta casi 4 años y medio. En segundo término, se ha aportado evidencia empírica sólida sobre la existencia de una relación de cointegración o de largo plazo entre el tipo de cambio real y el diferencial de productividades, lo que implica la existencia de un factor real detrás del comportamiento inflacionista diferencial entre dos economías. Al mismo tiempo, los resultados sugerían la existencia de otros factores (no contemplados explícitamente en el estudio) que podrían estar

detrás del comportamiento persistente del tipo de cambio real y, por lo tanto, de los diferenciales de precios en una unión monetaria.

¿Qué implicaciones se derivan de estos resultados para el futuro discurrir de la UME? En principio hay que ser cautos ya que los diferenciales de inflación persistentes pueden ser importantes en la medida en que la competitividad-precio sea un factor fundamental en la configuración de los flujos de comercio entre las economías europeas. Si esto es cierto, hay que señalar que los diferenciales de productividad no suponen en principio una amenaza especialmente grave a la competitividad-precio. En primer lugar, porque la hipótesis de BS (uno de los efectos que se incluyen en el diferencial de productividades) es el resultado de un mayor crecimiento de la productividad en el sector de bienes comerciables de la economía. En este sentido, el mayor crecimiento en el nivel de precios es consecuencia de un proceso más intenso de crecimiento económico, por lo que no se debe temer ninguna consecuencia grave. En segundo lugar, si bien los efectos de los factores de demanda pueden llegar a ser importantes en el corto plazo, no sucede lo mismo en periodos más amplios ya que sus efectos sobre los precios son pasajeros [véase De Gregorio *et al.* (1994)].

Estos primeros efectos no son preocupantes para la evolución de la competitividad en la UME, resultan más relevantes otros dos factores que se derivan del análisis anterior. En primer lugar, las estimaciones realizadas apuntaban la existencia de otros factores en la evolución de los tipos de cambios reales que ayudaban a explicar el comportamiento persistente de los mismos. Aunque no se propuso ningún factor concreto, en la literatura reciente se han sugerido los costes de transacción [Cecchetti *et al.* (1998), Obstfeld y Rogoff (2000) y De Grauwe y Grimaldi (2001)] o la política de *pricing-to-market* [Betts y Devereux (1996) y MacDonald y Ricci (2002)] cuyos posibles efectos sobre la evolución de la competitividad serían mucho más preocupantes, en cuanto que no son frutos de un proceso de crecimiento económico más acelerado.

Otra posibilidad que sugiere valorar con cautela la aparición de diferenciales de precios en una unión monetaria y los resultados obtenidos en el presente estudio, tiene que ver con la que se ha denominado hipótesis de los desequilibrios sectoriales (Alberola, 2000) o hipótesis del sector servicios protegido [*the protected-service-sector hypothesis*, Canzoneri *et al.* (1998)], que relaciona el comportamiento del tipo de cambio real y el diferencial de productividades. Sus efectos se manifiestan en una relación positiva entre estas variables, al igual que el modelo propuesto en este trabajo, con la diferencia fundamental de que se

derivan de un comportamiento no competitivo en los mercados de bienes. En particular, supongamos que en una economía con un sector de bienes comerciables y no comerciables, los sindicatos deciden presionar en el mercado de trabajo para pedir un aumento salarial (nominal). Este aumento salarial puede ser absorbido por los productores de bienes no comerciables, que se encuentran protegidos de la competencia exterior, mediante la subida de precios. Sin embargo, los productores de bienes comerciables no pueden utilizar esta estrategia porque están sujetos a una competencia exterior intensa. Los productores de este sector tendrán que despedir trabajadores, de tal forma que si medimos la productividad del trabajo como la productividad aparente, al despedirse trabajadores esta variable crecerá y se observará una relación positiva entre la productividad sectorial relativa en el sector de bienes comerciables y los precios sectoriales relativos en el sector de bienes no comerciables. Esta es la misma relación que se obtenía con el modelo teórico empleado en este trabajo. Ahora bien, las razones explicativas son muy distintas y, en este último caso, muy preocupantes para la evolución de la competitividad y la actividad de la economía. Sin embargo, la posibilidad de distinguir en términos agregados si los resultados obtenidos en el presente estudio vienen explicados por la hipótesis de los desequilibrios sectoriales o por la hipótesis de BS junto con factores de demanda es limitada.

En definitiva, la evidencia empírica obtenida para los países europeos entre 1960 y 1999 muestra que los diferenciales de precios pueden ser persistentes en la UME en el futuro. Como posible explicación a este hecho se sugiere la evolución de los diferenciales de productividad que incorporan la influencia de factores de oferta y de demanda. Si bien esta es una variable relevante para explicar los comportamientos observados en los tipos de cambio reales de estos países, se necesita de otros factores para una explicación más completa. Estos otros factores pueden tener efectos menos benignos que los sugeridos por los diferenciales de productividad, pudiendo llegar a afectar gravemente la evolución económica de los integrantes de la unión monetaria. En último lugar, no debe descartarse la posibilidad de que la relación observada entre tipos de cambio y productividades venga explicada por comportamientos no competitivos en los mercados de bienes y servicios, generando una fuente de preocupación adicional.

BIBLIOGRAFÍA

Alberola, E. (2000): “La interpretación de los diferenciales de inflación en la Unión Monetaria”, *Boletín Económico*, Banco de España, Abril.

Alberola, E., Cervero, S., López, H. y Ubide, A. (1999): “Global equilibrium exchange rates: euro, dollar, *ins*, *outs*, and other major currencies in a panel cointegration framework”, *IMF Working Papers*, WP/99/175, December.

Alberola, E. y López, H. (2001): “Internal and external exchange rate equilibrium in a cointegrated framework. An application to the Spanish peseta”, *Spanish Economic Review*, nº 3, pp. 23-40.

Alberola, E. y Marqués, J.M. (1999): “On the relevance and nature of regional inflation differentials: the case of Spain”, *Documento de Trabajo nº 9913*, Banco de España.

Alberola, E. y Tyrväinen, T. (1998): “Is there scope for inflation differentials in EMU?”, *Documento de Trabajo nº 9823*, Banco de España.

Andrés, J., Hernando, I. y López-Salido, D. (2000): “Assessing the benefits of price stability: the international experience”, *Estudios Económicos nº 69*, Banco de España.

Asea, P. y Corden, M. (1994): “The Balassa-Samuelson model: an overview”, *Review of International Economics*, nº 2, pp. 244-267.

Balassa, B. (1964): “The purchasing power parity doctrine: a reappraisal”, *Journal of Political Economy*, vol. 72, pp. 584-596.

Ball, L. (1993): “What causes inflation?”, *Federal Reserve Bank of Philadelphia Business Review*, March-April, pp. 3-12.

Banerjee, A., Marcellino, M. y Osbat, C. (2001): “Testing for PPP: should we use panel methods?”, *mimeo* European University Institute.

Bayoumi, T. y MacDonald, R. (1999): "Deviations of exchange rates from purchasing power parity: a story featuring two monetary unions", *IMF Staff Papers*, vol. 46, pp. 89-102.

Betts, C. y Devereux, M. (1996): "The exchange rate in a model of pricing to market", *European Economic Review*, vol. 40, pp. 1007-1021.

Camarero, M. y Tamarit, C. (2001): "A panel cointegration approach to the estimation of the peseta real exchange rate", *DEFI Working Paper 01/08*, November, FEDEA.

Campbell, J. y Perron, P. (1991): "Pitfalls and opportunities: what macroeconomists should know about unit roots", *NBER Macroeconomics Annual*, n° 6, pp. 141-198.

Canzoneri, M., Cumby, R., Diba, B. y Eudy, G. (1998): "Trends in european productivity: implications for real exchange rates, real interest rates and inflation differentials", *Working Paper n° 27*, Oesterreichische Nationalbank.

Canzoneri, M., Cumby, R. y Diba, B. (1999): "Relative labour productivity and the real exchange rate in the long run: evidence for a panel of OECD countries", *Journal of International Economics*, vol. 47, pp. 245-266.

Cecchetti, S., Mark, N. y Sonora, R. (1998): "Price level convergence among United States cities. Lessons for the European Central Bank", *Working Paper n° 32*, Oesterreichische Nationalbank.

Chen, B. (1999): "Beyond purchasing power parity: testing for cointegration and causality between exchange rates, prices and interest rates", *Journal of International Money and Finance*, vol. 18, n° 6, pp. 911-924.

Cheung, Y. y Lai, K. (2000a): "On the purchasing power parity puzzle", *Journal of International Economics*, vol. 52, pp. 321-330.

Cheung, Y. y Lai, K. (2000b): "On cross-country differences in the persistence of real exchange rates", *Journal of International Economics*, vol. 50, n° 2, pp. 375-397.

Chinn, M. y Johnston, L. (1999): "The impact of productivity differentials on the real exchange rates: beyond the Balassa-Samuelson framework", *mimeo* Department of Economics, University of California, Santa Cruz.

Choi, I. (2001): "Unit root tests for panel data", *Journal of International Money and Finance*, vol. 20, pp. 249-272.

Comisión Europea (2000): "The EU economy 2000 review", *European Economy*, 71.

Culver, S. y Papell, D. (1999a): “Long-run purchasing power parity with short run data: evidence with a null hypothesis of stationarity”, *Journal of International Money and Finance*, vol. 18, nº 5, pp. 751-768.

Culver, S. y Papell, D. (1999b): “Panel evidence of purchasing power parity using intranational and international data”, *mimeo* Department of Economics, University of Houston.

De Grauwe, P. y Grimaldi, M. (2001): “Exchange rates, prices and money. A long run perspective”, *Working papers n° 46*, Oesterreichische Nationalbank.

De Grauwe, P. y Skuldeny, F. (2000): “Inflation and productivity differentials in EMU”, *mimeo* Department of Economics, University of Leuven.

De Gregorio, J., Giovannini, A. y Wolf, H. (1994): “International evidence on tradables and nontradables inflation”, *European Economic Review*, vol. 38, pp. 1225-1244.

Diebold, F., Husted, S. y Rush, M. (1991): “Real exchange rates under the gold standard”, *Journal of Political Economy*, vol. 99, pp. 1252-1271.

Dutton, M. y Strauss, J. (1997): “Cointegration test of purchasing power parity: the impact of non-traded goods”, *Journal of International Money and Finance*, vol. 16, nº 3, pp. 433-444.

Edison, H., Gagnon, J. y Melick, W. (1997): “Understanding the empirical literature on purchasing power parity: the post-Bretton Woods era”, *Journal of International Money and Finance*, vol. 16, nº 1, pp. 1-17.

Enders, W. (1988): “ARIMA and cointegration tests of PPP under fixed and flexible exchange rate regimes”, *Review of Economics and Statistics*, August, pp. 504-508.

Engel, C. (2000): “Long-run PPP may not hold after all”, *Journal of International Economics*, vol. 57, nº 2, pp. 243-273.

Estrada, A. y López-Salido, J.D. (2002): “Understanding spanish dual inflation”, *Documento de Trabajo n° 0205*, Banco de España.

Fleissig, A. y Strauss, J. (2000): “Panel unit root tests of purchasing power parity for price indices”, *Journal of International Money and Finance*, vol. 19, nº 4, pp. 489-506.

Froot, K., Kim, T. y Rogoff, K. (1995): “The law of one price over 700 years”, *NBER working papers n° 5132*, National Bureau of Economic Research.

Froot, K. y Rogoff, K. (1994): "Perspectives on PPP and long-run real exchange rates", *NBER working papers n° 4952*, National Bureau of Economic Research.

Hadri, K. (1999): "Testing the null hypothesis of stationarity against the alternative of a unit root in panel data with serially correlated errors", *The Econometrics Journal*, n° 3, pp. 148-161.

Hunter, J. y Simpson, M. (2002): "A panel test of purchasing power parity and the null of stationarity", *mimeo* Department of Economics, Brunel University.

Im, K., Pesaran, H. y Shin, Y. (1997): "Testing for unit roots in heterogeneous panels", *mimeo* Trinity College, University of Cambridge.

Jorion, P. y Sweeny, R. (1996): "Mean reversion in real exchange rates: evidence and implications for forecasting", *Journal of International Money and Finance*, vol. 15, pp. 535-550.

Kao, C. (1999): "Spurious regression and residual-based tests for cointegration in panel data", *Journal of Econometrics*, vol. 90, pp. 1-44.

Kao, C. y Chiang, M-H. (1997): "On the estimation and inference of a cointegrated regression in panel data", *mimeo* Department of Economics, Syracuse University.

Kuo, B-S. y Mikkola, A. (2001): "How sure are we about purchasing power parity? Panel evidence with the null of stationarity real exchange rates", *Journal of Money, Credit and Banking*, vol. 33, n° 3, pp. 767-789.

Levin, A. y Lin, C. (1993): "Unit root tests in panel data: new results", *Discussion Paper 93-56*, University of California, San Diego.

Lothian, J. (1997): "Multi-country evidence on the behaviour of purchasing power parity", *Journal of International Money and Finance*, vol. 16, n° 1, pp. 19-35.

Lothian, J. y Taylor, M. (1996): "Real exchange behaviour: the recent float from the perspective of the past two centuries", *Journal of Political Economy*, vol. 104, pp. 488-509.

Lucas, R. (1996): "Nobel lecture: monetary neutrality", *Journal of Political Economy*, vol. 104, pp. 661-682.

Luintel, K. (1998): "Heterogeneous panel unit root tests and purchasing power parity", *Working Papers n° 98-09*, University of Wales Swansea, Department of Economics.

MacDonald, R. (1985): "Do deviations of the real effective exchange rate follow a random walk?", *Economic Notes*, vol. 14, pp. 63-70.

MacDonald, R. (1995): "Long-run exchange rate modelling", *IMF Staff Papers*, vol. 42, n° 3, pp. 437-489.

MacDonald, R. (1996): "Panel unit root tests and real exchange rates", *Economic Letters*, vol. 50, pp. 7-11.

MacDonald, R. (1998): "What do we really know about real exchange rates?", *Working papers n° 28*, Oestereichische Nationalbank.

MacDonald, R. (1999): "What determines real exchange rates? The long and the short of it", en MacDonald y Stein (eds.) *Equilibrium exchange rates*, Kluwer Academic Publishers, Boston, pp. 241-284.

MacDonald, R. (2000): "The role of the exchange rate in economic growth: a euro-zone perspective", *NBB Working Paper n° 9*, National Bank of Belgium, May.

MacDonald, R. y Ricci, L. (2001): "PPP and the Balassa Samuelson effect: the role of the distribution sector", *IMF Working Paper*, WP/01/38, March.

MacDonald, R. y Ricci, L. (2002): "Purchasing power parity and new trade theory", *IMF Working Paper*, WP/02/32, February.

Maddala, G. (1999): "On the use of panel data methods with cross country data", *Annales d'Economie et de Statistique*, vol. 55-56, pp. 429-448.

Maddala, G. 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*, vol. 61, pp. 631-652.

Mark, N. (1990): "Real and nominal exchange rates in the long-run: an empirical investigation", *Journal of International Economics*, vol. 28, pp. 115-136.

Mark, N., Ogaki, M. y Sul, D. (2000): "Dynamic seemingly unrelated cointegrating regression", *mimeo* Department of Economics, The Ohio State University.

Mark, N y Sul, D. (1998): "Nominal exchange rates and monetary fundamentals: evidence from a small post-Bretton Woods panel", *mimeo* Department of Economics, The Ohio State University.

Mark, N. y Sul, D. (2001): "A computationally simple cointegration vector estimator for panel data", *mimeo* Department of Economics, The Ohio State University.

McCandless, G. T. y Weber, W. E. (2001): "Some monetary facts", *Federal Reserve Bank of Minneapolis Quarterly Review*, vol. 25, fall, pp. 14-24.

McCoskey, S. y Kao, C. (1998): "A residual-based test of the null of cointegration in panel data", *mimeo* Department of Economics, Syracuse University.

Micossi, S. y Milesi-Ferretti, G.M. (1996): "Real exchange rates and the price of non-tradable goods", en De Grauwe *et al.* (eds.), *Inflation and wage behaviour in the EMS*, Oxford University Press, pp. 209-230.

Murray, C. y Papell, D. (2002): "The purchasing power parity persistence paradigm", *Journal of International Economics*, vol. 56, nº 1, pp. 1-19.

Nenna, M. (2001): "Price level convergence among italian cities: any role for the Harrod-Balassa-Samuelson hypothesis?", *Working Paper nº 64*, May, University of Rome La Sapienza.

Obstfeld, M. y Rogoff, K. (2000): "The six major puzzles in international macroeconomics: is there a common cause?", *NBER Macroeconomics Annual*, nº 15, pp. 339-390.

Obstfeld, M. y Taylor, M. (1997): "Nonlinear aspects of goods-market arbitrage and adjustment: Hecksher's commodity points revisited", *Journal of Japanese and International Economics*, vol. 11, pp. 441-479.

O'Connell, P. (1998): "The overvaluation of purchasing power parity", *Journal of International Economics*, vol. 44, nº 1, pp. 1-19.

O'Connell, P. y Wei, S-J. (2002): "The bigger they are, the harder they fall: retail price differences across US cities", *Journal of International Economics*, vol. 56, nº 1, pp. 21-53.

Oh, K.Y. (1996): "Purchasing power parity and the unit root tests using panel data", *Journal of International Money and Finance*, vol. 15, pp. 405-418.

Olivera, A. (2001): "Diferenciales de inflación en las regiones españolas bajo la hipótesis de Balassa-Samuelson", *Revista de Estudios Regionales* (en prensa).

Olivera, A. (2002): "Hipótesis de Balassa-Samuelson y diferenciales de inflación en la UME: evidencia empírica reciente", *sin publicar*.

Ortega, E. (2001): “Diferenciales persistentes de inflación en Europa”, *Boletín Económico*, Banco de España, Noviembre, pp. 69-73.

Papell, D.H. (1997): “Searching for stationarity: purchasing power parity under the current float”, *Journal of International Economics*, vol. 43, pp. 313-332.

Papell, D.H. y Theodoridis, H. (2001): “The choice of numeraire currency in panel tests of purchasing power parity”, *Journal of money, credit and banking*, vol. 33, nº 3, pp. 790-803.

Patel, J. (1990): “Purchasing power parity as a long-run relation”, *Journal of Applied Econometrics*, vol. 5, pp. 367-379.

Pedroni, P. (1997): “Panel cointegration: asymptotic and finite sample properties of pooled time series tests with an application to the PPP hypothesis (new results)”, *mimeo* Department of Economics, Indiana University.

Pedroni, P. (1999): “Critical values for cointegration tests in heterogeneous panels with multiple regressors”, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, vol. 61, pp. 653-678.

Phillips, P. y Moon, H. (1999): “Linear regression limit theory for nonstationary panel data”, *Econometrica*, vol. 67, pp. 1057-1111.

Raymond, J.L. y García Greciano, B. (1997): “El tipo de cambio real de la peseta y el comportamiento diferencial de la productividad: una visión de largo plazo”, *Documento de Trabajo nº 137*, FIES.

Rogoff, K. (1996): “The purchasing power parity puzzle”, *Journal of Economic Literature*, vol. XXXIV, pp. 647-668.

Samuelson, P.A. (1964): “Theoretical notes on trade problems”, *Review of Economics and Statistics*, vol. 46, pp. 145-154.

Strauss, J. (1999): “Productivity differentials, the relative price of non-tradables and real exchange rates”, *Journal of International Money and Finance*, vol. 18, pp. 383-409.

Taylor, M., Peel, M. y Sarno, L. (2001): “Nonlinear mean-reversion in real exchange rates: toward a solution to the purchasing power parity puzzles”, *International Economic Review*, vol. 42, nº 4, pp. 1015-1042.

Taylor, M. y Sarno, L. (1998): “The behaviour of real exchange rate during the post-Bretton Woods period”, *Journal of International Economics*, vol. 46, nº 2, pp. 281-312.

Viñals, J. (1997): “Política monetaria e inflación: de la teoría a la práctica”, en Servicio de Estudios del Banco de España, *La política monetaria y la inflación en España*, Alianza editorial, pp. 49-86.

Viñals, J. y Vallés, J. (1999): “On the real effects of monetary policy”, *Documento de Trabajo n° 9917*, Banco de España.

Walsh, C.E. (1998): *Monetary theory and policy*, Cambridge, MIT Press.

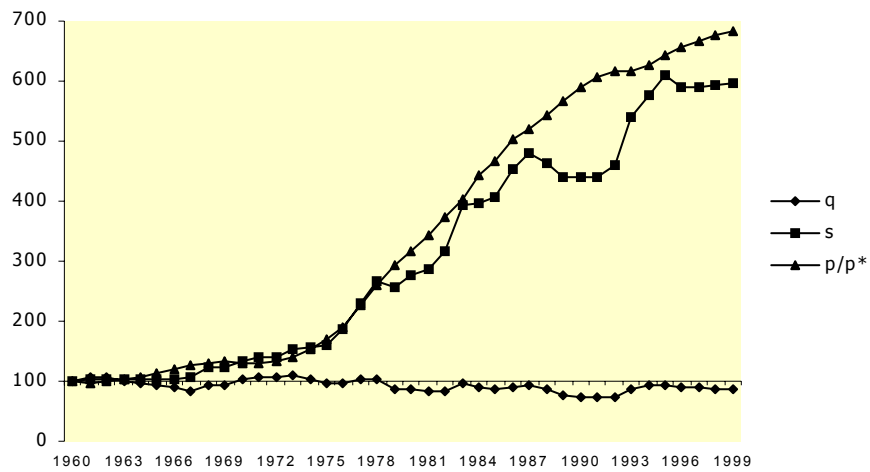
Wu, Y. (1996): “Are real exchange rates nonstationary? Evidence from a panel data test”, *Journal of Money and Credit Bank*, vol. 28, pp. 54-63.

Wu, J-L. y Wu, S. (2001): “Is purchasing power parity overvalued?”, *Journal of Money, Credit and Banking*, vol. 33, n° 3, pp. 804-812.

FIGURAS

GRÁFICO 1.- EVOLUCIÓN DEL TIPO DE CAMBIO REAL, NOMINAL Y DIFERENCIALES DE PRECIOS DE ESPAÑA RESPECTO A 4 PAÍSES DE LA UE

Alemania



Francia

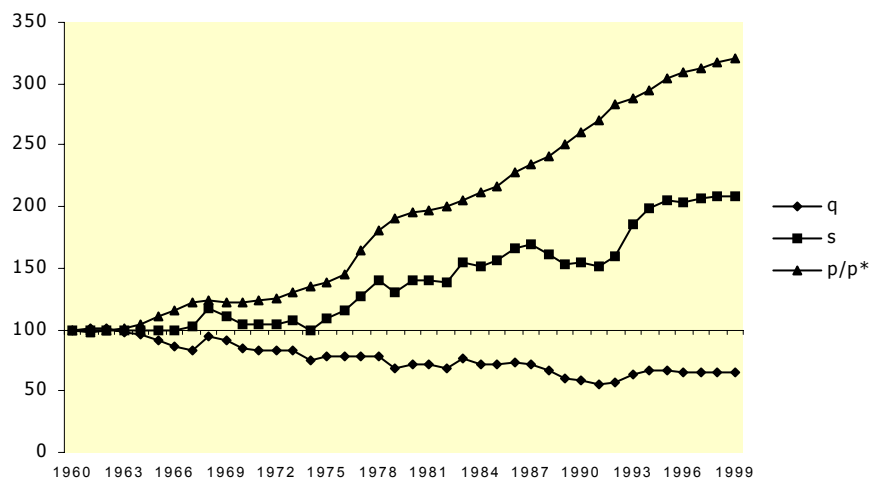
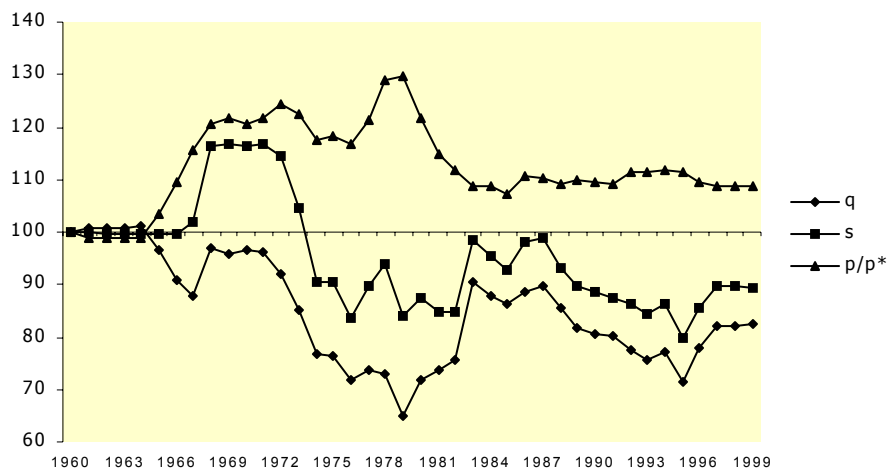


GRÁFICO 1.- (CONTINUACIÓN)

Italia



Portugal

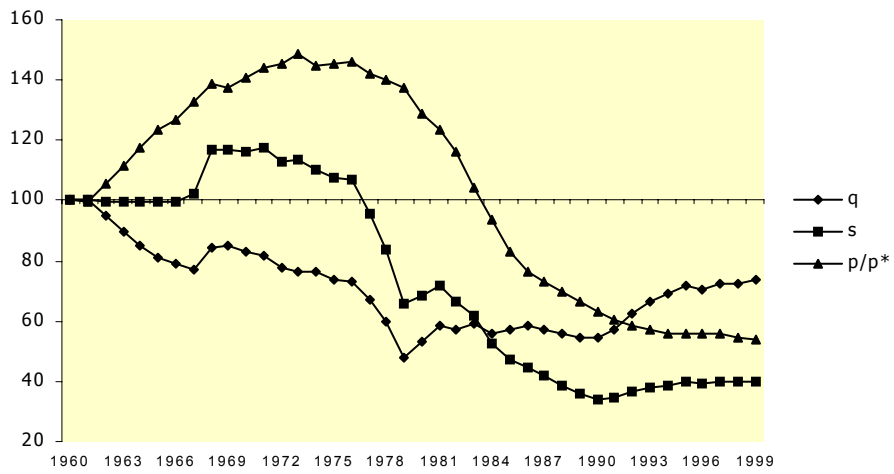


GRÁFICO 2.- ESTIMACIÓN RECURSIVA DEL PARÁMETRO θ_1 POR EL MÉTODO DE ESTIMACIÓN PDOLS EN LOS PAÍSES DE LA UME

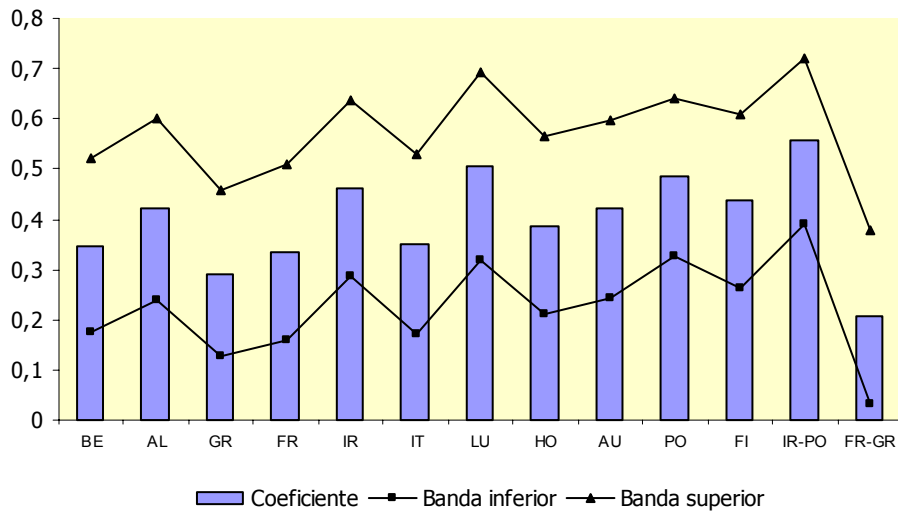


GRÁFICO 3.- ESTIMACIÓN RECURSIVA DEL PARÁMETRO θ_1 POR EL MÉTODO DE ESTIMACIÓN PDSUR EN LOS PAÍSES DE LA UME

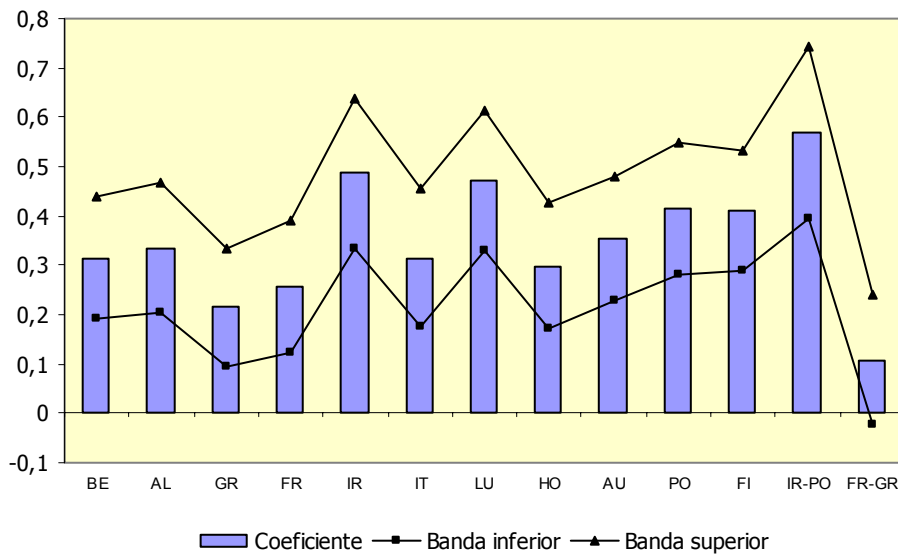


GRÁFICO 4.- ESTIMACIÓN RECURSIVA DEL PARÁMETRO θ_1 ELIMINANDO LOS ÚLTIMOS DATOS TEMPORALES DE LA MUESTRA

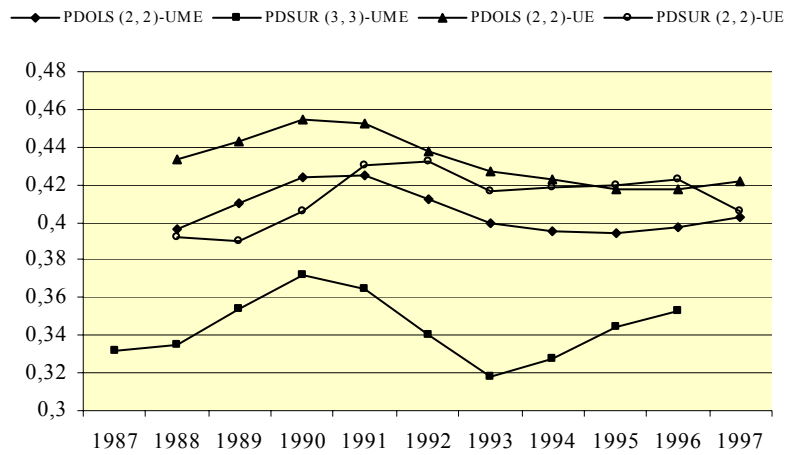
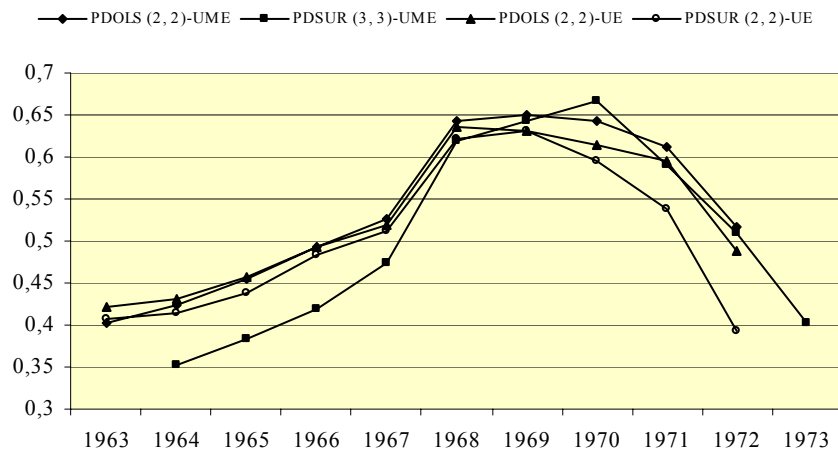


GRÁFICO 5.- ESTIMACIÓN RECURSIVA DEL PARÁMETRO θ_1 ELIMINANDO LOS PRIMEROS DATOS TEMPORALES DE LA MUESTRA



CUADROS

CUADRO 1.- EVIDENCIA EMPÍRICA SOBRE EL CUMPLIMIENTO DE LA PPA		
PPA tradicional	PPA en mercados eficientes	
	<i>Evidencia empírica favorable</i>	<i>Evidencia empírica desfavorable</i>
Lothian (1997) Pedroni (1997) Chen (1999) Culver y Papell (1999a)	Jorion y Sweeny (1996) MacDonald (1996) Oh (1996) Wu (1996) Dutton y Strauss (1997) Edison <i>et al.</i> (1997) Papell (1997) Luintel (1998) Taylor y Sarno (1998) Cheung y Lai (2000a y 2000b) Fleissig y Strauss (2000) Choi (2001) Kuo y Mikkola (2001) Papell y Theodoridis (2001) Wu y Wu (2001) Hunter y Simpson (2002) Murray y Papell (2002)	O'Connell (1998) Alberola <i>et al.</i> (1999) Bayoumi y MacDonald (1999) Chinn y Johnston (1999) Culver y Papell (1999b) Banerjee <i>et al.</i> (2001) Camarero y Tamarit (2001) MacDonald y Ricci (2001 y 2002)

CUADRO 2: DIFERENCIALES DE INFLACIÓN DE LOS PAÍSES DE LA UME CON ALEMANIA BAJO LA HIPÓTESIS DE BS

	Canzoneri <i>et al.</i> (1998)	Alberola y Tyrväinen (1998)	
		<i>Modelo Original</i>	<i>Modelo Ampliado</i>
<i>Austria</i>	1,2	-0,1	-0,2
<i>Bélgica</i>	2,4	1,6	1,5
<i>España</i>	1,5	0,9	1,9
<i>Finlandia</i>	1,0	-0,8	-0,6
<i>Francia</i>	1,1	-0,2	-0,2
<i>Holanda</i>	-	0,5	0,3
<i>Italia</i>	2,0	0,5	0,3
<i>Reino Unido</i>	1,4	-	-
<i>Suecia</i>	0,9	-	-

Fuentes: Alberola y Tyrväinen (1998), Tablas 3 y A4, pp. 46 y 58. Canzoneri *et al.* (1998), Tabla 6, p. 34.

CUADRO 3: DIFERENCIALES DE PRECIOS EN UNIONES MONETARIAS

	<i>Cecchetti et al. (1998)</i>	<i>Nenna (2001)</i>	<i>Alberola y Marqués (1999)</i>	<i>Olivera (2001)</i>
<i>Unión Monetaria</i>	Estados Unidos	Italia	España (provincias)	España (CC.AA.)
<i>Diferenciales de inflación máximos a largo plazo^a</i>	1,11	1,50	1,30	1,38
<i>Persistencia de los diferenciales de inflación^b</i>	8,53 (LL) 9,69 (IPS)	23,6 (LL)	4,52 (LL)	Permanente (IPS)
<i>Evidencia a favor de la hipótesis de BS</i>	Mixta	Mixta	Desfavorable	Desfavorable

Notas: ^(a) Todas son medias decenales, excepto para las CCAA españolas donde se utilizan medias lustrales. ^(b) Todos son calculados con test de raíces unitarias de panel y se refieren a vidas medias. LL se refiere al test de Levin y Lin (1993) e IPS al test de Im, Pesaran y Shin (1997).

TABLAS

TABLA 1.- TEST DE RAÍCES UNITARIAS UNIVARIANTES				
	Test de Dickey-Fuller Aumentado (ADF)			Test de Phillips-Perron (PP)
	τ	β	k	τ
BE	-1,699	-0,097	0	-1,728
DI	1,917	-0,180	0	-2,102
AL	-2,693	-0,258	1	-2,165
GR	-1,947	-0,079	1	-1,808
FR	-1,405	-0,105	6	-1,539
IR	-2,064	-0,128	1	-1,814
IT	-2,641	-0,229	3	-1,957
LU	-1,789	-0,112	0	-1,769
HO	-1,434	-0,114	0	-1,552
AU	-3,880**	-0,483	1	-2,962*
PO	-2,225	-0,112	1	-1,985
FI	-2,352	-0,168	1	-1,653
SU	-0,909	-0,045	2	-0,853
UK	-2,077	-0,136	0	-2,154

Nota: * y ** indican que una variable es estadísticamente significativa a un 5 y 1% respectivamente. τ es el estadístico tau habitual en las pruebas de raíces unitarias, β es la velocidad de ajuste hacia el equilibrio y k es el número de retardos empleados en el test DFA [se ha seguido el método de general a específico propuesto por Campbell y Perron (1991)]. Los cálculos estadísticos presentados en este trabajo han sido realizados con el paquete informático Eviews 3.0.

TABLA 2.- TEST DE RAÍCES UNITARIAS DE PANEL						
	IPS datos normales			IPS datos ajustados		
	<i>T-BAR</i>	β	<i>Vida-media</i>	<i>T-BAR</i>	β	<i>Vida-media</i>
Panel-UE	-2,37**	-0,160	3,97	-1,95*	-0,151	4,23
Panel-UME	-2,54**	-0,171	3,70	-1,80*	-0,149	4,30

Nota: * y ** indican que una variable es estadísticamente significativa a un 5 y 1% respectivamente. β es la velocidad de ajuste. La vida media de las desviaciones se calcula como: $\ln(0,5)/\ln(1+\beta)$ y está medida en años. Los valores críticos de los test IPS al 5 y 1% de significatividad son 1,645 y 2,33. En el Panel-UE se incluyen los 14 países que forman la Unión Europea junto con España, mientras que en Panel-UME se incluyen a los 11 países que forman la Unión Monetaria Europea junto con España.

TABLA 3.- ANÁLISIS DE SENSIBILIDAD DE LOS TEST DE RAÍCES UNITARIAS DE PANEL						
	IPS datos normales			IPS datos ajustados		
	<i>T-BAR</i>	β	<i>Vida-media</i>	<i>T-BAR</i>	β	<i>Vida-media</i>
Sin BE	-2,40**	-0,165	3,84	-1,62	-0,149	4,30
Sin DI	-2,34**	-0,159	4,00	-1,77*	-0,154	4,14
Sin AL	-2,10*	-0,153	4,17	-1,82*	-0,150	4,26
Sin GR	-2,33**	-0,167	3,79	-1,95*	-0,155	4,12
Sin FR	-2,47**	-0,165	3,84	-1,91*	-0,148	4,33
Sin IR	-2,29*	-0,163	3,89	-1,73*	-0,146	4,39
Sin IT	-2,11*	-0,155	4,11	-1,96*	-0,153	4,17
Sin LU	-2,38**	-0,164	3,87	-1,86*	-0,147	4,36
Sin HO	-2,49**	-0,164	3,87	-1,86*	-0,155	4,12
Sin AU	-1,73*	-0,136	4,74	-2,16*	-0,159	4,00
Sin PO	-2,24*	-0,164	3,87	-2,13*	-0,158	4,03
Sin FI	-2,20*	-0,160	3,97	-1,59	-0,142	4,53
Sin SU	-2,64**	-0,169	3,74	-2,34**	-0,159	4,00
Sin UK	-2,29*	-0,162	3,92	-1,60	-0,138	4,67

Nota: * y ** indican que una variable es estadísticamente significativa a un 5 y 1% respectivamente. β es la velocidad de ajuste. La vida media de las desviaciones se calcula como: $\ln(0,5)/\ln(1+\beta)$ y está medida en años. Los valores críticos de los test IPS al 5 y 1% de significatividad son 1,645 y 2,33.

	IPS datos normales			IPS datos ajustados		
	<i>T-BAR</i>	β	<i>Vida-media</i>	<i>T-BAR</i>	β	<i>Vida-media</i>
BE	-2,99**	-0,187	3,35	-1,57	-0,148	4,33
DI	-2,40**	-0,148	4,33	-1,55	-0,150	4,26
AL	-2,20*	-0,160	3,97	-1,57	-0,147	4,36
GR	-1,61	-0,132	4,90	-1,72*	-0,146	4,39
FR	-2,12*	-0,180	3,49	-1,78*	-0,145	4,42
IR	-2,28*	-0,191	3,27	-1,52	-0,142	4,53
IT	-1,97*	-0,159	4,00	-1,91*	-0,154	4,14
LU	-1,91*	-0,199	3,12	-1,79*	-0,146	4,39
HO	-2,56**	-0,124	5,24	-1,56	-0,148	4,33
AU	-1,44	-0,131	5,14	-1,95*	-0,157	4,06
PO	-0,929	-0,119	5,47	-1,98*	-0,156	4,09
FI	-4,36**	-0,240	2,52	-1,55	-0,141	4,56
SU	-0,69	-0,157	4,06	-2,04*	-0,150	4,26
UK	-3,81**	-0,225	2,72	-1,38	-0,130	4,98

Nota: * y ** indican que una variable es estadísticamente significativa a un 5 y 1% respectivamente. β es la velocidad de ajuste. La vida media de las desviaciones se calcula como: $\ln(0,5)/\ln(1+\beta)$ y está medida en años. Los valores críticos de los test IPS al 5 y 1% de significatividad son 1,645 y 2,33.

	IPS datos normales			IPS datos ajustados		
	<i>T-BAR</i>	β	<i>Vida-media</i>	<i>T-BAR</i>	β	<i>Vida-media</i>
Tipo de cambio nominal	-0,40	-0,192	3,25	0,05	-0,152	4,20

Diferenciales de precios	0,28	-0,104	6,31	0,67	-0,099	6,65
<i>Nota:</i> * y ** indican que una variable es estadísticamente significativa a un 5 y 1% respectivamente. β es la velocidad de ajuste. La vida media de las desviaciones se calcula como: $\ln(0,5)/\ln(1+\beta)$ y está medida en años. Los valores críticos de los test IPS al 5 y 1% de significatividad son 1,645 y 2,33.						

TABLA 6.- ESTIMACIÓN PDSUR DE LA RELACIÓN TIPO DE CAMBIO NOMINAL-DIFERENCIAL DE PRECIOS				
	4 adelantos (n) y retardos (p)		3 adelantos (n) y retardos (p)	
	δ_0	δ_1	δ_0	δ_1
BE	1,196**	0,760**	1,206**	0,760**
DI	0,764**	0,828**	0,750**	0,830**
AL	0,356**	0,937**	0,376**	0,928**
GR	0,535*	0,962**	0,303	1,012**
FR	1,798**	0,619**	1,831**	0,610**
IR	1,784**	0,646**	2,001**	0,595**
IT	0,627	0,904**	0,661	0,897**
LU	1,269**	0,752**	1,263**	0,751**
HO	0,600**	0,863**	0,608**	0,860**
AU	0,133	0,997**	0,154*	0,990**
PO	-0,285	1,131**	-0,130	1,099**
FI	1,260**	0,762**	1,206**	0,771**
SU	2,177**	0,539**	2,177**	0,536**
UK	2,136**	0,601**	2,028**	0,621**
Restricciones	$\chi^2(14) = 10,642$ (0.712) $\chi^2(15) = 25,947$ (0.040)		$\chi^2(14) = 12,809$ (0.542) $\chi^2(15) = 29,418$ (0.016)	
Panel homogéneo	δ_1 0,827**		δ_1 0,843**	
Restricciones	$\chi^2(1) = 182,81$ (0.000)		$\chi^2(1) = 236,29$ (0.000)	
<i>Análisis de los residuos (3 adelantos y retardos)</i>				
T-BAR = -4,64**	$\beta = -0,354$		Vida-media = 1,59	
<i>Nota:</i> * y ** indican que una variable es estadísticamente significativa a un 5 y 1% respectivamente. $\chi^2(14)$ contrasta la hipótesis de homogeneidad entre los componentes del panel y $\chi^2(15)$ y $\chi^2(1)$ la hipótesis de relación unitaria entre el tipo de cambio nominal y el diferencial de precios. <i>P-value</i> entre paréntesis. β es la velocidad de ajuste. La vida media de las desviaciones se calcula como: $\ln(0,5)/\ln(1+\beta)$ y está medida en años. Los valores críticos de los test IPS al 5 y 1% de significatividad son 1,645 y 2,33.				

TABLA 7.- ESTIMACIÓN DE PANEL DE LA RELACIÓN TIPO DE CAMBIO REAL-PRODUCTIVIDADES RELATIVAS PARA LA UE-15

	PDOLS		PDSUR	
	$n=3$ y $p=3$	$n=2$ y $p=2$	$n=3$ y $p=3$	$n=2$ y $p=2$
	θ_l	θ_l	θ_l	θ_l
BE	1,276**	1,390**	1,501**	1,365**
DI	-0,183	-0,009	-0,050	0,044
AL	0,241	0,264	0,211	0,068
GR	1,641**	1,482**	1,881**	1,653**
FR	1,089**	1,347**	1,271**	1,289**
IR	-0,280	-0,189	-0,456**	-0,394**
IT	0,786**	0,787**	0,610**	0,450**
LU	-0,039	-0,014	0,056	0,058
HO	0,287	0,531*	0,286	0,409**
AU	0,008	0,063	-0,070	-0,287*
PO	-1,040**	-0,920**	-1,262**	-0,846*
FI	-0,267	-0,111	-0,213	0,108
SU	0,437**	0,570**	0,466**	0,597**
UK	0,848**	0,956**	0,716**	0,796**
	θ_l	θ_l	θ_l	θ_l
Panel	0,341**	0,422**	0,359**	0,406**
Restricciones	$\chi^2(14) = 7,11$ (0.93) $\chi^2(1)^a = 10,52$ (0.00) $\chi^2(1)^b = 16,16$ (0.00)	$\chi^2(14) = 7,87$ (0.89) $\chi^2(1)^a = 4,763$ (0.03) $\chi^2(1)^b = 9,217$ (0.00)	$\chi^2(14) = 5,79$ (0.97) $\chi^2(1)^a = 9,425$ (0.00) $\chi^2(1)^b = 14,57$ (0.00)	$\chi^2(14) = 5,95$ (0.97) $\chi^2(1)^a = 4,250$ (0.04) $\chi^2(1)^b = 8,715$ (0.00)
<i>Análisis de los residuos</i>				
		<i>T-BAR</i>	β	<i>Vida-media</i>
PDOLS (n=2 y p=2)		-4,83**	0,374	1,48
PDSUR (n=2 y p=2)		-4,00**	0,307	1,89

Nota: * y ** indican que una variable es estadísticamente significativa a un 5 y 1% respectivamente. $\chi^2(14)$ contrasta la hipótesis de homogeneidad entre los componentes del panel y $\chi^2(1)^a$ y $\chi^2(1)^b$ las siguientes hipótesis: $\theta_1=0,55$ y $\theta_1=0,6$. *P-value* entre paréntesis. β es la velocidad de ajuste. La vida media de las desviaciones se calcula como: $\ln(0,5)/\ln(1+\beta)$ y está medida en años. Los valores críticos de los test IPS al 5 y 1% de significatividad son 1,645 y 2,33.

TABLA 8.- ESTIMACIÓN DE PANEL DE LA RELACIÓN TIPO DE CAMBIO REAL-PRODUCTIVIDADES RELATIVAS PARA LA UME-12				
	PDOLS		PDSUR	
	<i>n=3 y p=3</i>	<i>n=2 y p=2</i>	<i>n=3 y p=3</i>	<i>n=2 y p=2</i>
	θ_1	θ_1	θ_1	θ_1
Panel	0,353**	0,403**	0,353**	0,312**
Restricciones	$\chi^2(1)^a = 5,765$ (0.02)	$\chi^2(1)^a = 3,621$ (0.06)	$\chi^2(1)^a = 5,210$ (0.02)	$\chi^2(1)^a = 1,013$ (0.34)
	$\chi^2(1)^b = 9,061$ (0.00)	$\chi^2(1)^b = 6,527$ (0.01)	$\chi^2(1)^b = 8,380$ (0.00)	$\chi^2(1)^b = 3,682$ (0.06)
<i>Análisis de los residuos</i>				
		<i>T-BAR</i>	β	<i>Vida-media</i>
PDOLS (n=2 y p=2)		-3,43**	0,332	1,72
PDSUR (n=3 y p=3)		-3,96**	0,383	1,43
<i>Nota:</i> * y ** indican que una variable es estadísticamente significativa a un 5 y 1% respectivamente. $\chi^2(1)^a$ y $\chi^2(1)^b$ contrastan las siguientes hipótesis: $\theta_1=0,55$ y $\theta_1=0,6$. <i>P-value</i> entre paréntesis. β es la velocidad de ajuste. La vida media de las desviaciones se calcula como: $\ln(0,5)/\ln(1+\beta)$ y está medida en años. Los valores críticos de los test IPS al 5 y 1% de significatividad son 1,645 y 2,33.				