

LA RELACIÓN ENTRE LOS NIVELES DE PRECIOS Y LOS NIVELES DE RENTA Y PRODUCTIVIDAD EN LOS PAÍSES DE LA ZONA DEL EURO

Ana R. Martínez Cañete

Departamento de Economía Aplicada III

Universidad Complutense de Madrid

e-mail: anrmarti@ccee.ucm.es

Resumen

En este trabajo se contrasta en un conjunto de países que hoy forman parte de la zona del euro (en concreto Alemania, Austria, Bélgica, España, Finlandia, Francia, Holanda, Italia y Portugal) si, en primer lugar, dentro de cada uno de ellos la renta per cápita y la productividad relativa del sector expuesto al comercio internacional presentan una relación positiva de largo plazo (en el periodo 1970-2002) con los precios relativos de los servicios no comerciables. En segundo lugar, se analiza si sus diferencias de renta per cápita y de productividad relativa con respecto a Alemania muestran una relación positiva de largo plazo con sus tipos de cambio reales. Para contrastar ambas relaciones se utiliza un análisis de cointegración basado en la metodología de Johansen. Además, se aplican tests que permiten detectar la existencia de cointegración en presencia de cambio estructural, lo que resulta especialmente relevante pues la unificación monetaria supone un nuevo régimen cambiario dentro del periodo muestral. Los resultados obtenidos confirman, en general, el papel desempeñado por la productividad relativa a la hora de explicar los precios de los servicios no comerciables dentro de cada país, mientras que la evidencia a favor de la renta es más débil. Por lo que respecta a los tipos de cambio reales, tanto las diferencias de productividad relativa como de renta per cápita con respecto a Alemania presentan, en general, el signo positivo esperado, aunque no en todos los países de la muestra resultan significativas.

Palabras clave: renta, productividad, tipos de cambio reales, no comerciables, cointegración.

Área temática: Economía Nacional e Internacional.

1. Introducción

Estudiar si los niveles de renta y productividad pueden explicar las diferencias de niveles de precios en las economías de la eurozona plantea importantes implicaciones de política económica, pues si a medida que las economías menos desarrolladas del área convergen hacia las más avanzadas también se aproximan a sus superiores niveles de precios, esta convergencia podría manifestarse en tasas de inflación más elevadas en los países inicialmente más “baratos” —puesto que el tipo de cambio nominal está irrevocablemente fijo como consecuencia de la unión monetaria— hasta que ese proceso se completase, en la medida de lo posible.

En este sentido, el hecho de que determinados países en el área del euro puedan “necesitar” tasas de inflación superiores a las marcadas en el objetivo conjunto de la zona (un 2% interanual como máximo) puede obstaculizar la política monetaria del Banco Central Europeo y conducir a que otros Estados miembros acaben presentando debilitamiento económico —dada la resistencia de la autoridad monetaria a bajar los tipos de interés cuando la tasa de inflación promedio está por encima del objetivo— así como dificultades para cumplir las reglas de disciplina fiscal establecidas en el Pacto de Estabilidad y Crecimiento, si los países que atraviesan una etapa recesiva recurren a la política fiscal para estimular la demanda.

Los niveles agregados de precios de una economía pueden expresarse como una media ponderada de los precios de los bienes y servicios comerciables (aquellos expuestos a la competencia internacional y cuyo mercado es el mundial) y de los bienes y servicios no comerciables (o, en sentido estricto, menos comerciables, y que son aquellos protegidos en gran medida de dicha competencia y cuyo mercado es, fundamentalmente, el doméstico). El proceso de arbitraje debiera conducir previsiblemente a una cierta, aunque no total, equiparación de los precios de los bienes comerciables, por lo que en principio cabe esperar que las diferencias internacionales en los niveles de precios agregados estén en mayor medida determinadas por la evolución de los precios de los no comerciables.

La teoría económica señala básicamente dos explicaciones a la hora de justificar las diferencias entre países en los precios de los servicios aislados del comercio internacional (además del distinto grado de competencia que pueda caracterizar a sus mercados): por un lado, la denominada “hipótesis de demanda relativa” y, por otro, el efecto Balassa-Samuelson, aunque ambas, al no ser excluyentes, pueden actuar de forma conjunta.

Según la “hipótesis de demanda relativa” los países con mayor nivel de renta muestran niveles de precios superiores de los servicios no comerciables y, con ello, mayores niveles de precios agregados. La explicación a esta relación positiva se debe a que la elasticidad renta de la demanda de dichos servicios es, en muchos casos, superior a la unidad.

Por su parte, el efecto Balassa-Samuelson indica que los países con una productividad más elevada en el sector expuesto al comercio internacional presentan mayores niveles de precios de los servicios no comerciables —pues los salarios en ambos sectores tienden a equipararse por la movilidad de los trabajadores y el sector protegido del comercio internacional es, en general, menos productivo— lo que supone niveles de precios agregados superiores, al asumir que los precios del sector expuesto se equiparan entre países como consecuencia del arbitraje.

El primer objetivo que se plantea en este trabajo es contrastar si los niveles de precios de los servicios no comerciables en un conjunto de países que hoy forman parte de la eurozona han podido explicarse en el largo plazo (en el periodo 1970-2002) por sus niveles de productividad relativa en el sector abierto al comercio internacional (de acuerdo con el efecto Balassa-Samuelson), así como por su nivel de renta per cápita (como indica la “hipótesis de demanda relativa”). En esta primera relación incluimos además como posible variable

explicativa el gasto en consumo final del gobierno en porcentaje del PIB, dado que dicho gasto recae en mayor medida sobre los no comerciables, por lo que también puede afectar a su precio.

Como segundo objetivo analizamos si la evolución relativa de dichos factores ha permitido explicar en el largo plazo los niveles de precios agregados de cada economía de la muestra con respecto a Alemania (es decir, los tipos de cambio reales bilaterales con respecto a este país). En este caso, consideramos además como regresor los tipos de cambio reales en el sector comerciable, para recoger de esta manera el efecto de los distintos elementos que pueden provocar diferencias entre países en los precios de los bienes expuestos al comercio internacional.

Para estimar estas relaciones de equilibrio empleamos un análisis de cointegración basado en la metodología de Johansen (1988, 1995), que complementamos con la contrastación de la posible existencia de cambio estructural en dichas relaciones, siguiendo la aproximación de Gregory y Hansen (1996a, 1996b).

Nuestro trabajo difiere de estudios previos en varios aspectos: (i) utilizamos un periodo temporal más extenso —desde 1970 hasta 2002 en la mayor parte de los países, mientras que en los trabajos anteriores se emplea una muestra que finaliza, en el mejor de los casos, a principios o mediados de los años noventa—, y un conjunto de países más amplio —en concreto, incluimos a Portugal, que no había sido analizado previamente debido a la falta de datos—; (ii) usamos series elaboradas a partir de datos que provienen de la base STAN de la OCDE, de reciente difusión y que incorpora los cambios metodológicos del sistema SEC 95; (iii) clasificamos los sectores de la forma más precisa posible en función del porcentaje que sus exportaciones representan sobre su producción —la mayoría de los estudios realizados consideran comerciables a las manufacturas y la agricultura, y no comerciables al resto de la economía— y, por último, (iv) contrastamos la existencia de cointegración permitiendo cambio estructural en las relaciones de largo plazo, algo especialmente oportuno dado que nuestro periodo muestral incluye un nuevo régimen cambiario como es el establecimiento de la moneda única.

Para el desarrollo de estos objetivos, organizamos el trabajo de la siguiente manera: tras esta introducción, en el apartado 2 presentamos una descomposición del tipo de cambio real que nos permitirá identificar los factores que pueden generar diferencias de niveles de precios entre países; en el apartado 3 analizamos las variables de las que depende la evolución del precio relativo de los bienes y servicios no comerciables, tanto por el lado de la oferta como por el lado de la demanda; en el epígrafe 4 relacionamos el tipo de cambio real con los factores explicativos de dichos precios relativos. En el apartado 5 detallamos los datos y la metodología econométrica empleada; en el 6 y en el 7, respectivamente, exponemos los resultados del análisis de cointegración aplicado sobre los precios relativos de los no comerciables y sobre los tipos de cambio reales. Finalmente, en la sección 8 se recogen las principales conclusiones.

2. Una descomposición de los niveles de precios agregados a través del tipo de cambio real

Los tipos de cambio reales representan los niveles de precios de las economías una vez que se denominan en una moneda común. Pueden expresarse como:

$$q_t = e_t + p_t - p_t^* \quad (1)$$

donde todas las variables aparecen en logaritmos; e_t refleja el tipo de cambio nominal definido como el precio en moneda extranjera de una unidad de moneda nacional, p_t y p_t^* indican el nivel de precios nacional y exterior, respectivamente.

En las economías existen bienes y servicios comerciables C y bienes y servicios no comerciables N, de forma que pueden definirse los niveles de precios como una media ponderada de ambos, donde α y α^* representan el peso del sector comerciable en la economía nacional y en el exterior, respectivamente:

$$p_t = \alpha p_{C_t} + (1 - \alpha)p_{N_t} \quad (2)$$

$$p_t^* = \alpha^* p_{C_t}^* + (1 - \alpha^*)p_{N_t}^* \quad (3)$$

Sustituyendo (2) y (3) en (1) obtenemos:

$$q_t = (e_t + p_{C_t} - p_{C_t}^*) + (1 - \alpha)(p_{N_t} - p_{C_t}) - (1 - \alpha^*)(p_{N_t}^* - p_{C_t}^*) \quad (4)$$

El nivel de precios de los servicios no comerciables viene determinado por sus curvas de oferta y demanda nacionales, a diferencia de lo que sucede con los precios de los comerciables. Este hecho puede producir desviaciones sistemáticas de la PPA, al provocar que $(p_{N_t} - p_{C_t}) \neq (p_{N_t}^* - p_{C_t}^*)$. Además, como explicamos en el próximo apartado, el precio de estos servicios está en mayor medida condicionado por factores estructurales que caracterizan a las economías como son los niveles de renta y productividad. En este trabajo analizamos en primer lugar si estas dos variables permiten justificar el precio relativo de los servicios no comerciables dentro de un conjunto de países de la zona del euro para, a continuación, estudiar si la evolución de las mismas con respecto a otra economía que tomamos como referencia (en nuestro caso, Alemania) puede explicar los niveles de precios agregados.

3. Factores explicativos del precio relativo de los bienes y servicios no comerciables

3.1. Factores de oferta: el modelo Balassa-Samuelson (BS)

A la hora de explicar el precio relativo de los bienes y servicios no comerciables desde el lado de la oferta la teoría que ha gozado de mayor popularidad en la literatura económica ha sido, sin duda, la desarrollada de forma separada por Balassa (1964) y Samuelson (1964)¹. Sin embargo, estos autores no formalizaron sus argumentos. Formalizaciones de los mismos pueden encontrarse, por ejemplo, en Froot y Rogoff (1995) y Obstfeld y Rogoff (1996).

Este modelo asume un marco de competencia perfecta en el sector comerciable y en el no comerciable por lo que, como resultado de la maximización de beneficios, los salarios reales deben igualarse a las productividades marginales del trabajo en cada sector. Además, del marco neoclásico se extrae también la consideración de la libre movilidad del trabajo entre sectores (además de la perfecta movilidad del capital tanto a nivel sectorial como internacional), por lo que los salarios nominales se igualan a nivel sectorial. Como consecuencia, los precios relativos pueden expresarse como:

¹ Las ideas de estos autores tenían como precedente el trabajo de Harrod (1933); por este motivo a este modelo se le denomina también modelo Harrod-Balassa-Samuelson.

$$p_{rel_t} = p_{N_t} - p_{C_t} = prod_{C_t} - prod_{N_t} = prod_{rel_t} \quad (5)$$

donde $prod_{C_t}$ y $prod_{N_t}$ representan, respectivamente, la productividad media del trabajo en el sector comerciable y no comerciable².

De esta expresión se deriva que existe una relación positiva de largo plazo entre la diferencia de productividades sectoriales y los precios sectoriales relativos³. De forma que si la productividad en el sector expuesto es más elevada, también lo serán los salarios en este sector, pero si, gracias a la libre movilidad de los trabajadores, los salarios de ambos sectores tienden a equipararse, el incremento de los costes laborales unitarios en el sector no comerciable se verá acompañado de una elevación de sus precios.

Los trabajos que han contrastado el modelo BS han utilizado distintas clasificaciones sectoriales para distinguir los bienes y servicios comerciables de los no comerciables, y diferentes metodologías econométricas. Así, mientras que Balassa (1964) emplea una regresión de sección cruzada con las tasas de crecimiento de los precios y las productividades relativas, Asea y Mendoza (1994) utilizan datos de panel con dichas tasas de crecimiento, Canzoneri *et al.* (1998, 2002) aplican tests de raíces unitarias con datos de panel para las variables en niveles, y Alberola y Tyrväinen (1999) y Katsimi (2004) realizan un análisis de cointegración para cada uno de los países europeos que utilizan en su muestra. A pesar de estas diferentes aproximaciones empíricas, estos estudios coinciden en que, en general, existe una relación positiva entre los precios relativos y las productividades relativas dentro de los países analizados.

3.2. Factores de demanda: la hipótesis de demanda relativa

De acuerdo con el efecto BS, los precios relativos de los no comerciables son independientes de la evolución de la demanda y se determinan únicamente por las diferencias sectoriales de productividad. Esta propiedad del modelo se debe a dos hipótesis: (i) el capital es móvil internacionalmente y (ii) tanto el capital como el trabajo se mueven instantáneamente entre los dos sectores dentro de los países.

Sin embargo, como señalan Froot y Rogoff (1995, cap.3), estos supuestos no siempre se verifican puesto que: existen economías total o parcialmente cerradas a los mercados mundiales de capitales, y es posible que dentro de un país el trabajo y/o el capital no puedan ser transferidos instantáneamente entre sectores⁴. En estos casos, al no ser la oferta agregada totalmente elástica, el precio relativo de los servicios no comerciables estaría determinado por la interacción de la oferta y la demanda de los mismos.

El efecto de los factores de demanda sobre los precios relativos sería más intenso si aceptamos, como señalan algunos autores, que los bienes y servicios no comerciables presentan

² Las dificultades existentes a la hora de estimar los stocks de capital sectoriales conducen a que la mayor parte de los estudios que contrastan el modelo BS empleen la productividad media del trabajo en lugar de la productividad total de los factores. Además, en funciones de producción como la Coob-Douglas la productividad marginal del trabajo es proporcional a la productividad media. Véase Martínez (2005).

³ Esta expresión, en primeras diferencias, permite explicar la “inflación dual” de las economías a partir de los diferentes ritmos de crecimiento de sus productividades sectoriales.

⁴ En una unión monetaria como es la UEM, puesto que no existen restricciones a la movilidad de capitales entre Estados miembros, sólo resulta relevante la segunda de las situaciones citadas, es decir, que los factores productivos no sean perfectamente móviles entre sectores a corto plazo.

una elasticidad-renta de la demanda superior a la unidad, es decir, que la demanda de los mismos crece más que proporcionalmente a medida que lo hace la renta⁵.

A este respecto, aunque la literatura empírica no apoya unánimemente que la demanda de los no comerciables considerados a nivel agregado sea mayor que uno, bastantes trabajos obtienen que ciertas categorías de servicios sí presentan una elasticidad-renta superior a la unidad. Es el caso de los trabajos de Gundlach (1994), Summers (1985) y Falvey y Gemmell (1996).

3.3. Factores de oferta y demanda considerados conjuntamente

Tanto el modelo BS como la hipótesis de demanda relativa permiten explicar el precio de los bienes y servicios no comerciables frente a los comerciables. En el primer caso, estos precios aumentan a medida que crece la productividad relativa en el sector expuesto a la competencia internacional; en el segundo, a medida que crece la renta e impulsa la demanda de los no comerciables.

Los estudios empíricos que analizan conjuntamente el efecto de los factores de oferta y de los factores de demanda suelen incluir entre estos últimos, además de la renta per cápita, alguna medida de gasto público, habitualmente el gasto en consumo final del gobierno.

La variable renta per cápita se utiliza como *proxy* para medir el cambio en las preferencias de los consumidores desde los bienes comerciables hacia los no comerciables, si estos últimos fueran “superiores” en demanda.

El papel otorgado al consumo público se centra en el supuesto razonable de que recae en mayor medida sobre los servicios no comerciables de lo que lo hace sobre los bienes comerciables, con lo que los gobiernos, al aumentar la demanda relativa de los primeros, tienden a elevar su precio. Ahora bien, como señalan De Gregorio *et al.* (1994), el gasto del gobierno tiene dos efectos en principio opuestos sobre la demanda sectorial: por un lado, aumenta la demanda de no comerciables pero, por otro, si estos gastos se financian con impuestos, al reducirse la renta privada disponible podría disminuir la demanda de servicios en mayor medida que la de los bienes comerciables, si asumimos la mayor elasticidad-renta de los primeros⁶.

Los trabajos que contrastan la actuación conjunta de los factores de oferta y de demanda (como son los de De Gregorio *et al.* [1994], Micossi y Milesi-Ferretti [1994] y Lane y Milesi-Ferretti [2002]) tienden a confirmar, pese a las distintas metodologías econométricas empleadas, el papel desempeñado por las diferencias de productividad sectoriales sobre la evolución de los precios relativos. En cambio, la evidencia a favor del efecto a largo plazo de los factores de demanda es más débil, aunque se reconoce su influencia en el corto plazo.

En este trabajo, utilizamos como variables explicativas de los precios relativos de los no comerciables $p_{rel,t}$, además de la productividad relativa del sector expuesto $prod_{rel,t}$, el gasto en consumo final del gobierno g_t y la renta per cápita y_t , dada la escasa evidencia que los estudios empíricos antes señalados otorgan a otros posibles factores como son los shocks del

⁵ A esto se añade que, por su propia definición, los bienes y servicios no comerciables no pueden ser importados.

⁶ Otra vía a través de la cual el gasto en consumo del gobierno podría afectar a la demanda de los no comerciables, y con ello a sus precios relativos, es a través de la posición financiera neta exterior del país. Si un incremento de dicho consumo provocara un aumento del déficit presupuestario, a menos que el sector privado contrarrestase la caída del ahorro público incrementando el suyo, se produciría un deterioro de la posición neta en activos exteriores que, vía efecto renta, podría disminuir la demanda relativa de los no comerciables y, de este modo, su precio.

petróleo o la evolución de los términos de comercio. Es decir, contrastamos en cada país de la muestra si a largo plazo:

$$p_{rel_t} = f(prod_{rel_t}, y_t, g_t)$$

donde esperamos obtener un signo positivo tanto en el caso de la productividad relativa (de acuerdo con el efecto BS), como en el caso de la renta (de acuerdo con la hipótesis de demanda relativa).

Nuestro objetivo es analizar si los precios relativos de los no comerciables pueden explicarse por factores de convergencia real (junto con el gasto en consumo de los gobiernos) ya que, en ese caso, a medida que la renta y la productividad crecen en un país, también debiera hacerlo el precio de sus bienes y servicios aislados en mayor medida del comercio internacional.

4. El tipo de cambio real y los factores que afectan al precio relativo de los no comerciables. diferentes aproximaciones

Si *dentro* de cada país cuando crecen la renta y la productividad relativa del sector expuesto aumentan los precios de los bienes y servicios no comerciables, trasladar esta relación a la comparación internacional implica analizar si las diferencias *entre países* de estas variables permiten explicar la evolución de sus niveles de precios agregados una vez que se expresan en moneda común (es decir, sus tipos de cambio reales).

De ser así, desde una perspectiva dinámica, a medida que las economías menos avanzadas convergieran hacia los estándares que caracterizan a las más desarrolladas, también deberían aproximarse a los niveles de precios superiores que presentan sus servicios no comerciables (y, de este modo, a sus mayores niveles de precios agregados), lo que podría manifestarse en tasas de inflación más elevadas (véase Sinn y Reutter [2001]) hasta que ese proceso se completase, en la medida de lo posible⁷.

Del estudio de los tipos de cambio reales se extrae una abultada literatura que no es unánime en cuanto a si el tipo de cambio real se comporta como una variable no estacionaria (con lo que no se verificaría la PPA ni siquiera en el largo plazo) o si, por el contrario, es una variable estacionaria pero que tarda bastante tiempo en volver a la situación de PPA una vez que se producen desviaciones que la alejan de la misma. En la búsqueda de una explicación a ambas posibilidades muchos autores han centrado su trabajo empírico en los factores de los que depende la diferente evolución entre países del precio relativo de los bienes y servicios no comerciables, asumiendo que los precios del sector expuesto al comercio internacional tienden a equipararse en mayor medida como consecuencia del arbitraje.

Un primer grupo de trabajos, de acuerdo con el enfoque de Balassa (1964) y Samuelson (1964), considera que los tipos de cambio reales están determinados exclusivamente por las diferencias internacionales en la productividad relativa del sector comerciable. Este hecho se deriva de que este modelo asume que se verifica la PPA en el sector expuesto (es decir $e_t + p_{C_t} = p_{C_t}^*$), por lo que la evolución de los tipos de cambio reales está “conducida” por los

⁷ Decimos en la medida de lo posible porque, de acuerdo con el modelo neoclásico de crecimiento, la igualación de rentas per cápita en el largo plazo (es decir, la *convergencia beta absoluta*) derivada de que las economías más desfavorecidas tienden a crecer más rápido que las avanzadas, exige aceptar que todas las economías de la muestra comparten el mismo estado estacionario. En caso contrario, cada país únicamente convergerá a su propio nivel de renta de equilibrio a largo plazo (en este caso hablamos de *convergencia beta condicional*). Sin embargo, autores como Sala-i-Martin (1996) consideran que no es poco realista asumir que los países de la OCDE (y por tanto, los países que hoy pertenecen a la zona del euro) presentan el mismo estado estacionario.

precios relativos del sector no comerciable (recuérdese la expresión [4]). Los estudios de Hsieh (1982), Marston (1987), Strauss (1996), Canzoneri *et al.* (1998, 2002) y Begum (2000), entre otros, obtienen que, en general, las diferencias de productividad relativas son significativas y presentan el signo adecuado a la hora de explicar las fluctuaciones de los tipos de cambio reales.

Un segundo grupo de trabajos considera la existencia de costes para reasignar factores de producción entre sectores y relaja el supuesto de perfecta movilidad de capitales a nivel internacional que asume el modelo BS, con lo que los factores de demanda pueden ser incluidos como explicativos del tipo de cambio real (además de las productividades relativas), al actuar básicamente sobre el precio relativo de los no comerciables. Así, por ejemplo, Dibooglu (1996) y Camarero y Tamarit (2002) incorporan en el análisis el gasto real de los gobiernos (además de los diferenciales de tipos de interés, en este último trabajo).

Finalmente, un tercer grupo de estudios adopta una aproximación intertemporal, para considerar tanto factores de oferta como de demanda. Es el caso de los artículos de Froot y Rogoff (1991), Rogoff (1992) y Chinn y Johnston (1997). Es interesante destacar que en estos trabajos o bien se encuentra una evidencia ambigua del papel desempeñado por el consumo de los gobiernos, o bien se obtiene que cuando en un país esta variable crece más que en el país que se toma como referencia, su tipo de cambio real tiende a depreciarse con respecto a este último —cuando si suponemos que el consumo público recae en mayor medida sobre los no comerciables, debería producirse una apreciación al aumentar los precios relativos de éstos⁸.

En este trabajo no consideramos oportuno centrarnos únicamente en los efectos de los precios relativos de los no comerciables sobre los tipos de cambio reales, dado que la zona del euro incluye países con niveles de renta y productividad parecidos a los de Alemania (el país que hemos utilizado como referencia en la comparación internacional), y autores como Engle (1999) argumentan que entre economías de desarrollo similar las diferencias de precios en el sector comerciable tienen más peso a la hora de explicar los precios agregados que cuando se analizan países de nivel de desarrollo muy distinto.

Para tener en cuenta este aspecto analizamos, en primer lugar, si los tipos de cambio reales en el sector comerciable con respecto a Alemania se han comportado como estacionarios en el periodo objeto de estudio (1970-2002). En aquellos países para los que no pueda rechazarse que esta variable presente raíz unitaria la incluiremos como explicativa de los tipos de cambio reales. Es decir, incluiremos $q_{C_t} = e_t + p_{C_t} - p_{C_t}^*$ para recoger así los factores que pueden impedir la plena equiparación de precios de los bienes que se comercian a nivel internacional⁹. En este caso contrastaremos en cada país si, a largo plazo:

$$q_t = f(q_{C_t}, \text{prod}_{rel_t}, \tilde{y}_t, \tilde{g}_t)$$

donde $\text{prod}_{rel_t} = \text{prod}_{rel_t} - \text{prod}_{rel_t}^*$, $\tilde{y}_t = y_t - y_t^*$, $\tilde{g}_t = g_t - g_t^*$. Las variables con asterisco se corresponden con las de Alemania.

Cabe esperar que estas variables presenten signo positivo; el tipo de cambio real del sector comerciable actuaría directamente sobre el tipo de cambio real, mientras que las otras

⁸ Recuérdese, sin embargo, que según De Gregorio *et al.* (1994) la financiación del gasto del gobierno mediante impuestos podría perjudicar la demanda relativa de los no comerciables, al reducir la renta disponible de los agentes.

⁹ Por ejemplo, los modelos que consideran el tipo de cambio como un activo que reacciona ante shocks monetarios y financieros (en particular ante los diferenciales de tipos de interés) permiten justificar que, en presencia de precios rígidos, se produzcan desviaciones de la PPA. Por otro lado, habría que considerar otros elementos que afectan al tipo de cambio real de los bienes comerciables como son los costes de transporte, los impuestos, la evolución de la posición financiera neta exterior y las perturbaciones en los términos de comercio derivadas, por ejemplo, de las fluctuaciones en el precio del petróleo (véase Rogoff [1996]).

variables lo harían, principalmente, a través del precio relativo de los no comerciables¹⁰. De manera que si la productividad relativa o la renta per cápita crecieran en una economía de la muestra a mayor ritmo que en Alemania, tendría lugar una apreciación de su tipo de cambio real con respecto a este país, lo que supondría una convergencia hacia sus niveles de precios¹¹.

5. Los datos y la metodología econométrica

5.1. Los datos

Para clasificar los sectores económicos en comerciables y no comerciables (aunque en sentido estricto debiéramos denominarles “menos” comerciables) hemos utilizado el criterio de De Gregorio *et al.* (1994), según el cual sólo aquellos sectores cuyas exportaciones superen el 10% de su producción son considerados comerciables. El sector comerciable incluye así “manufacturas”, “minería” y “transporte, almacenamiento y comunicaciones” y el no comerciable “electricidad, gas y agua”, “construcción”, “comercio al por mayor y al por menor”, “hoteles y restaurantes”, “intermediación financiera”, “actividades inmobiliarias, empresariales y de alquiler”, “otros servicios comunitarios” y los servicios prestados por el sector público¹². Además, al igual que diversos autores que contrastan el modelo BS (como son el propio Balassa [1964] y Alberola y Tyrväinen [1999]), hemos excluido de nuestro estudio a la agricultura, ya que la evolución de sus precios es bastante probable que no venga condicionada por la productividad, sino por otros factores como son subvenciones o precios administrados.

Los precios sectoriales han sido aproximados por el ratio entre el valor añadido nominal y el real.

Hemos calculado para Alemania, Austria, Bélgica, España, Francia, Finlandia, Italia y Portugal las productividades sectoriales del trabajo por ocupado, con datos procedentes de la base STAN de la OCDE¹³. En el caso de Holanda hemos utilizado productividades del trabajo por puestos de trabajo equivalentes a tiempo completo de ocupados para reducir el posible sesgo de medición derivado del elevado porcentaje de trabajo a tiempo parcial que presenta dicho país. El output real en cada sector ha sido aproximado por el valor añadido bruto real.

Los niveles de renta per cápita provienen del apéndice estadístico de la revista *European Economy* n°4 (2004), publicada por la Comisión Europea. Los hemos utilizado en moneda nacional a precios de 1995. Para calcular las diferencias en el nivel de renta con respecto a Alemania, los datos nacionales se han expresado en marcos alemanes con el tipo de cambio de 1995 y a precios de 1995.

De la misma fuente procede el gasto en consumo final del gobierno en porcentaje del PIB.

Por lo que respecta al tipo de cambio real, hemos empleado tipos bilaterales frente al marco alemán. Los datos de los tipos nominales provienen de Eurostat; los precios empleados para construir las series de los tipos de cambio reales son los deflatores del valor añadido del

¹⁰ Recuérdese que estudios como los de Rogoff (1992) y Chinn y Johnston (1997) obtienen un signo negativo en las diferencias en el gasto en consumo de los gobiernos.

¹¹ Esa apreciación del tipo de cambio real una vez dentro de la unión monetaria equivale a una tasa de inflación superior.

¹² Estos sectores se corresponden con la clasificación sectorial ISIC Rev2.

¹³ Esta base de datos también proporciona información de Luxemburgo y Grecia pero, al menos de momento, es bastante incompleta por lo que no hemos podido incluir estas economías en nuestro estudio. En cambio, no ofrece información de Irlanda y los datos que hemos solicitado a su Oficina Estadística no permiten incorporar a este país en el análisis pues no se corresponden con la misma desagregación sectorial.

total de la economía y para las series de tipos de cambio del sector comerciable los deflatores correspondientes a dicho sector.

El periodo analizado comprende desde 1970 hasta 2002 en la mayor parte de los países considerados¹⁴. Puesto que nuestro periodo muestral comprende distintos regímenes cambiarios —en 1973 tuvo lugar la ruptura de los acuerdos de Bretton Woods, lo que supuso la vuelta a los tipos de cambio flexibles, y en 1999 empezó a funcionar la UEM— aplicamos tests que contrastan la existencia de cointegración permitiendo un cambio estructural, para analizar si efectivamente el paso por estos distintos regímenes ha afectado a las relaciones de largo plazo entre las variables objeto de nuestro estudio¹⁵.

Todos los datos son anuales, se expresan en logaritmos y están normalizados para que adopten el valor cero en la primera observación.

5.2. El análisis de cointegración según la metodología de Johansen (1988, 1995) y el análisis de cointegración con cambio estructural propuesto por Gregory y Hansen (1996a, 1996b)

Puesto que nuestro objetivo consiste en contrastar relaciones de largo plazo (una sobre el comportamiento de los precios relativos de los no comerciables y otra sobre los tipos de cambio reales) empleamos un análisis de cointegración; en particular, utilizamos la metodología propuesta por Johansen (1988, 1995) pues permite estudiar la existencia de cointegración en un marco multivariante. Esta metodología parte de considerar un *VAR* de orden p y m variables:

$$Y_t = \mu + \phi_1 Y_{t-1} + \phi_2 Y_{t-2} + \dots + \phi_p Y_{t-p} + e_t \quad (6)$$

donde la matriz Y_t contiene $(m \times 1)$ series temporales desde $y_{1,t}$ hasta $y_{m,t}$. Este *VAR*(p) puede expresarse en forma de un modelo de corrección del error como:

$$\Delta Y_t = \mu + \Gamma_1 \Delta Y_{t-1} + \dots + \Gamma_{p-1} \Delta Y_{t-p+1} + \Pi Y_{t-p} + e_t \quad (7)$$

Si el rango r de la matriz Π es cero, no existe ninguna relación de cointegración entre las variables implicadas en el análisis. Si $r = m$, todas las variables pueden considerarse estacionarias. Por último, si $0 < r < m$, la matriz Π puede descomponerse de la forma $\Pi = \alpha \beta'$ donde α y β son matrices $(m \times r)$ constituidas por parámetros; β contiene las r relaciones de cointegración y α recoge los parámetros de ajuste.

Este método permite contrastar el número de relaciones de cointegración existentes en el modelo mediante el denominado test de la Traza, que viene dado por la expresión:

$$LR_{tr}(r | m) = -T \sum_{i=r+1}^m \ln(1 - \lambda_i) \quad (8)$$

Este test contrasta la hipótesis nula de r relaciones de cointegración donde $r = 0, 1, \dots, m-1$ y donde T es el número de observaciones de las series.

Las distribuciones asintóticas de este test cambian dependiendo de las hipótesis

¹⁴ En concreto, comprende el periodo 1970- 2002 en Alemania, Finlandia e Italia; 1970-2001 en Bélgica, Francia y España; 1976-2002 en Austria; 1977-2001 en Holanda y 1977-1999 en Portugal. Las series de España se han completado con datos del INE y de la Fundación BBVA.

¹⁵ Lógicamente, desde el comienzo de la UEM en 1999 el tipo de cambio real q_t se ha construido como $q_t = (p_t - p_t^*)$ y, de forma equivalente, el tipo de cambio real del sector comerciable.

realizadas sobre los términos determinísticos en el modelo de corrección del error. A este respecto, Johansen (1992) propone una metodología para determinar conjuntamente el rango de cointegración con una especificación adecuada de dichos términos. Por otra parte, Nielsen y Rahbek (2000) demostraron que en caso de que existan tendencias lineales en los datos (es decir, $E[\Delta Y_t] \neq 0$) contrastar el rango de cointegración comenzando con una especificación que incluya una tendencia restringida en el vector de cointegración induce “similaridad” en el procedimiento de contrastación, es decir, que los valores críticos no dependen de los valores de los parámetros. Después puede contrastarse si esa tendencia es o no significativa y, en éste último caso, estimar el modelo utilizando como especificación una constante no restringida en el vector de cointegración. En cambio, si $E[\Delta Y_t] = 0$ (no hay tendencia en los datos), de acuerdo con este argumento de “similaridad” el contraste del rango de cointegración debiera hacerse considerando una contraste restringida en el vector de cointegración.

En este trabajo estudiamos además si existe cointegración permitiendo la existencia de cambio estructural. Este análisis resulta particularmente necesario en la relación de largo plazo de los tipos de cambio reales, dado que nuestro periodo de estudio comprende distintos regímenes cambiarios. Utilizamos para ello los tests elaborados por Gregory y Hansen (1996a, 1996b).

Estos autores propusieron cuatro modelos para implementar estos tests: (i) un modelo que permite un cambio de nivel en la relación de cointegración (el modelo C), (ii) un modelo con una tendencia lineal que incluye un cambio de nivel (el modelo C/T), (iii) un modelo que permite un cambio tanto en el nivel como en la pendiente de la relación de largo plazo (el modelo C/S), y (iv) una extensión del modelo C/S (llamado modelo $C/S/T$) consistente en incluir un cambio en la tendencia lineal. Estos modelos contrastan la existencia de cointegración bajo la presencia de cambio estructural y, además, proporcionan la fecha del punto de ruptura (T_b), la cual quedará endógenamente determinada por los datos.

Los estadísticos de Gregory y Hansen consisten en tres tests: las versiones modificadas del Dickey-Fuller Aumentado y de los estadísticos Z_α y Z_t de Phillips (1987), a los que denominan ADF^* , Z_α^* y Z_t^* , respectivamente.

6. Resultados del análisis de cointegración aplicado sobre los precios relativos de los no comerciables

Los tests de raíces unitarias Dickey-Fuller Aumentado (ADF) y Phillips-Perron (PP) realizados sobre las variables implicadas en la relación de los precios relativos indican que, en general, no puede rechazarse la hipótesis nula de raíz unitaria en las series en niveles pero sí en primeras diferencias, lo que indica que son $I(1)$. Existen sin embargo algunas excepciones al respecto. Así, en el caso del consumo público en porcentaje del PIB en Alemania, tanto el ADF como el PP (ambos considerando constante en el proceso generador de los datos) apuntan a que puede descartarse la existencia de raíz unitaria. Por otra parte, en los precios relativos de Holanda y en la productividad y la renta per cápita de Finlandia, puede rechazarse la raíz unitaria a partir del test ADF (con constante y tendencia), pero no a partir del PP¹⁶.

¹⁶ Estos tests pueden verse en Martínez (2005), en los cuadros A1.1 y A.1.2 del anexo 1.

Puesto que en estas series ambos tests no coinciden a la hora de indicar el grado de integración, hemos utilizado también los tests de estacionariedad de Johansen¹⁷, los cuales indican que puede rechazarse que las variables a las que nos hemos referido sean estacionarias, excepto el consumo público alemán¹⁸.

La observación de las series y los datos ofrecidos en el cuadro 1 no permiten descartar la existencia de tendencia en los datos (excepto quizás en la variable gasto del gobierno). Siguiendo el procedimiento propuesto por Johansen (1992) para determinar conjuntamente el rango de cointegración y una especificación adecuada de los términos determinísticos, hemos considerado tendencia en los datos (constante no restringida en el vector de cointegración) en todos los países excepto en Finlandia, donde se ha asumido tendencia en el vector de cointegración (en el resto de países esta tendencia no resultaba significativa).

En el cuadro 2 se muestra el contraste del rango de cointegración r entre los precios relativos $p_{rel,t}$, las productividades del trabajo relativas $prod_{rel,t}$, la renta per cápita y_t y el gasto en consumo del gobierno g_t , en el periodo objeto de estudio 1970-2002. Puesto que este periodo muestral no es demasiado extenso, la decisión sobre el rango de cointegración elegido ha sido adoptada teniendo en cuenta, además del test de la traza, la información proporcionada por las raíces características del modelo y los t-valores de los coeficientes de ajuste α (además, por supuesto, de la interpretabilidad económica de los resultados y de los gráficos de las relaciones de cointegración)¹⁹. En el cuadro se recogen estos datos para $r=1$ y $r=2$, ya que rangos superiores son claramente descartables²⁰.

Puede comprobarse que en todas las economías de la muestra, salvo en Holanda, se ha obtenido una relación de largo plazo entre las variables consideradas²¹. Aunque en el caso de España y Portugal puede plantearse la duda sobre si el rango de cointegración es 1 o 2, la observación de los gráficos de las relaciones de cointegración nos ha conducido a considerar $r=1$.

De la observación de los coeficientes estimados de los vectores de cointegración (normalizados para que $\beta_{p_{rel}} = 1$) se desprende que queda respaldado, en general, el papel de la productividad relativa del sector expuesto al comercio internacional, que presenta el signo positivo esperado de acuerdo con el efecto BS en todos los casos salvo en Austria y Portugal (aunque en éste último no es significativa, al igual que sucede en Bélgica²²).

¹⁷ Esta metodología considera innecesario determinar “a priori” el orden de integración de las series ya que puede contrastarse “a posteriori” la estacionariedad de las mismas como una hipótesis concreta sobre el valor de los parámetros de la relación de cointegración. Véase Johansen (1995, pág. 74).

¹⁸ De acuerdo con estos tests, hemos obtenido que los precios relativos en Holanda pueden considerarse estacionarios en el modelo con dos y tres relaciones de cointegración, en el caso de la productividad en Finlandia con tres relaciones, y en la renta en dicho país con dos y tres relaciones. Puesto que como puede comprobarse en el cuadro 1 sólo hemos encontrado una relación de largo plazo en todos los países considerados, asumimos que estas variables son $I(1)$. Estos tests pueden solicitarse a la autora si se desea.

¹⁹ El número de retardos elegido para los *VAR* es aquel que minimiza los criterios de información de Akaike y de Schwarz, además de otros criterios como son el LR (LR secuencial modificado), el FPE (error de predicción final) y el HQ (Hannan-Quinn). En caso de que estos criterios no indiquen por unanimidad el mismo número de retardos hemos realizado tests de exclusión para decidir el número apropiado de los mismos. Antes de elegir definitivamente el orden del *VAR* hemos comprobado que los residuos estimados no presentan autocorrelación significativa (mediante el test LM). Además, también hemos contrastado la normalidad de los mismos (con el test Jarque-Bera) y la ausencia de heterocedasticidad (con el test de White). Estos tests se muestran en el anexo.

²⁰ Las raíces características y los t-valores de los coeficientes de ajuste para rangos de cointegración mayores pueden solicitarse a la autora si se desea.

²¹ En Alemania hemos incluido en el VAR una variable dummy de tipo impulso en 1990 para recoger los posibles efectos producidos tras la reunificación.

²² Así lo indican los correspondientes tests de exclusión ofrecidos en el anexo.

Los resultados de la renta per cápita son mixtos, ya que si bien esta variable muestra signo positivo en todos los países excepto en España e Italia, no resulta significativa en buena parte de ellos²³. Estos resultados parecen indicar que no puede admitirse claramente que los servicios no comerciables a nivel agregado sean superiores en demanda.

En cuanto al gasto en consumo final del gobierno en porcentaje del PIB, presenta en general signo negativo, o bien no resulta significativo.

Podría considerarse que el nivel de renta es una variable *proxy* del nivel de productividad relativa del sector comerciable²⁴. Por esta razón, con vistas a determinar si las posibles relaciones de cointegración obtenidas en el cuadro 2 se refieren al vínculo existente entre la productividad relativa y la renta per cápita contrastamos la hipótesis $H_0 : \beta_{p_{rel}} = 0; \beta_g = 0$. De igual manera, puesto que el consumo público y la evolución de la renta también podrían mostrar una cierta correlación, contrastamos $H_0 : \beta_{p_{rel}} = 0; \beta_{prod_{rel}} = 0$. Estos tests de exclusión se ofrecen en el cuadro A.1 del anexo e indican que ambas hipótesis pueden rechazarse al 5% en todos los países (salvo la última en Bélgica).

Finalmente, los tests de exogeneidad débil realizados revelan que no puede descartarse al 5% que en Alemania, España e Italia los precios relativos de los no comerciables no reaccionen ante las desviaciones de la relación de equilibrio.

En el cuadro 3 se muestran los tests *ADF** obtenidos según el procedimiento de Gregory y Hansen para contrastar la existencia de cointegración permitiendo un cambio estructural²⁵. Los resultados indican que, incluso asumiendo la posibilidad de un cambio estructural en las series, se obtiene una relación de largo plazo entre las variables implicadas (al menos al 10% de significación) en todos los países salvo en Bélgica e Italia. De hecho, mientras que sin cambio estructural no hemos encontrado relación de cointegración en Holanda, permitiéndolo sí (con un punto de ruptura en 1982 de acuerdo con los modelos *C* y *C/T*).

7. Resultados del análisis de cointegración aplicado sobre los tipos de cambio reales

Los tests de raíces unitarias ADF y PP indican que en Finlandia y Francia puede rechazarse la existencia de raíz unitaria en sus tipos de cambio reales en el periodo objeto de estudio. Lo mismo puede decirse de los tipos de cambio reales en el sector comerciable en España, Holanda y, únicamente con el ADF, en Finlandia y Portugal²⁶. Con vistas a completar el análisis del orden de integración de estas series hemos aplicado los tests de estacionariedad de

²³ Otros trabajos también encuentran una débil evidencia a favor de la relación positiva de largo plazo entre los precios relativos de los no comerciables y la renta per cápita. Así, Lane y Milesi-Ferretti (2002) empleando cointegración con datos de panel obtienen que la renta no es significativa en el total de la muestra de países de la OCDE que utilizan, resulta significativa y con signo positivo si se consideran sólo los países del G3 (Alemania, Japón y Estados Unidos), y significativa pero con signo negativo en la submuestra de países que no pertenecen al G3. Por otra parte, De Gregorio *et al.* (1994) y Micossi y Milesi-Ferretti (1994) encuentran que mientras que la renta per cápita es significativa en el corto plazo a la hora de explicar la evolución de los precios relativos, no lo es en el largo plazo.

²⁴ De hecho, autores como Faria y León-Ledesma (2003) contrastan el modelo BS con esta variable, prescindiendo de las productividades. Sin embargo, como indican Alexius y Nilsson (2000), esta aproximación es correcta sólo si la productividad de los no comerciables representa un porcentaje pequeño de la productividad total, y el crecimiento de la producción a largo plazo está “dirigido” por el crecimiento de la productividad.

²⁵ Para determinar el número de retardos hemos partido de $k=4$, reduciéndolos progresivamente hasta que el estadístico t correspondiente al último retardo de la primera diferencia incluida en el test ADF sea significativo al 5%, con los valores críticos de la distribución normal.

²⁶ Estos tests se muestran en Martínez (2005), en el cuadro A1.3 del anexo 1.

Johansen, de los que se extrae que únicamente pueden considerarse $I(0)$ el tipo de cambio real en Finlandia y el tipo de cambio real en el sector comerciable en España, Holanda y Finlandia²⁷.

En consecuencia, exceptuando estos tres últimos países, la sola consideración de los precios relativos de los no comerciables (y, por tanto, de las variables que los determinan) no permite explicar la evolución de los niveles de precios agregados de las economías analizadas. Es necesario tener en cuenta el comportamiento de los precios de los bienes del sector expuesto al comercio internacional.

Por lo que respecta a los tests de raíces unitarias aplicados²⁸ sobre las diferencias de productividades relativas $prod_{rel,t}$, renta per cápita $\tilde{y}_t$ y gasto en consumo final del gobierno $\tilde{g}_t$, de acuerdo con el ADF en Francia puede rechazarse la raíz unitaria en la productividad y la renta; en Bélgica y Finlandia en la renta; y en Italia en el consumo público. De nuevo, puesto que el ADF y el PP no coinciden a la hora de determinar el orden de integración de estas series, hemos utilizado los tests de estacionariedad de Johansen, lo que nos ha llevado a considerar $I(0)$ únicamente el consumo relativo del gobierno en Italia²⁹.

En el cuadro 4 se recogen los resultados del análisis de cointegración entre los tipos de cambio reales, el tipo de cambio real en el sector expuesto (para aquellos países en los que no se haya verificado la PPA en dicho sector), y las variables que potencialmente pueden afectar a los precios relativos de los no comerciables. Excluimos del análisis a Finlandia y a Francia, dada la evidencia obtenida de que sus tipos de cambio reales son estacionarios³⁰. La observación de las series y la información proporcionada en el cuadro 1 apuntan a que puede descartarse la existencia de tendencia en los datos. También la metodología de Johansen (1992) conduce a considerar en todos los países constante restringida en el vector de cointegración a la hora de estimar las relaciones de equilibrio³¹.

La información proporcionada por el test de la traza, así como por las raíces características y los t-valores de los coeficientes de ajuste (ofrecidos en el cuadro para $r=1$ y $r=2$) indican que en todos los países considerados existe una relación de cointegración³².

El tipo de cambio real en el sector expuesto resulta significativo y con el signo positivo esperado (recuérdese la expresión [4]).

En cuanto a la productividad relativa con respecto a Alemania los resultados son mixtos; así, esta variable presenta signo positivo en todos los países salvo en España, pero sólo

²⁷ Hemos obtenido que no puede rechazarse al 5% que el tipo de cambio real en Finlandia sea estacionario en los modelos con dos, tres y cuatro relaciones de cointegración (de acuerdo con el test de la traza no puede descartarse que hubiera tres) y, en el caso de Francia, en los modelos con tres y cuatro relaciones. Por lo que respecta a los tipos de cambio reales en el sector comerciable, en España no puede rechazarse que sean $I(0)$ con una, dos, tres y cuatro relaciones de cointegración; en Holanda con una y en Finlandia con tres y cuatro. Dado que en el análisis de cointegración que se ofrece en el cuadro 4 se ha obtenido sólo una relación de largo plazo en cada país, estos tests apuntan a que pueden considerarse $I(0)$ el tipo de cambio real en Finlandia y el tipo de cambio real en el sector comerciable en España, Holanda y Finlandia.

²⁸ Véase los cuadros A1.4 y A1.5 en Martínez (2005).

²⁹ Todas estas variables resultaban no estacionarias al 5% en los modelos con una y dos relaciones de cointegración, mientras que no podía rechazarse la estacionariedad con los modelos de tres y cuatro relaciones. Puesto que el análisis mostrado en el cuadro 4 conduce a una sola relación de largo plazo, en el resto de países estas variables pueden ser consideradas $I(1)$ de acuerdo con estos tests.

³⁰ En el caso de Finlandia a partir de la información proporcionada por el ADF, el PP y los tests de estacionariedad de Johansen y, en el caso de Francia, de acuerdo con los dos primeros.

³¹ En España se ha incluido en 1993 una dummy de tipo impulso en el VAR, para recoger el posible efecto de las devaluaciones de la peseta.

³² En Holanda, aunque el test de la traza no permite rechazar la existencia de dos relaciones de cointegración, optar por $r=2$ es desaconsejable dado que la mayor raíz característica en este caso (0,95) está demasiado próxima a la unidad.

es significativa en tres de los seis países analizados (en Austria, Bélgica³³ y Portugal), de acuerdo con los tests de exclusión. Estos resultados están en línea con la impresión que se extrae de la revisión de la literatura empírica: mientras que en general los estudios al respecto encuentran una relación positiva de largo plazo entre los precios y las productividades relativas dentro de cada país, existe un menor consenso a la hora de obtener una relación significativa entre las diferencias internacionales de productividad y los tipos de cambio reales. El coeficiente negativo y no significativo que se ha encontrado en el caso español puede explicarse posiblemente porque si bien hasta mediados de los años noventa la productividad relativa del sector expuesto creció en nuestro país a mayor ritmo que en Alemania, desde esa fecha muestra un claro retroceso con respecto a este país; en consecuencia, la convergencia al alza experimentada por nuestros precios no puede justificarse en los últimos años por la convergencia en productividad.

Por lo que respecta a las diferencias de renta per cápita con respecto a Alemania, hemos encontrado que en todos los países considerados esta relación ha sido positiva, salvo en Austria e Italia, aunque no resulta significativa ni en este último país ni en Holanda (y en Bélgica sólo al 10%)³⁴.

Por su parte, el consumo público relativo presenta en general signo negativo. Estos resultados se corresponden con los obtenidos por Rogoff (1992) para Japón y Chinn y Johnston (1997) para varios países de la OCDE, pues en ambos trabajos un consumo público superior conducía a una depreciación del tipo de cambio real. El único país donde muestra una relación positiva y significativa con los tipos de cambio reales es España.

Con vistas a perfilar aún más las relaciones de largo plazo obtenidas, hemos contrastado con los correspondientes tests de exclusión si estas relaciones vinculan únicamente las productividades, la renta y el gasto ($H_0 : \beta_q = \beta_{qc} = 0$); la productividad y la renta ($H_0 : \beta_q = \beta_{qc} = \beta_{\tilde{g}} = 0$); la renta y el gasto ($H_0 : \beta_q = \beta_{qc} = \beta_{prod_{rel}} = 0$), o solamente el tipo de cambio real y el tipo de cambio real en el sector comerciable ($H_0 : \beta_{prod_{rel}} = \beta_{\tilde{y}} = \beta_{\tilde{g}} = 0$). De acuerdo con estos tests, no puede rechazarse que en Italia la relación de cointegración contenga exclusivamente el tipo de cambio real y el tipo de cambio real en el sector expuesto³⁵, y que en Holanda incluya sólo la renta y la productividad, o la renta y el gasto.

En cuanto a la información que ofrecen los tests de exogeneidad mostrados en el anexo, sólo en Holanda e Italia puede rechazarse que los tipos de cambio reales no se ajusten a las desviaciones de las relaciones de largo plazo obtenidas³⁶.

En resumen, mientras que en Holanda e Italia los tipos de cambio reales no quedan adecuadamente explicados por las variables que hemos considerado como regresores, en países como España y Portugal, caracterizados por niveles inferiores de desarrollo en el comienzo del periodo muestral, la convergencia en renta ha contribuido en ambos casos a la convergencia en precios, mientras que los efectos sobre los mismos de la convergencia en productividades sólo pueden identificarse adecuadamente en Portugal³⁷, ya que en España desde mediados de los

³³ La inclusión de una dummy en Bélgica que recoja la depreciación nominal del franco belga frente al marco en 1982 conduce a que la productividad relativa pierda su significatividad.

³⁴ Diversos estudios que han analizado la relación entre los tipos de cambio reales y los niveles de renta desde una perspectiva de series temporales han fracasado a la hora de obtener una relación de largo plazo entre ambas variables. Así, por ejemplo, Faria y León-Ledesma (2003), utilizando datos de Alemania, Japón, Reino Unido y EE.UU. en el periodo comprendido entre 1960:1 y 1996:4, no encontraron relación de largo plazo entre dichas variables en ninguno de estos países. En esta línea, Lane y Milesi-Ferretti (2002) sólo obtuvieron evidencia significativa en determinados países.

³⁵ Hemos probado a incluir en Italia una variable dummy en 1993 para incorporar los efectos de las devaluaciones pero, si bien resultaba significativa, no alteraba prácticamente en nada las estimaciones de la relación de cointegración.

³⁶ En Portugal puede rechazarse al 5% pero no al 10%.

³⁷ Con las reservas que plantea la utilización en dicho país de un periodo temporal no demasiado extenso.

años noventa la productividad relativa del sector comerciable crece a menor ritmo que en Alemania.

En el cuadro 5 se muestran los tests ADF^* de Gregory y Hansen, los cuales indican que en todos los países analizados, salvo en Holanda, se obtiene una relación de cointegración entre las variables consideradas en el cuadro 3, al menos con un 10% de significación. Además, puede comprobarse que las fechas de ruptura obtenidas para los ADF^* significativos no coinciden con la entrada en funcionamiento de la zona del euro, por lo que, con las necesarias cautelas³⁸, podemos decir que dicho cambio de régimen no ha supuesto una alteración de las relaciones de largo plazo de los tipos de cambio reales. Probablemente porque la mayor parte de los países que forman la eurozona ya presentaban tipos de cambio nominales prácticamente estables desde mediados de los años noventa.

8. Conclusiones

En este trabajo hemos analizado en un conjunto de países que hoy forman parte de la zona del euro si sus diferencias de renta per cápita y de productividad relativa en el sector comerciable, con respecto a Alemania, han mostrado una relación positiva de largo plazo (en el periodo 1970-2002) con sus niveles de precios agregados una vez expresados en moneda común, es decir, con sus tipos de cambio reales.

La vía más directa a través de la cual dichas variables pueden afectar a los niveles de precios agregados son los precios relativos de los servicios no comerciables, de acuerdo con el efecto Balassa-Samuelson (BS) y la “hipótesis de demanda relativa”. De esta forma, si dentro de cada país a medida que el nivel de productividad relativa y el nivel de renta aumentan también crece el precio de los no comerciables, es de esperar que, trasladada esta relación a la comparación internacional, cuando una economía presente un mayor crecimiento de estas variables con respecto a otra, también experimente un aumento superior de sus niveles de precios.

El interés de esta argumentación radica en que, de ser respaldada por la evidencia empírica, los procesos de convergencia real llevarían aparejados una aproximación hacia los precios de los países inicialmente más desarrollados y más caros (en nuestro caso, hacia Alemania, que es el país que hemos utilizado como referencia) lo que conduciría a que, dentro de la unión monetaria, las economías envueltas en dicho proceso presentasen una tasa de inflación superior hasta que éste se completase, en la medida de lo posible. El diferencial positivo de inflación así generado sería “legítimo”, aunque podría perjudicar a otros Estados miembros pues al elevar la tasa de inflación conjunta dificultaría que el Banco Central Europeo recortase los tipos de interés.

Para contrastar si dentro de cada país la renta y la productividad relativa del sector comerciable han presentado una relación positiva de largo plazo con los precios relativos de los servicios no comerciables, hemos incluido también como regresor el gasto en consumo final del gobierno, ya que puede afectar a la demanda de estos últimos (al recaer en mayor medida sobre ellos) y, por esa vía, a su precio.

Del análisis de cointegración aplicado siguiendo la metodología de Johansen (1988, 1995) se desprende que: (i) en todos los países de la muestra, salvo en Holanda, se ha obtenido

³⁸ Mientras que los modelos C y C/T de Gregory y Hansen permiten analizar la existencia de cambio estructural en el total de la muestra, los modelos C/S y $C/S/T$ no lo permiten en los primeros y últimos años de la misma, por lo que de acuerdo con estos dos últimos tests no es posible contrastar el efecto de la unificación monetaria hasta que dispongamos de una serie temporal más larga.

una relación de largo plazo entre las variables consideradas; (ii) queda respaldado, en general, el papel de la productividad relativa del sector expuesto al comercio internacional, que además presenta el signo positivo esperado de acuerdo con el efecto BS en la mayor parte de las economías analizadas; (iii) el efecto de la renta per cápita es más débil, ya que si bien esta variable presenta signo positivo en la mayoría de los países, no es significativa en aproximadamente la mitad de ellos; y (iv) el consumo del gobierno o bien resulta no significativo o bien muestra, en general, signo negativo. Además, los tests *ADF** calculados según el procedimiento de Gregory y Hansen (1996a, 1996b) indican que existe cointegración, permitiendo un cambio estructural, en todos los países excepto en Bélgica e Italia.

En cuanto al análisis de la relación a largo plazo de los tipos de cambio reales, hemos excluido del mismo a Finlandia y a Francia, dado que la aplicación de los tests de raíces unitarias nos ha conducido a considerar que en estos países dicha variable se ha comportado como estacionaria en el periodo objeto de estudio.

Puesto que algunas economías de la muestra han presentado un nivel de desarrollo similar al de Alemania en el periodo considerado, sus niveles de precios agregados podrían haber estado condicionados por las diferencias en la evolución de los precios de los bienes comerciables (derivadas, entre otros factores, de la existencia de mercados segmentados) en mayor medida que por las diferencias, no muy amplias, en la evolución de sus niveles de renta y productividad. Por este motivo, además de las variables teóricamente explicativas de los precios relativos de los no comerciables, hemos incluido como regresor el tipo de cambio real del sector expuesto al comercio internacional, en aquellos países en los que pueda rechazarse que se haya comportado como una variable estacionaria. A este respecto, hemos obtenido que solamente en España y Holanda se ha verificado la PPA en el sector comerciable.

Los resultados del análisis de cointegración realizado indican que: (i) el tipo de cambio real de dicho sector resulta significativo y con el signo positivo esperado a la hora de explicar la evolución del tipo de cambio real; (ii) el efecto de la productividad relativa con respecto a Alemania es mixto; así, esta variable presenta signo positivo en todos los países de la muestra excepto en España, pero sólo es significativa en Austria, Bélgica y Portugal; (iii) la diferencia de renta per cápita es significativa y con signo positivo en todas las economías consideradas, salvo en Austria e Italia, aunque en este último no resulta significativa; y (iv) España es el único país en el que el consumo público relativo presenta signo positivo y significativo.

De estos resultados se extrae que en Portugal y España (los países que partían de un menor nivel de desarrollo) la evolución de la renta y la productividad con respecto a Alemania o sólo de la renta, respectivamente, han contribuido al acercamiento de sus niveles de precios a los de este país. Luego, en el caso portugués, una parte de su diferencial positivo de inflación — y decimos una parte porque otros muchos factores pueden afectar a la tasa de inflación en el corto plazo— podría justificarse por su convergencia en renta y productividad. En el caso español, en los últimos años sólo por la convergencia en renta, ya que desde mediados de los noventa la evolución de nuestra productividad relativa en el sector expuesto al comercio internacional ha experimentado un claro retroceso.

El hecho de que el periodo muestral incluya datos correspondientes a distintos regímenes cambiarios (en particular, el comienzo de la UEM) ha hecho especialmente necesario contrastar la existencia de cointegración permitiendo cambio estructural en las relaciones de largo plazo. Los tests *ADF** indican que en todos los países analizados, salvo en Holanda, ha existido una relación de cointegración entre los tipos de cambio reales y las variables consideradas; además, las fechas de ruptura obtenidas no coinciden con la unificación monetaria, de lo que se deriva, con las necesarias cautelas que deben adoptarse hasta que no se disponga de series temporales más largas, que la adopción de la moneda única no ha supuesto una alteración de las relaciones de largo plazo de los tipos de cambio reales.

Cuadro 1. Características descriptivas de las series

	Alemania	Austria	Bélgica	España	Finlandia	Francia	Holanda	Italia	Portugal
$E[\Delta prec_{rel}]$	0,009	0,014	0,020	0,025	0,018	0,018	0,014	0,016	0,015
$E[\Delta prod_{rel}]$	0,015	0,023	0,027	0,027	0,026	0,019	0,020	0,020	0,021
$E[\Delta y]$	0,019	0,021	0,022	0,024	0,024	0,020	0,018	0,021	0,028
$E[\Delta g]$	0,002	-0,004	0,001	0,020	0,006	0,007	0,010	0,001	0,031
$E[\Delta q]$	-	0,006	-0,002	0,009	0,000	-0,005	-0,002	0,003	0,025
$E[\Delta q_c]$	-	0,004	-0,009	0,000	-0,006	-0,019	-0,007	-0,001	0,016
$E[\Delta prod_{rel}^{\sim}]$	-	0,007	0,012	0,013	0,012	0,004	0,004	0,006	0,006
$E[\Delta \tilde{y}]$	-	0,003	0,002	0,005	0,004	0,000	0,000	0,002	0,010
$E[\Delta \tilde{g}]$	-	-0,003	-0,001	0,018	0,004	0,005	0,011	-0,001	0,031

Cuadro 2. Determinación del rango de cointegración de la relación de los precios relativos. Relaciones de largo plazo estimadas

Test de la traza				Módulos de las raíces características	t-ratios de los coeficientes de ajuste				
						p_{rel}	$prod_{rel}$	y	g
Alemania (k=1)	r=0	45,23***	r=1	1,00; 1,00; 0,65	$\hat{a}_1$	-2,76	2,80	-1,42	-
	r=1	9,70	r=2	1,00; 0,80; 0,80	$\hat{a}_2$	-3,06	-2,55	-0,18	
	r=2	0,23							
Austria (k=1)	r=0	60,10***	r=1	1,00; 1,00; 1,00; 0,77	$\hat{a}_1$	-4,58	-2,25	2,16	-3,60
	r=1	25,30	r=2	1,00; 1,00; 0,74; 0,42	$\hat{a}_2$	3,29	-0,52	1,94	-2,28
	r=2	12,25							
	r=3	1,19							
Bélgica (k=1)	r=0	52,25**	r=1	1,00; 1,00; 1,00; 0,79	$\hat{a}_1$	-2,54	0,64	-1,92	-2,57
	r=1	22,44	r=2	1,00; 1,00; 0,84; 0,59	$\hat{a}_2$	0,05	-2,48	0,42	-1,01
	r=2	10,64							
	r=3	4,91**							
España (k=2)	r=0	64,99***	r=1	1,00; 1,00; 1,00; 0,74; 0,74	$\hat{a}_1$	-1,19	1,66	2,72	2,32
	r=1	27,50*	r=2	1,00; 1,00; 0,75; 0,75; 0,44	$\hat{a}_2$	-5,09	-1,98	1,09	-1,08
	r=2	8,15							
	r=3	2,05							
Finlandia (k=2)	r=0	67,02**	r=1	1,00; 1,00; 1,00; 0,85; 0,69	$\hat{a}_1$	-5,08	3,69	4,23	-4,34
	r=1	35,95	r=2	1,00; 1,00; 0,87; 0,77; 0,77	$\hat{a}_2$	-1,30	-1,22	2,53	-0,15
	r=2	17,61							
	r=3	6,53							
Francia (k=1)	r=0	52,79**	r=1	1,00; 1,00; 1,00; 0,85	$\hat{a}_1$	-2,28	4,12	-2,39	-0,37
	r=1	16,35	r=2	1,00; 1,00; 0,80; 0,80	$\hat{a}_2$	0,72	0,24	2,93	-3,38
	r=2	3,95							
	r=3	0,10							
Holanda (k=1)	r=0	38,62	r=1	1,00; 1,00; 1,00; 0,44	$\hat{a}_1$	1,08	2,88	-3,33	4,18
	r=1	14,22	r=2	1,00; 1,00; 0,60; 0,60	$\hat{a}_2$	2,03	1,04	0,84	-1,59
	r=2	6,04							
	r=3	1,89							
Italia (k=1)	r=0	38,6	r=1	1,00; 1,00; 1,00; 0,71	$\hat{a}_1$	-1,49	2,97	-0,96	-2,67
	r=1	14,22	r=2	1,00; 1,00; 0,89; 0,42	$\hat{a}_2$	-0,14	-2,94	-0,94	-1,15
	r=2	6,04							
	r=3	1,89							
Portugal (k=2)	r=0	70,18***	r=1	1,00; 1,00; 1,00; 0,62; 0,62	$\hat{a}_1$	-3,25	0,58	1,86	-3,83
	r=1	31,71*	r=2	1,00; 1,00; 0,83; 0,63; 0,56	$\hat{a}_2$	-3,07	-1,37	0,15	5,21
	r=2	10,83							
	r=3	0,01							

Relaciones de largo plazo estimadas (para r=1)					Coeficientes de ajuste α			
	$\beta_{prod_{rel}}$	β_y	β_g	tendencia	p_{rel}	$prod_{rel}$	y	g
Alemania	0,34 (5,66)	0,02 (0,33)	-	-	-0,22	0,39	-0,16	-
Austria	-1,43 (-5,72)	2,47 (8,82)	1,78 (5,74)	-	-0,14	-0,09	0,09	-0,14
Bélgica	0,49 (2,43)	0,04 (0,16)	-0,58 (-2,28)	-	-0,13	0,04	-0,08	-0,12
España	0,99 (5,98)	-0,17 (-1,83)	-0,02 (-0,18)	-	-0,16	0,31	-0,35	0,35
Finlandia	2,09 (7,63)	1,08 (5,56)	1,33 (4,37)	-0,07 (5,32)	-0,67	0,35	0,45	-0,51
Francia	0,95 (8,47)	0,09 (0,56)	-0,77 (3,36)	-	-0,09	0,24	-0,08	-0,02
Holanda	-	-	-	-	-	-	-	-
Italia	1,01 (6,42)	-0,46 (-2,80)	-1,06 (5,87)	-	-0,08	0,23	-0,04	-0,14
Portugal	-0,05 (0,40)	1,43 (14,21)	-0,55 (-14,67)	-	-0,52	0,08	0,18	-0,61

Nota: (***), (**) y (*) indican, respectivamente, que la hipótesis nula se rechaza al 1%, 5% y 10%. Los valores críticos del test de la traza se han obtenido de Johansen (1995); k indica el número de retardos del VAR. En los países en los que se ha utilizado k=2 sólo se ofrecen los módulos de las cinco mayores raíces características. En los parámetros de la relación de cointegración se muestran entre paréntesis los t-valores.

Cuadro 3. Tests de cointegración ADF^* de Gregory-Hansen sobre los precios relativos en presencia de un único cambio estructural

	Modelo C	Modelo C/T	Modelo C/S	Modelo C/S/T
Alemania	ADF*=-4,61 (k= 4) $T_b = 1979$	ADF*=-4,82 (k= 4) $T_b = 1978$	ADF*=-4,75 (k= 0) $T_b = 1990$	ADF*=-6,28* (k= 0) $T_b = 1985$
Austria	ADF*=-4,24 (k= 0) $T_b = 1984$	ADF*=-4,23 (k= 0) $T_b = 1984$	ADF*=-6,04* (k= 0) $T_b = 1993$	ADF*=-6,19* (k= 0) $T_b = 1992$
Bélgica	ADF*=-4,32 (k= 0) $T_b = 1990$	ADF*=-4,26 (k= 0) $T_b = 1990$	ADF*=-5,28 (k= 1) $T_b = 1983$	ADF*=-4,88 (k= 0) $T_b = 1994$
España	ADF*=-5,78*** (k= 4) $T_b = 1973$	ADF*=-5,90** (k= 2) $T_b = 1986$	ADF*=-6,75*** (k= 4) $T_b = 1979$	ADF*=-6,89** (k= 0) $T_b = 1988$
Finlandia	ADF*=-5,80*** (k= 1) $T_b = 1976$	ADF*=-5,78** (k= 1) $T_b = 1976$	ADF*=-5,26 (k= 0) $T_b = 1977$	ADF*=-4,93 (k= 0) $T_b = 1993$
Francia	ADF*=-4,12 (k= 0) $T_b = 1992$	ADF*=-4,59 (k= 0) $T_b = 1992$	ADF*=-7,49*** (k= 1) $T_b = 1988$	ADF*=-5,94 (k= 1) $T_b = 1985$
Holanda	ADF*=-5,49** (k= 1) $T_b = 1982$	ADF*=-5,75** (k= 1) $T_b = 1982$	ADF*=-5,26 (k= 1) $T_b = 1983$	ADF*=-5,55 (k= 1) $T_b = 1982$
Italia	ADF*=-4,73 (k= 0) $T_b = 1975$	ADF*=-5,00 (k= 2) $T_b = 1986$	ADF*=-4,60 (k= 2) $T_b = 1986$	ADF*=-4,82 (k= 3) $T_b = 1993$
Portugal	ADF*=-6,38*** (k= 1) $T_b = 1991$	ADF*=-6,77*** (k= 1) $T_b = 1991$	ADF*=-6,37** (k= 1) $T_b = 1985$	ADF*=-5,46 (k= 0) $T_b = 1986$

Notas: (***), (**) y (*) denotan significatividad al 1%, 5% y 10%, respectivamente. Los valores críticos se han obtenido de Gregory y Hansen (1996a, 1996b), tabla 1, $m=3$ (en Alemania $m=2$, al no incluirse g_t). El número de retardos k se ofrece entre paréntesis. T_b indica el punto de ruptura.

MODELOS ESTIMADOS:

Modelo C:

$$p_{rel_t} = \mu_1 + \mu_2 \varphi_{\tau_t} + \alpha_1 prod_{rel_t} + \eta_1 y_t + \gamma_1 g_t + \varepsilon_t$$

Modelo C/T:

$$p_{rel_t} = \mu_1 + \mu_2 \varphi_{\tau_t} + \delta_1 t + \alpha_1 prod_{rel_t} + \eta_1 y_t + \gamma_1 g_t + \varepsilon_t$$

Modelo C/S:

$$p_{rel_t} = \mu_1 + \mu_2 \varphi_{\tau_t} + \alpha_1 prod_{rel_t} + \eta_1 y_t + \gamma_1 g_t + \alpha_2 prod_{rel_t} \varphi_{\tau_t} + \eta_2 y_t \varphi_{\tau_t} + \gamma_2 g_t \varphi_{\tau_t} + \varepsilon_t$$

Modelo C/S/T:

$$p_{rel_t} = \mu_1 + \mu_2 \varphi_{\tau_t} + \delta_1 t + \delta_2 t \varphi_{\tau_t} + \alpha_1 prod_{rel_t} + \eta_1 y_t + \gamma_1 g_t + \alpha_2 prod_{rel_t} \varphi_{\tau_t} + \eta_2 y_t \varphi_{\tau_t} + \gamma_2 g_t \varphi_{\tau_t} + \varepsilon_t$$

Donde φ_{τ_t} es 0 si $t \leq (\tau T)$ y 1 si $t > (\tau T)$; el parámetro desconocido $\tau \in (0,1)$ indica el momento relativo del cambio estructural.

Cuadro 4. Determinación del rango de cointegración de la relación de los tipos de cambio reales. Relaciones de largo plazo estimadas

Test de la traza			Módulos de las raíces características		t-ratios de los coeficientes de ajuste					
					q	q_c	$prod_{rel}$	$\tilde{y}$	$\tilde{g}$	
Austria (k=1)	r=0	84,61***	r=1	1,00; 1,00; 1,00; 1,00; 0,60	$\hat{a}_1$	-3,45	-1,43	6,59	-1,26	-1,92
	r=1	38,55	r=2	1,00; 1,00; 1,00; 0,70; 0,48	$\hat{a}_2$	-4,48	-4,24	0,26	-0,46	-0,44
	r=2	20,90								
	r=3	10,50								
	r=4	1,41								
Bélgica (k=1)	r=0	76,23**	r=1	1,00; 1,00; 1,00; 1,00; 0,63	$\hat{a}_1$	-2,92	-3,33	6,20	2,55	-2,17
	r=1	41,67	r=2	1,00; 1,00; 1,00; 0,81; 0,63	$\hat{a}_2$	-0,67	0,17	-0,73	-1,64	-1,74
	r=2	24,61								
	r=3	11,72								
	r=4	4,45								
España (k=2)	r=0	60,19**	r=1	1,00; 1,00; 1,00; 0,80; 0,50	$\hat{a}_1$	-5,77	-	-1,41	0,24	-2,12
	r=1	31,03	r=2	1,00; 1,00; 0,98; 0,46; 0,46	$\hat{a}_2$	-0,88		0,19	-0,76	4,46
	r=2	13,58								
	r=3	5,06								
Holanda (k=1)	r=0	64,31***	r=1	1,00; 1,00; 1,00; 0,83	$\hat{a}_1$	-1,55	-	2,58	-5,39	-0,78
	r=1	38,41**	r=2	1,00; 1,00; 0,95; 0,95	$\hat{a}_2$	-5,50		0,88	-0,44	1,40
	r=2	15,66								
	r=3	4,30								
Italia (k=2)	r=0	56,19**	r=1	1,00; 1,00; 1,00; 0,87; 0,44	$\hat{a}_1$	1,72	2,16	-5,91	-0,37	-
	r=1	28,81	r=2	1,00; 1,00; 0,86; 0,57; 0,57	$\hat{a}_2$	-4,64	-4,03	-1,24	0,95	
	r=2	11,30								
	r=3	2,02								
Portugal (k=1)	r=0	72,77*	r=1	1,00; 1,00; 1,00; 1,00; 0,76	$\hat{a}_1$	-2,66	-1,83	0,54	-1,55	-6,74
	r=1	38,26	r=2	1,00; 1,00; 1,00; 0,77; 0,77	$\hat{a}_2$	-2,25	-1,21	1,62	-0,43	2,94
	r=2	23,56								
	r=3	11,51								
	r=4	3,64								

Relaciones de largo plazo estimadas (para r=1)						Coeficientes de ajuste α				
	β_{q_c}	$\beta_{prod_{rel}}$	$\beta_{\tilde{y}}$	$\beta_{\tilde{g}}$	constante	q	q_c	$prod_{rel}$	$\tilde{y}$	$\tilde{g}$
Austria	0,63 (7,61)	0,62 (23,00)	-0,34 (-3,16)	-0,56 (-5,32)	-0,01 (2,57)	-0,32	-0,23	1,02	-0,16	-0,30
Bélgica	1,63 (7,31)	1,31 (6,15)	1,21 (2,45)	-0,55 (-1,79)	-0,19 (-5,93)	-0,19	-0,27	0,36	0,08	-0,10
España	-	-0,55 (1,62)	1,42 (3,48)	1,12 (4,01)	0,08 (1,49)	-0,64	-	-0,08	0,01	-0,11
Holanda	-	0,32 (1,18)	0,22 (1,11)	-0,37 (-3,80)	-0,06 (4,48)	-0,10	-	0,22	-0,23	-0,12
Italia	1,47 (9,66)	0,01 (0,10)	-0,43 (-0,59)	-	0,14 (3,78)	0,19	0,25	-0,26	-0,01	-
Portugal	1,14 (10,80)	1,18 (3,63)	1,43 (6,54)	-0,32 (-5,06)	-0,07 (-4,30)	-0,56	-0,38	0,05	-0,12	-0,70

Nota: (***), (**) y (*) indican, respectivamente, que la hipótesis nula se rechaza al 1%, 5% y 10%. Los valores críticos del test de la traza se han obtenido de Johansen (1995); k indica el número de retardos del VAR. En los países en los que se ha utilizado $k=2$ sólo se ofrecen los módulos de las cinco mayores raíces características. En los parámetros de la relación de cointegración se muestran entre paréntesis los t-valores.

Cuadro 5. Tests de cointegración de Gregory-Hansen sobre los tipos de cambio reales en presencia de un único cambio estructural

	Modelo C	Modelo C/T	Modelo C/S	Modelo C/S/T
Austria	ADF*=-4,73 (k= 0) $T_b = 1989$	ADF*=-5,60* (k= 1) $T_b = 1984$	ADF*=-5,75 (k= 2) $T_b = 1989$	ADF*=-6,58* (k= 1) $T_b = 1988$
Bélgica	ADF*=-5,85** (k= 0) $T_b = 1991$	ADF*=-6,38*** (k= 0) $T_b = 1994$	ADF*=-5,68 (k= 2) $T_b = 1990$	ADF*=-7,71*** (k= 0) $T_b = 1987$
España	ADF*=-4,57 (k= 1) $T_b = 1994$	ADF*=-5,38* (k= 1) $T_b = 1979$	ADF*=-4,89 (k= 1) $T_b = 1994$	ADF*=-5,88 (k= 1) $T_b = 1979$
Holanda	ADF*=-3,77 (k= 1) $T_b = 1998$	ADF*=-4,58 (k= 1) $T_b = 1998$	ADF*=-5,56 (k= 1) $T_b = 1995$	ADF*=-5,05 (k= 1) $T_b = 1993$
Italia	ADF*=-3,88 (k= 1) $T_b = 1998$	ADF*=-3,77 (k= 0) $T_b = 1978$	ADF*=-4,74 (k= 0) $T_b = 1987$	ADF*=-7,42*** (k= 0) $T_b = 1982$
Portugal	ADF*=-5,86** (k= 1) $T_b = 1981$	ADF*=-5,63* (k= 1) $T_b = 1981$	ADF*=-6,39* (k= 1) $T_b = 1987$	ADF*=-6,09 (k= 0) $T_b = 1984$

Notas: (***), (**) y (*) denotan significatividad al 1%, 5% y 10%, respectivamente. Los valores críticos se han obtenido de Gregory y Hansen (1996a, 1996b), tabla 1, $m=4$ (en España y Holanda $m=3$ al no incluirse q_{ct} , y en Italia también al no incluirse g_t). El número de retardos k se ofrece entre paréntesis. T_b indica el punto de ruptura.

MODELOS ESTIMADOS:

Modelo C:

$$q_t = \mu_1 + \mu_2 \varphi_{\tau_t} + \rho_1 q_{ct} + \alpha_1 \text{prod}_{rel_t} + \eta_1 \tilde{y}_t + \gamma_1 \tilde{g}_t + \varepsilon_t$$

Modelo C/T:

$$q_t = \mu_1 + \mu_2 \varphi_{\tau_t} + \delta_1 t + \rho_1 q_{ct} + \alpha_1 \text{prod}_{rel_t} + \eta_1 \tilde{y}_t + \gamma_1 \tilde{g}_t + \varepsilon_t$$

Modelo C/S:

$$q_t = \mu_1 + \mu_2 \varphi_{\tau_t} + \rho_1 q_{ct} + \alpha_1 \text{prod}_{rel_t} + \eta_1 \tilde{y}_t + \gamma_1 \tilde{g}_t + \rho_2 q_{c\tau_t} + \alpha_2 \text{prod}_{rel_t} \varphi_{\tau_t} + \eta_2 \tilde{y}_t \varphi_{\tau_t} + \gamma_2 \tilde{g}_t \varphi_{\tau_t} + \varepsilon_t$$

Modelo C/S/T:

$$q_t = \mu_1 + \mu_2 \varphi_{\tau_t} + \delta_1 t + \delta_2 t \varphi_{\tau_t} + \rho_1 q_{ct} + \alpha_1 \text{prod}_{rel_t} + \eta_1 \tilde{y}_t + \gamma_1 \tilde{g}_t + \rho_2 q_{c\tau_t} + \alpha_2 \text{prod}_{rel_t} \varphi_{\tau_t} + \eta_2 \tilde{y}_t \varphi_{\tau_t} + \gamma_2 \tilde{g}_t \varphi_{\tau_t} + \varepsilon_t$$

Donde φ_{τ_t} es 0 si $t \leq (\tau T)$ y 1 si $t > (\tau T)$; el parámetro desconocido $\tau \in (0,1)$ indica el momento relativo del cambio estructural.

ANEXO. Tests de estacionariedad, exclusión y exogeneidad débil de las relaciones de cointegración, y tests de diagnosis de los residuos de los VAR

Cuadro A.1. Cointegración entre los precios relativos, las productividades relativas, la renta per cápita y el gasto en consumo final del gobierno

	Tests de estacionariedad				Tests de exclusión					
	p_{rel_t}	$prod_{rel_t}$	y_t	g_t	$H_0 : \beta_{p_{rel}} = 0$	$H_0 : \beta_{prod_{rel}} = 0$	$H_0 : \beta_y = 0$	$H_0 : \beta_g = 0$	$H_0 : \beta_{p_{rel}} = 0; \beta_g = 0$	$H_0 : \beta_{p_{rel}} = 0; \beta_{prod_{rel}} = 0$
	LR~ $\chi^2(3)$	LR~ $\chi^2(3)$	LR~ $\chi^2(3)$	LR~ $\chi^2(3)$	LR~ $\chi^2(1)$	LR~ $\chi^2(1)$	LR~ $\chi^2(1)$	LR~ $\chi^2(1)$	LR~ $\chi^2(2)$	LR~ $\chi^2(2)$
Alemania	9,64 (0,00)	20,90 (0,00)	28,45 (0,00)	-	20,55 (0,00)	7,37 (0,00)	0,12 (0,72)	-	-	-
Austria	28,52 (0,00)	29,48 (0,00)	30,08 (0,00)	28,52 (0,00)	1,96 (0,16)	8,39 (0,00)	21,72 (0,00)	7,38 (0,00)	8,19 (0,01)	20,57 (0,00)
Bélgica	11,07 (0,01)	14,29 (0,00)	15,12 (0,00)	20,97 (0,00)	2,63 (0,10)	1,25 (0,26)	0,01 (0,90)	1,59 (0,20)	14,20 (0,00)	2,86 (0,24)
España	28,24 (0,00)	29,10 (0,00)	28,39 (0,00)	28,24 (0,00)	11,11 (0,00)	11,86 (0,00)	1,08 (0,29)	0,08 (0,92)	28,36 (0,00)	28,39 (0,00)
Finlandia	16,66 (0,00)	23,73 (0,00)	17,32 (0,00)	16,66 (0,00)	6,74 (0,01)	9,36 (0,00)	12,72 (0,00)	10,18 (0,00)	10,23 (0,00)	10,03 (0,00)
Francia	20,84 (0,00)	17,33 (0,00)	11,27 (0,01)	20,84 (0,00)	5,77 (0,01)	7,50 (0,00)	0,17 (0,68)	7,52 (0,00)	13,31 (0,00)	7,58 (0,02)
Italia	22,57 (0,00)	21,83 (0,00)	22,19 (0,01)	36,39 (0,00)	11,65 (0,00)	5,65 (0,00)	3,42 (0,00)	20,25 (0,00)	21,72 (0,00)	15,08 (0,00)
Portugal	32,03 (0,00)	30,15 (0,00)	25,81 (0,00)	20,10 (0,00)	16,66 (0,00)	0,11 (0,73)	17,58 (0,00)	14,51 (0,00)	19,02 (0,00)	19,95 (0,00)

Nota: entre paréntesis se ofrece la probabilidad de los correspondientes tests para $r=1$. En Holanda no se han realizado por no encontrarse relación de cointegración. En Alemania los tests de estacionariedad se distribuyen como una $\chi^2(2)$ al no incluirse g_t .

Cuadro A.1. (Continuación).

	Tests de exogeneidad débil				Tests de diagnóstico de los residuos del VAR		
	$Prel_t$ LR~ $\chi^2(1)$	$prod_{rel_t}$ LR~ $\chi^2(1)$	y_t LR~ $\chi^2(1)$	g_t LR~ $\chi^2(1)$	LM (1) LM (4)	Jarque-Bera	White
Alemania	4,44 (0,10)	5,59 (0,05)	2,10 (0,35)	-	6,59 (0,68) 6,82 (0,65)	8,34 (0,21)	62,86 (0,89)
Austria	8,51 (0,00)	2,56 (0,11)	3,27 (0,07)	1,15 (0,28)	4,94 (0,99) 10,35 (0,84)	10,69 (0,22)	123,68 (0,83)
Bélgica	4,56 (0,03)	0,24 (0,62)	2,56 (0,10)	4,30 (0,03)	11,67 (0,76) 5,94 (0,98)	5,52 (0,70)	149,35 (0,28)
España	0,47 (0,48)	1,82 (0,17)	5,42 (0,01)	0,87 (0,04)	16,60 (0,41) 24,47 (0,08)	12,60 (0,12)	161,05 (0,81)
Finlandia	10,42 (0,00)	7,24 (0,00)	6,45 (0,01)	8,87 (0,00)	21,48 (0,16) 23,07 (0,11)	15,36 (0,05)	149,17 (0,72)
Francia	4,57 (0,03)	12,30 (0,00)	3,37 (0,06)	0,07 (0,78)	13,12 (0,66) 19,64 (0,23)	5,51 (0,70)	134,29 (0,62)
Italia	1,88 (0,16)	4,86 (0,02)	0,71 (0,39)	5,02 (0,02)	16,53 (0,41) 19,01 (0,27)	7,69 (0,46)	136,28 (0,57)
Portugal	4,30 (0,03)	0,27 (0,59)	1,90 (0,16)	3,62 (0,05)	20,89 (0,18) 15,83 (0,46)	16,87 (0,06)	163,28 (0,41)

Nota: entre paréntesis se ofrece la probabilidad de los correspondientes tests para $r=1$. En Holanda no se han realizado por no obtenerse relación de cointegración.

Cuadro A.2. Cointegración entre los tipos de cambio reales, los tipos de cambio reales del sector comerciable, la productividad relativa y el gasto en consumo final del gobierno, con respecto a Alemania

	Tests de estacionariedad				
	q_t	q_{ct}	$prod_{rel_t}$	$\tilde{y}_t$	$\tilde{g}_t$
	LR~ $\chi^2(4)$	LR~ $\chi^2(4)$	LR~ $\chi^2(4)$	LR~ $\chi^2(4)$	LR~ $\chi^2(4)$
Austria	31,03 (0,00)	34,48 (0,00)	25,63 (0,00)	35,41 (0,00)	35,43 (0,00)
Bélgica	20,63 (0,00)	17,88 (0,00)	13,99 (0,00)	20,75 (0,00)	13,25 (0,01)
España	14,60 (0,00)	-	14,43 (0,00)	13,78 (0,00)	14,47 (0,00)
Holanda	6,45 (0,09)	-	11,85 (0,00)	7,87 (0,04)	10,05 (0,00)
Italia	17,19 (0,00)	14,71 (0,00)	12,46 (0,00)	17,47 (0,00)	-
Portugal	21,08 (0,00)	22,11 (0,00)	21,74 (0,00)	22,21 (0,00)	19,50 (0,00)

Nota: entre paréntesis se ofrece la probabilidad de los correspondientes tests para $r=1$. En España y Holanda los tests de estacionariedad se distribuyen como una $\chi^2(3)$ al no incluirse q_{ct} , y en Italia también al no incluirse $\tilde{g}_t$.

Cuadro A.2. (Continuación)

	Tests de exclusión								
	$H_0 : q_t = 0$	$H_0 : q_{c_t} = 0$	$H_0 : prod_{rel_t}^{\tilde{}} = 0$	$H_0 : \tilde{y}_t = 0$	$H_0 : \tilde{g}_t = 0$	$H_0 : \beta_q = \beta_{q_C} = 0$	$H_0 : \beta_q = \beta_{q_C} = \beta_{\tilde{g}} = 0$	$H_0 : \beta_q = \beta_{q_C} = \beta_{prod}^{\tilde{}} = 0$	$H_0 : \beta_{prod_{rel}^{\tilde{}}} = \beta_{\tilde{y}} = \beta_{\tilde{g}} = 0$
	LR~ $\chi^2(1)$	LR~ $\chi^2(1)$	LR~ $\chi^2(1)$	LR~ $\chi^2(1)$	LR~ $\chi^2(1)$	LR~ $\chi^2(2)$	LR~ $\chi^2(3)$	LR~ $\chi^2(3)$	LR~ $\chi^2(3)$
Austria	14,65 (0,00)	13,64 (0,00)	22,22 (0,00)	4,92 (0,02)	12,74 (0,00)	16,17 (0,00)	20,87 (0,00)	32,73 (0,00)	30,02 (0,00)
Bélgica	4,82 (0,02)	5,95 (0,01)	10,44 (0,00)	2,75 (0,09)	1,07 (0,29)	10,61 (0,00)	12,50 (0,00)	13,00 (0,00)	16,24 (0,00)
España	8,35 (0,00)	-	1,89 (0,17)	7,41 (0,00)	8,06 (0,00)	-	9,13 (0,01)	8,42 (0,01)	-
Holanda	3,61 (0,05)	-	0,43 (0,50)	0,09 (0,75)	2,83 (0,09)	-	4,99 (0,08)	3,83 (0,14)	-
Italia	5,03 (0,02)	7,11 (0,00)	0,00 (0,96)	0,11 (0,73)	-	7,16 (0,02)	-	-	0,19 (0,90)
Portugal	17,76 (0,00)	17,04 (0,00)	5,99 (0,01)	9,47 (0,00)	10,62 (0,00)	18,72 (0,00)	21,25 (0,00)	19,49 (0,00)	19,91 (0,00)

Nota: entre paréntesis se ofrece la probabilidad de los correspondientes tests para $r=1$. En España y Holanda los tests de las columnas 7 y 8 se distribuyen como una $\chi^2(2)$ al no incluirse q_{c_t} , al igual que en Italia el de la columna 9 al no incluirse $\tilde{g}_t$.

Cuadro A.2. (Continuación).

	Tests de exogeneidad débil					Tests de diagnosis de los residuos del VAR		
	q_t	q_{c_t}	$prod_{rel_t}$	$\tilde{y}_t$	$\tilde{g}_t$	LM (1)	Jarque-Bera	White
	LR~ $\chi^2(4)$	LR~ $\chi^2(4)$	LR~ $\chi^2(4)$	LR~ $\chi^2(4)$	LR~ $\chi^2(4)$	LM (4)		
Austria	4,67 (0,03)	0,93 (0,33)	18,56 (0,00)	1,08 (0,29)	3,14 (0,07)	28,09 (0,30) 24,31 (0,50)	14,00 (0,17)	313,96 (0,27)
Bélgica	4,83 (0,02)	6,88 (0,00)	16,07 (0,00)	3,64 (0,05)	2,80 (0,09)	30,96 (0,19) 22,10 (0,63)	12,06 (0,28)	350,41 (0,05)
España	11,05 (0,00)	-	1,19 (0,27)	0,03 (0,84)	1,33 (0,25)	24,24 (0,08) 6,57 (0,98)	13,54 (0,10)	16,14 (0,69)
Holanda	0,14 (0,70)	-	2,22 (0,13)	3,58 (0,05)	0,64 (0,42)	24,69 (0,07) 30,62 (0,01)	6,97 (0,54)	131,06 (0,69)
Italia	0,77 (0,37)	1,40 (0,23)	9,17 (0,00)	0,08 (0,77)	-	17,70 (0,34) 5,69 (0,99)	12,74 (0,12)	163,08 (0,41)
Portugal	3,50 (0,06)	1,83 (0,17)	0,16 (0,68)	1,78 (0,18)	13,07 (0,00)	22,97 (0,09) 23,90 (0,52)	9,77 (0,46)	324,92 (0,15)

Nota: entre paréntesis se ofrece la probabilidad de los correspondientes tests para $r=1$.

Referencias bibliográficas

- ALBEROLA, E. y TYRVÄINEN, T. (1999): “¿Hay margen para los diferenciales de inflación en la Unión Económica y Monetaria?”, *Moneda y Crédito*, 208, pp. 65-120.
- ALEXIUS, A. y NILSSON, J. (2000): “Real Exchange Rates and Fundamentals: Evidence from 15 OECD Countries”, *Open Economies Review*, 11, pp. 383-397.
- ASEA, P. y MENDOZA, E. (1994): “Do Long-Run Productivity Differentials Explain Long-Run Real Exchange Rates? ”, International Monetary Fund Working Paper n° 60.
- BALASSA, B. (1964): “The Purchasing Power Parity Doctrine: a Reappraisal”, *Journal of Political Economy*, 72 (6), pp. 584-596.
- BEGUM, J. (2000): “Real Exchange Rates and Productivity: Closed-form Solutions and Some Empirical Evidence”, International Monetary Fund Working Paper n° 99.
- CAMARERO, M. y TAMARIT, C. (2002): “A Panel Cointegration Approach to the Estimation of the Peseta Real Exchange Rate”, *Journal of Macroeconomics*, 24 (3), pp. 371-393.
- CANZONERI, M., CUMBY, R., DIBA, B. y EUDEY, G. (1998): “Trends in European Productivity: Implications for Real Exchange Rates and Inflation Differentials”, Oesterreichische Nationalbank Working Paper n° 27.
- (2002): “Productivity Trends in Europe: Implications for Real Exchange Rates, Real Interest Rates and Inflation”, *Review of International Economics*, 10 (3), pp. 497-516.
- CHINN, M.D. y L. JOHNSTON (1997): “Real Exchange Rate Levels, Productivity and Demand Shocks: Evidence from a Panel of 14 Countries”, International Monetary Fund Working Paper n° 66.
- DE GREGORIO, J., GIOVANNINI, A. y WOLF, H.C. (1994): “International Evidence on Tradables and Nontradables Inflation”, *European Economic Review*, 38 (6), pp. 1225-1244.
- DIBOGLU, S. (1996): “Real Disturbances, Relative Prices and Purchasing Power Parity”, *Journal of Macroeconomics*, 18 (1), pp. 69-87.
- ENGEL, Ch. (1999), “Accounting for U.S. Real Exchange Rate Changes,” *Journal of Political Economy*, 107(3), pp. 507-538.
- FALVEY, R.E. y GEMMELL, N. (1996): “Are Services Income-elastic? Some New Evidence”, *Review of Income and Wealth*, 42 (3), pp. 257-269.
- FARIA, J. R. y LEÓN-LEDESMA, M. (2003): “Testing the Balassa-Samuelson effect: implications for growth and the PPP”, *Journal of Macroeconomics*, 25 (2), pp. 241-253.
- FROOT, K.A. y ROGOFF, K. (1991): “The EMS, the EMU and the Transition to a Common Currency”, NBER Macroeconomics Annual 1991 (MIT Press).
- FROOT, K.A. y ROGOFF, K. (1995): “Perspectives on PPP and Long-Run Real Exchange Rates”, en Grossman, G. y Rogoff, K. (eds.), *Handbook of International Economics*, Vol. III, Elsevier Science B.V., pp. 1647-1688.
- GREGORY, A.W. y HANSEN, B.E. (1996a): “Residual-based Tests for Cointegration in Models with Regime Shifts”, *Journal of Econometrics*, 70, pp. 99-126.
- (1996b): “Tests for Cointegration in Models with Regime and Trend Shifts”, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 58 (3), pp. 555-560.
- GUNDLACH, E. (1994): “Demand Bias as an Explanation for Structural Change”, *Kyklos*, 47 (2), pp. 249-267.
- HARROD, R. (1933): *International Economics*, Cambridge University Press, Cambridge.
- HSIEH, D. (1982): “The Determination of the Real Exchange Rate. The Productivity Approach”, *Journal of International Economics*, 12, pp. 355-362.

- JOHANSEN, S. (1988): "Statistical Analysis of Cointegrating Vectors", *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12 (2-3), pp. 231-254.
- (1992): "Determination of Cointegration Rank in the Presence of a Linear Trend", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 54 (3), pp. 383-397.
- (1995): *Likelihood-Based Inference in Cointegrated Vector Autoregressive Models*, Oxford University Press, Oxford.
- KATSIMI, M. (2004): "Inflation Divergence in the Euro Area: The Balassa-Samuelson Effect", *Applied Economics Letters*, 11 (5), pp. 329-32.
- LANE, P. R. y MILESI-FERRETTI, G. M. (2002): "External Wealth, the Trade Balance, and the Real Exchange Rate", *European Economic Review*, 46 (6), pp. 1049-1071.
- MARSTON, R. (1987): "Real Exchange Rates and Productivity Growth in the United States and Japan", en Arndt, S. y Richardson, D. (eds.), *Real-Financial Linkages among Open Economies*, MIT Press, Cambridge, MA, pp. 71-96.
- MARTÍNEZ, A. R. (2005): "La relación entre los niveles de precios y los niveles de renta y productividad en los países de la zona del euro: implicaciones de la convergencia real sobre los diferenciales de inflación", Papeles de Trabajo del Instituto de Estudios Fiscales, nº4.
- MICOSSI, S. y MILESI-FERRETTI, G. (1994): "Real Exchange Rates and the Price of Nontradable Goods", International Monetary Fund Working Paper nº 9419.
- NIELSEN, B. y RAHBEK, A. (2000): "Similarity Issues in Cointegration Analysis", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 62 (1), pp. 5-22.
- OBSTFELD, M. y ROGOFF, K. (1996): *Foundations of International Macroeconomics*, MIT Press, Cambridge, MA.
- ROGOFF, K. (1992): "Traded Goods Consumption Smoothing and the Random Walk Behavior of the Real Exchange Rate", National Bureau of Economic Research Working Paper nº 4119.
- ROGOFF, K. (1996): "The Purchasing Power Parity Puzzle: a Reappraisal", *Journal of Economic Literature*, 34 (2), pp. 647-668.
- SALA-i-MARTÍN, X. (1996): "The Classical Approach to Convergence Analysis", *Economic Journal*, 106 (437), pp. 1019-1036.
- SAMUELSON, P. (1964): "Theoretical Notes on Trade Problems", *Review of Economics and Statistics*, 46 (2), pp. 145-154.
- SINN, H. W. y REUTTER, M. (2001): "The Minimum Inflation Rate for Euroland", National Bureau of Economic Research Working Paper nº 8085.
- STRAUSS, J. (1996): "The Cointegrating Relationship between Productivity, Real Exchange Rates and Purchasing Power Parity", *Journal of Macroeconomics*, 18 (2), pp. 299-313.
- SUMMERS, R. (1985): "Services in the International Economy", en Inman, R. P. (ed.), *Managing the Service Economy, Prospects and Problems*, Cambridge University Press, Cambridge, pp. 27-48.