

**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**

Autora: *Ana R. Martínez Cañete*<sup>(\*)</sup>  
Universidad Complutense de Madrid

P. T. N.º 4/05

(\*) Departamento de Economía Aplicada III. Fac. de CC. Económicas y Empresariales. Campus de Somosaguas, 28223 Madrid. Teléfono: 91-3942584. Fax: 91-3942582. e-mail: anrmarti@ccee.ucm.es

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

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

Edita: Instituto de Estudios Fiscales

N.I.P.O.: 602-05-004-x

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

Depósito Legal: M-23772-2001

## ÍNDICE

1. INTRODUCCIÓN
  2. UNA DESCOMPOSICIÓN DE LOS NIVELES DE PRECIOS AGREGADOS A TRAVÉS DEL TIPO DE CAMBIO REAL
  3. FACTORES EXPLICATIVOS DEL PRECIO RELATIVO DE LOS BIENES Y SERVICIOS NO COMERCIALES
    - 3.1. Factores de oferta: el modelo Balassa-Samuelson
    - 3.2. Factores de demanda: la hipótesis de demanda relativa
    - 3.3. Factores de oferta y demanda considerados conjuntamente
  4. EL TIPO DE CAMBIO REAL Y LOS FACTORES QUE AFECTAN A LOS PRECIOS RELATIVOS DE LOS NO COMERCIALES. DISTINTAS APROXIMACIONES
  5. LOS DATOS Y LA METODOLOGÍA ECONOMETRICA
    - 5.1. Los datos
    - 5.2. El análisis de cointegración según la metodología de Johansen (1991, 1995) y el análisis de cointegración con cambio estructural propuesto por Gregory y Hansen (1996a, 1996b)
  6. RESULTADOS DEL ANÁLISIS DE COINTEGRACIÓN APLICADO SOBRE LOS PRECIOS RELATIVOS DE LOS NO COMERCIALES
  7. RESULTADOS DEL ANÁLISIS DE COINTEGRACIÓN APLICADO SOBRE LOS TIPOS DE CAMBIO REALES
  8. CONCLUSIONES
- APÉNDICE DE DATOS: definiciones y fuentes
- ANEXO 1. Tests de raíces unitarias
- ANEXO 2. Tests de estacionariedad, exclusión y exogeneidad débil de las relaciones de cointegración, y tests de diagnóstico de los residuos de los VAR
- REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS



## RESUMEN

En este trabajo hemos contrastado en un conjunto de países que hoy forman parte de la zona del euro si, en primer lugar, dentro de cada uno de ellos la renta per cápita y la productividad relativa del sector expuesto al comercio internacional han presentado una relación positiva de largo plazo (en el periodo 1970-2002) con los precios relativos de los servicios no comerciables. En segundo lugar, hemos analizado si sus diferencias de renta per cápita y de productividad relativa, con respecto a Alemania, han mostrado una relación positiva de largo plazo con sus tipos de cambio reales. Para contrastar ambas relaciones hemos utilizado un análisis de cointegración basado en la metodología de Johansen, complementado con la aplicación de tests que permiten detectar la existencia de cointegración en presencia de cambio estructural. 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 resultan significativas.

**Clasificación JEL:** C22, F31, F41.

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



## 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<sup>1</sup>.

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

---

<sup>1</sup> De hecho, el ministro de finanzas alemán Hans Eichel propuso a finales de 2003 que si se reformaba el Pacto de Estabilidad se incluyeran sanciones para los países de la zona del euro con una tasa de inflación excesiva.



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. Este hecho queda empíricamente contrastado en trabajos como los de Kravis y Lypsey (1988), Alexius y Nilsson (2000) y Zussman (2001). La explicación a esta relación positiva se debe a que, según diversos estudios empíricos como el de Falvey y Gemmell (1996), 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. Esta argumentación, ofrecida por Balassa (1964) y Samuelson (1964), ha dado lugar a formalizaciones posteriores más sofisticadas y se ha convertido en una de las principales explicaciones utilizadas dentro de la teoría económica para justificar las desviaciones del tipo de cambio real de su valor de Paridad del Poder Adquisitivo (PPA) en el largo plazo. Además, ha sido objeto de contrastación empírica en una serie de artículos entre los que pueden citarse los de Strauss (1996), Canzoneri *et al.* (1998, 2002) y Alberola y Tyrväinen (1999).

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  $\alpha$  y  $\alpha^*$  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:

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

Esta descomposición del tipo de cambio real<sup>2</sup> revela los factores de los que dependen los niveles de precios entre países expresados en moneda común y que pueden conducir a que difieran entre ellos (con otras palabras, a que la Paridad del Poder Adquisitivo no se verifique); estos factores son:

(i) Las diferencias entre  $\alpha$  y  $\alpha^*$ ; es decir, las diferencias en la proporción que los bienes y servicios comerciables (y, por tanto, los no comerciables) representan en los índices de precios.

(ii) Aquellos elementos que impiden que  $(e_t + p_{C_t} = p_{C_t}^*)$  y que, por tanto, dificultan que se equiparen los precios de los bienes comerciables a nivel internacional<sup>3</sup>.

(iii) Los factores que determinan que los precios relativos de los no comerciables frente a los comerciables dentro de cada país sean diferentes; es decir, aquellos factores que provocan que  $(p_{N_t} - p_{C_t}) \neq (p_{N_t}^* - p_{C_t}^*)$ .

La existencia en las economías de servicios no comerciables puede hacer que se produzcan desviaciones sistemáticas de la PPA, debido a que tanto su nivel de precios como la tasa de variación de los mismos vienen determinados por sus curvas de oferta y demanda nacionales, a diferencia de lo que sucede con los comerciables. 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.

---

<sup>2</sup> Véase MacDonald (1998).

<sup>3</sup> Este hecho puede deberse a los movimientos de los tipos de cambio nominales y/o a aquellos factores que limitan el arbitraje. Entre estos factores pueden citarse los costes de transporte y de distribución, las barreras arancelarias y no arancelarias, las divergencias impositivas, etc. Véase Rogoff (1996).

En este trabajo analizamos en primer lugar si estas dos variables permiten explicar 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

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)<sup>4</sup>. 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).

Consideran para ello las siguientes funciones de producción Coob-Douglas, donde  $L$  representa el trabajo y  $K$  el capital, los cuales están totalmente empleados en la producción de dos tipos de bienes y servicios: comerciables  $C$  y no comerciables  $N$ . El output en cada sector se representa por  $Y_i$ , donde  $i=C,N$ , y cada sector difiere en la intensidad que el factor trabajo supone en la producción ( $\theta$  y  $\gamma$ , respectivamente) y en la tecnología, capturada por  $A_i$ :

$$Y_{Ct} = A_{Ct} L_{Ct}^{\theta} K_{Ct}^{1-\theta} \quad (5)$$

$$Y_{Nt} = A_{Nt} L_{Nt}^{\gamma} K_{Nt}^{1-\gamma} \quad (6)$$

(i) Este modelo asume un marco de competencia perfecta en ambos sectores por lo que, como resultado de la maximización de beneficios, los salarios reales deben igualarse a las productividades marginales del trabajo en cada sector. El precio relativo de ambos tipos de bienes y servicios puede expresarse como  $P_{relt} = \frac{P_{Nt}}{P_{Ct}}$ , con lo que utilizando  $P_{Ct}$  como numerario:

$$W_{Ct} = A_{Ct} K_{Ct}^{(1-\theta)\theta} L_{Ct}^{\theta-1} = A_{Ct} \theta \left( \frac{K_{Ct}}{L_{Ct}} \right)^{1-\theta} \quad (7)$$

---

<sup>4</sup> 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.

$$\frac{W_{N_t}}{P_{rel_t}} = A_{N_t} K_{N_t}^{(1-\gamma)\gamma} L_{N_t}^{\gamma-1} = A_{N_t} \gamma \left(\frac{K_{N_t}}{L_{N_t}}\right)^{1-\gamma} \quad (8)$$

De forma equivalente, el tipo de interés  $R_t$  debe verificar las siguientes condiciones:

$$R_t = A_{C_t} L_{C_t}^\theta (1-\theta) K_{C_t}^{-\theta} = A_{C_t} (1-\theta) \left(\frac{K_{C_t}}{L_{C_t}}\right)^{-\theta} \quad (9)$$

$$\frac{R_t}{P_{rel_t}} = A_{N_t} L_{N_t}^\gamma (1-\gamma) K_{N_t}^{-\gamma} = A_{N_t} (1-\gamma) \left(\frac{K_{N_t}}{L_{N_t}}\right)^{-\gamma} \quad (10)$$

Estas cuatro ecuaciones con cuatro variables  $\frac{K_{C_t}}{L_{C_t}}$ ,  $\frac{K_{N_t}}{L_{N_t}}$ ,  $w_{C_t}$ ,  $P_{rel_t}$  pueden resolverse despejando de (10) el valor de  $\frac{K_{N_t}}{L_{N_t}}$  y sustituyéndolo en (8) para obtener  $P_{rel_t}$ , que en logaritmos (lo que reflejamos utilizando minúsculas) adopta la expresión:

$$p_{rel_t} = -a_{N_t} + \gamma w_{N_t} + \ln(R_t^{(1-\gamma)} \gamma^{-\gamma} (1-\gamma)^{-(1-\gamma)}) \quad (11)$$

Por otro lado, a partir de (9) puede calcularse el valor de  $\frac{K_{C_t}}{L_{C_t}}$  para sustituirlo en (7), lo que conduce a que:

$$w_{C_t} = \frac{1}{\theta} a_{C_t} + \ln \left( \theta R_t^{-\left(\frac{1-\theta}{\theta}\right)} (1-\theta)^{\frac{1-\theta}{\theta}} \right) \quad (12)$$

(ii) 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  $w_{N_t} = w_{C_t}$ . Si sustituimos (12) en (11) obtenemos la siguiente expresión de los precios relativos:

$$p_{rel_t} = cte + \left(\frac{\gamma}{\theta}\right) a_{C_t} - a_{N_t} \quad (13)$$

De (13) se deriva que existe una relación positiva de largo plazo entre la diferencia de productividades sectoriales relativas (medidas como productividad total de los factores) y los precios sectoriales relativos<sup>5</sup>. 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

---

<sup>5</sup> 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.

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 (tanto mayor cuanto más intensivo en trabajo sea el sector protegido, es decir, cuanto mayor sea  $\gamma$  frente a  $\theta$ ).

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 Balassa-Samuelson (BS) empleen la productividad media del trabajo en lugar de la productividad total de los factores (PTF). Además, en funciones de producción como la Coob-Douglas la productividad marginal del trabajo es proporcional a la productividad media, con lo que, utilizando esta última, la expresión (13) adopta la forma:

$$p_{relt} = prod_{Ct} - prod_{Nt} = prod_{relt} \quad (14)$$

donde  $prod_{Ct}$  y  $prod_{Nt}$  representan, respectivamente, la productividad media del trabajo en el sector comerciable y no comerciable<sup>6</sup>.

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), Martínez (2003) 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.

Uno de los aspectos más criticables del modelo BS es que asume competencia perfecta en ambos sectores. La competencia monopolística parece un marco más realista, al menos en el sector protegido del comercio internacional.

---

<sup>6</sup> Utilizar la productividad media del trabajo presenta una serie de ventajas frente al empleo de la PTF; así, no se necesitan datos de los stocks de capital sectoriales y tampoco es preciso calcular el porcentaje que el factor trabajo supone en el valor añadido de los sectores (los parámetros que hemos denominado  $\gamma$  y  $\theta$ ). En cambio, la principal limitación que plantea su utilización es que puede no ser una variable exógena, sino una variable endógena que depende de la evolución relativa de la producción y el empleo. Sin embargo, tampoco es evidente que la PTF sea una variable totalmente exógena. De hecho, autores como Evans (1992) señalan que los "residuos de Solow" pueden deberse no sólo a shocks exógenos de oferta sino también al crecimiento del dinero, los tipos de interés o el gasto público; es decir, que parte de su variación es atribuible a cambios en la demanda agregada.

En un marco de competencia perfecta el precio que fijan las empresas viene determinado por sus costes marginales, los cuales dependen del cociente entre el salario nominal y la productividad marginal del trabajo; en cambio, si las empresas operan en competencia imperfecta, el precio que fijarán será un margen sobre dichos costes. Ahora bien, si aceptamos que los márgenes de beneficio pueden estar influidos por la evolución de la demanda es bastante posible que, como señalan Canzoneri *et al.* (1998), presenten reversión a la media; esto es, que sean estacionarios, ya que su evolución en épocas de expansión de la demanda podría compensarse con su comportamiento en épocas de mayor debilidad económica. De este modo, incluso rechazando la hipótesis de que exista competencia perfecta en ambos sectores, es probable que los márgenes sectoriales relativos no expliquen la evolución en el largo plazo de los precios relativos de los no comerciables aunque, por supuesto, puedan influir sobre ellos en el corto y medio plazo.

En este trabajo asumimos que los márgenes relativos se comportan como estacionarios en el largo plazo. De hecho, prácticamente ningún trabajo empírico que contrasta el modelo BS los considera en el análisis<sup>7</sup>.

### 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 que ya indicamos en su momento: (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 sectores<sup>8</sup>. 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

---

<sup>7</sup> Una excepción es el estudio de Ortega (2003).

<sup>8</sup> 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.

no comerciables presentan una elasticidad-renta de la demanda superior a la unidad<sup>9</sup>.

Para exponer este argumento, De Gregorio *et al.* (1994) consideran un consumidor representativo que maximiza el valor presente descontado de la siguiente función de utilidad:

$$u_t(C_{Nt}, C_{Ct}) = C_{Nt}^\phi (C_{Ct} - \bar{C})^{1-\phi} \quad (15)$$

donde  $C_{Nt}$  y  $C_{Ct}$  denotan el consumo de bienes no comerciables y comerciables, respectivamente. El parámetro  $\bar{C}$  representa el nivel de consumo de subsistencia de los bienes comerciables y, además,  $0 < \phi < 1$ .

Para simplificar, asumen que el consumidor maximiza la utilidad periodo a periodo sujeta a la siguiente restricción presupuestaria, obtenida al considerar como numerario el precio de los bienes comerciables:

$$I_t = C_{Ct} + P_{relt} C_{Nt} + P_{relt} G_t \quad (16)$$

donde  $I_t$  es la renta real total y  $G_t$  es el gasto total del Gobierno, el cual recae íntegramente sobre los servicios no comerciables y es financiado con impuestos de suma fija.

Para obtener las funciones de demanda de ambos tipos de bienes, calculan el valor del precio relativo de los no comerciables frente a los comerciables. Para ello, emplean el cociente de las utilidades marginales:

$$\frac{\partial u_t / \partial C_{Nt}}{\partial u_t / \partial C_{Ct}} = \frac{P_{Nt}}{P_{Ct}} = P_{relt} = \frac{\phi \left( \frac{C_{Ct} - \bar{C}}{C_{Nt}} \right)^{1-\phi}}{C_{Nt}^\phi (1-\phi)(C_{Ct} - \bar{C})^{-\phi}} = \frac{\phi}{1-\phi} \left( \frac{C_{Ct} - \bar{C}}{C_{Nt}} \right) \quad (17)$$

A partir de (16) y (17) pueden deducirse las funciones de demanda de ambos tipos de bienes:

$$\begin{aligned} C_{Ct} &= I_t - P_{relt} C_{Nt} - P_{relt} G_t = I_t - \frac{\phi}{1-\phi} (C_{Ct} - \bar{C}) - P_{relt} G_t \Rightarrow C_{Ct} = \\ &= \phi \bar{C} + (1-\phi)(I_t - P_{relt} G_t) \end{aligned} \quad (18)$$

$$\begin{aligned} C_{Nt} &= \frac{I_t - C_{Ct} - P_{relt} G_t}{P_{relt}} = \frac{I_t - [\phi \bar{C} + (1-\phi)(I_t - P_{relt} G_t)] - P_{relt} G_t}{P_{relt}} \Rightarrow C_{Nt} = \\ &= \frac{\phi}{P_{relt}} (I_t - P_{relt} G_t - \bar{C}) \end{aligned} \quad (19)$$

<sup>9</sup> A esto se añade que, por su propia definición, los bienes y servicios no comerciables no pueden ser importados.

Si el gasto del Gobierno representara una fracción constante de la renta total, es decir:  $P_{relt}G_t = g_t I_t$ , la demanda total (pública y privada) de los bienes comerciables y no comerciables sería:

$$C_{Ct} = \phi \bar{C} + (1 - \phi)(1 - g_t)I_t \quad (20)$$

$$C_{Nt} + G_t = \frac{I_t}{P_{relt}} [\phi + (1 - \phi)g_t] - \frac{\phi}{P_{relt}} \bar{C} \quad (21)$$

Partiendo de (20) y (21) pueden calcularse las elasticidades-renta de la demanda de los dos tipos de bienes y servicios:

$$\begin{aligned} \frac{\partial C_{Ct}}{\partial I_t} \frac{I_t}{C_{Ct}} &= (1 - \phi)(1 - g_t) \frac{I_t}{\phi \bar{C} + (1 - \phi)(1 - g_t)I_t} = \frac{(1 - \phi)(1 - g_t)I_t}{\phi \bar{C} + (1 - \phi)(1 - g_t)I_t} \quad (22) \\ \frac{\partial (C_{Nt} + G_t)}{\partial I_t} \frac{I_t}{C_{Nt} + G_t} &= \frac{[\phi + (1 - \phi)g_t]}{P_{relt}} \frac{I_t}{\frac{I_t}{P_{relt}} [\phi + (1 - \phi)g_t] - \frac{\phi}{P_{relt}} \bar{C}} = \\ &= \frac{[\phi + (1 - \phi)g_t]I_t}{I[\phi + (1 - \phi)g_t] - \phi \bar{C}} \quad (23) \end{aligned}$$

Puesto que  $\phi \bar{C} > 0$ , la elasticidad-renta de los bienes comerciables calculada en (22) es menor que uno. En cambio, la de los no comerciables ofrecida en (23) es mayor que la unidad<sup>10</sup>. Como consecuencia de esto, un mayor crecimiento de la renta estaría asociado con un incremento más que proporcional de la demanda de bienes no comerciables, causando así una elevación de su precio relativo<sup>11</sup>.

Con otras palabras, el argumento que se encuentra detrás de la hipótesis de demanda relativa es que mientras que los bienes comerciables se corresponden en mayor medida con necesidades "básicas", los no comerciables lo hacen con necesidades "superiores". De este modo, un crecimiento de la renta, una vez cubiertas las necesidades básicas, desplazaría la demanda de los consumidores hacia estos últimos.

Sin embargo, la evidencia empírica no es del todo concluyente sobre el valor de la elasticidad-renta de la demanda de los servicios aislados del comercio internacional. Como señala Gundlach (1994), hasta principios de los años ochenta

<sup>10</sup> Bergstrand (1991) utiliza una función de utilidad en la que se incluyen necesidades mínimas de consumo tanto para los bienes comerciables como para los no comerciables. Dicho autor obtiene que la elasticidad-renta de la demanda de estos últimos es mayor que la unidad siempre que las necesidades mínimas de los comerciables sean mayores a las de los no comerciables.

<sup>11</sup> Por supuesto, los cambios en la demanda relativa de los no comerciables también pueden tener lugar por cambios en las preferencias de los agentes, recogidas en el parámetro  $\phi$ , y no sólo por aumentos en la renta.

los estudios al respecto mostraban cierto consenso y cifraban dicha elasticidad en torno a 1,05 aunque trabajos posteriores no parecen corroborar de forma contundente que los servicios sean “superiores” en demanda. Así, Summers (1985) obtuvo que determinados servicios –como son los “servicios del hogar”, “servicios de ocio”, “educación” y “servicios prestados por el gobierno”– presentaban una elasticidad-renta de demanda superior a la unidad, pero dicha elasticidad no resultaba ser significativamente distinta de uno cuando se consideraba el sector servicios en términos agregados. Por su parte, Falvey y Gemmell (1996) incorporaron en su estimación el precio relativo de los no comerciables<sup>12</sup> y también obtuvieron que, aunque las elasticidades-renta variaban en función de las categorías consideradas, en general eran unitarias o algo superiores a la unidad<sup>13</sup>.

### 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

---

<sup>12</sup> Al considerar, al igual que Kravis *et al.* (1983), que el gasto de los consumidores depende no sólo de la elasticidad-renta sino también de la elasticidad-precio de la demanda, y del progreso técnico.

<sup>13</sup> Estos autores repitieron su análisis incluyendo la posibilidad de que la demanda de los no comerciables esté influida por factores sociodemográficos como son el tamaño de la población, el grado de urbanización, la estructura de edad, etc., y encontraron que la elasticidad-renta era algo superior a la unidad y mayor a la obtenida cuando no se incluían dichas variables en la estimación.

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 primeros<sup>14</sup>.

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 petróleo o la evolución de los términos de comercio<sup>15</sup>. 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  $p_{rel,t} = p_{N_t} - p_{C_t}$ ,  $prod_{rel,t} = prod_{C_t} - prod_{N_t}$ , y 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 con-

---

<sup>14</sup> 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.

<sup>15</sup> Así, Micossi y Milesi-Ferretti (1994) y De Gregorio *et al.* (1994) incorporan a través de variables dummy el efecto de los shocks experimentados por el precio del petróleo. Estos shocks afectan a los términos de comercio, con lo que el efecto renta consiguiente puede alterar el precio relativo de los no comerciables. Sin embargo, en ambos trabajos, estas dummies no resultan significativas. En esta línea, Lane y Milesi-Ferretti (2002) incluyen los términos de comercio como variable explicativa de los precios relativos, aunque encuentran una débil evidencia a favor de su significatividad. También incorporan en su análisis el saldo de la balanza comercial, ya que en caso de superávit de la misma, el hecho de la que la producción nacional esté superando la absorción interna puede generar una mayor demanda relativa de los no comerciables y, con ello, una elevación de sus precios.

sumo 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 COMERCIALES. 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, en moneda común, es decir, de 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 posible<sup>16</sup>.

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.

---

<sup>16</sup> 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) presenten el mismo estado estacionario.

Un primer grupo de estos 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, además de las hipótesis señaladas en el apartado 3.1, este modelo asume que se verifica la PPA en el sector de los bienes comerciables (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 precios relativos del sector no comerciable. En consecuencia, a partir de la expresión (14), el tipo de cambio real definido en (4) adopta la forma:

$$\begin{aligned} q_t &= (1-\alpha)(\text{prod}_{C_t} - \text{prod}_{N_t}) - (1-\alpha^*)(\text{prod}_{C_t}^* - \text{prod}_{N_t}^*) = \\ &= (1-\alpha)\text{prod}_{\text{rel}t} - (1-\alpha^*)\text{prod}_{\text{rel}t}^* \end{aligned} \quad (24)$$

De manera que si en un país la productividad relativa del sector expuesto crece a mayor ritmo que en otro, su tipo de cambio real se apreciará con respecto a éste último (es decir, aumentará su nivel de precios agregado una vez expresado en la misma moneda) si consideramos, para simplificar, que los dos países tienen la misma proporción de bienes comerciables en el índice de precios, o sea:  $\alpha = \alpha^*$ . La contrastación del modelo BS de tipos de cambio reales ha sido abordada por numerosos autores y desde metodologías econométricas diferentes. Entre los estudios al respecto pueden citarse los de Hsieh (1982), Marston (1987), Strauss (1996), Canzoneri *et al.* (1998, 2002) y Begum (2000). En ellos se obtiene, en general, que 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.

En un segundo grupo de trabajos se considera la existencia de rigideces a la hora de asignar los factores de producción entre sectores y se relaja el supuesto de perfecta movilidad de capitales a nivel internacional que asume el modelo BS. Esto posibilita que los factores de demanda pueden ser incluidos (además de la productividad) como explicativos del tipo de cambio real, al actuar básicamente sobre el precio relativo de los no comerciables. Así por ejemplo, Dibooglu (1996) y Camarero y Tamarit (2002) incorporan 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 incluir tanto la productividad relativa como los factores de demanda (especialmente el gasto en consumo del gobierno). 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 dicho consumo, 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 supo-

nemos que el consumo público recae en mayor medida sobre los no comerciables, debería producirse una apreciación al aumentar los precios relativos de éstos<sup>17</sup>.

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 similares 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.

En este sentido, el estudio de los tipos de cambio reales en los Estados que hoy forman parte de la eurozona resulta especialmente interesante pues en las últimas décadas algunos de ellos (como es el caso de España) han experimentado un considerable proceso de convergencia real que, en principio, podría respaldar empíricamente el papel de las variables de convergencia sobre los precios relativos de los no comerciables. En cambio, en otros que ya partían de niveles de desarrollo avanzados es más probable que si sus tipos de cambio reales se han comportado como no estacionarios la explicación se encuentre en que no se haya verificado la PPA en el sector expuesto al comercio internacional.

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  $q_{Ct} = e_t + p_{Ct} - p_{Ct}^*$  para recoger así los factores que pueden impedir la plena equiparación de precios de los bienes que se comercian a nivel internacional<sup>18</sup>. En este caso contrastaremos en cada país si, a largo plazo:

$$q_t = f(q_{Ct}, \text{prod}_{relt}, \check{y}_t, \check{g}_t)$$

---

<sup>17</sup> 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.

<sup>18</sup> 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 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 MacDonal (1998) para una síntesis de estos factores.



donde  $\tilde{\text{prod}}_{\text{rel}t} = \text{prod}_{\text{rel}t} - \text{prod}_{\text{rel}t}^*$ ,  $\tilde{y}_t = y_t - y_t^*$ ,  $\tilde{g}_t = g_t - g_t^*$ . 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 variables lo harían, principalmente, a través del precio relativo de los no comerciables<sup>19</sup>. 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 precios<sup>20</sup>.

## 5. LOS DATOS Y LA METODOLOGÍA ECONOMETRICA

### 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<sup>21</sup>. 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 presta-

---

<sup>19</sup> Recuérdese sin embargo que estudios como los de Rogoff (1992) o Chinn y Johnston (1997) obtienen un signo negativo en el gasto relativo en consumo de los gobiernos.

<sup>20</sup> Esa apreciación del tipo de cambio real una vez dentro de una unión monetaria equivale a una tasa de inflación superior.

<sup>21</sup> En el caso de los servicios, los datos más detallados de exportaciones que proporcionan los distintos Organismos estadísticos se corresponden con la clasificación sectorial del Manual de Balanza de Pagos del FMI. En cambio, los datos de producción se obtienen de la Contabilidad Nacional cuya desagregación sectorial es diferente. Esto nos ha obligado a realizar una equivalencia aproximada entre los sectores de servicios en ambas clasificaciones para poder calcular el porcentaje que las exportaciones de cada uno de ellos suponen sobre su producción. A partir de estos porcentajes, sólo el sector “transportes” puede ser considerado como un servicio comerciable, aunque en los últimos años la internacionalización de “otros servicios prestados a las empresas” ha sido importante. Sin embargo, la falta de datos suficientemente desagregados y la necesidad de mantener la coherencia en la clasificación sectorial en todo el periodo temporal analizado nos ha conducido a incluir dentro de los servicios comerciables únicamente a “transporte, almacenamiento y comunicaciones”.

dos por el sector público<sup>22</sup>. 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.

Dadas las dificultades existentes a la hora de estimar los stocks de capital sectoriales, 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 OCDE<sup>23</sup>. 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<sup>24</sup>. 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.º4 (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<sup>25</sup>. Los datos de los tipos nominales provienen de Eurostat; los precios empleados para construir las series de los tipos de cambio reales son

---

<sup>22</sup> Estos sectores se corresponden con la clasificación sectorial ISIC Rev2.

<sup>23</sup> 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.

<sup>24</sup> La medida más adecuada del factor trabajo para calcular su productividad son las "horas efectivamente trabajadas ajustadas por la calidad", pero los problemas que existen para obtener esta información son evidentes en un horizonte temporal suficientemente amplio y con un nivel de desagregación sectorial adecuado. Maté (1999) construyó series de productividades horarias sectoriales, pero comienzan en 1980.

<sup>25</sup> Preferimos utilizar tipos bilaterales en lugar de efectivos para preservar las propiedades estadísticas de las series, ya que una suma ponderada de series no estacionarias y estacionarias da lugar a una serie no estacionaria, por lo que el tipo de cambio efectivo es muy sensible a la construcción y las propiedades estadísticas de los tipos de cambio incluidos en dicho agregado.

los deflatores del valor añadido del 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 considerados (véase el apéndice de datos para una descripción detallada)<sup>26</sup>. 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 estudio.

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

En los gráficos 1 a 4 se ofrece una primera aproximación descriptiva de los datos en tasas de crecimiento, aunque la identificación de las relaciones de largo plazo implica la utilización de las variables en niveles; para ello es necesario aplicar técnicas de cointegración si dichas variables son no estacionarias.

## 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:

$$Y_t = \mu + \phi_1 Y_{t-1} + \phi_2 Y_{t-2} + \dots + \phi_p Y_{t-p} + e_t \quad (25)$$

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<sup>27</sup>:

<sup>26</sup> 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.

<sup>27</sup> El VAR y el modelo de corrección del error también pueden incluir variables dummy. En este caso, respectivamente:

$$Y_t = \mu + \phi_1 Y_{t-1} + \phi_2 Y_{t-2} + \dots + \phi_p Y_{t-p} + \Phi D_t + e_t$$

$$\Delta Y_t = \mu + \Gamma_1 \Delta Y_{t-1} + \dots + \Gamma_{p-1} \Delta Y_{t-p+1} + \Pi Y_{t-p} + \Phi D_t + e_t$$

donde  $\Phi D_t$  es el vector que incluye dichas variables.

$$\Delta Y_t = \mu + \Gamma_1 \Delta Y_{t-1} + \dots + \Gamma_{p-1} \Delta Y_{t-p+1} + \Pi Y_{t-p} + e_t \quad (26)$$

Si el rango  $r$  de la matriz  $\Pi$  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  $\Pi$  puede descomponerse de la forma  $\Pi = \alpha\beta'$  donde  $\alpha$  y  $\beta$  son matrices ( $m \times r$ ) constituidas por parámetros;  $\beta$  contiene las  $r$  relaciones de cointegración y  $\alpha$  recoge los parámetros de ajuste.

Este método permite calcular dos tests para contrastar el número de relaciones de cointegración existentes en el modelo: el test de la Traza y el test del autovalor máximo  $\lambda_{\max}$ . El primero de ellos contrasta la hipótesis nula de  $r$  relaciones de cointegración donde  $r = 0, 1, \dots, m-1$ ; este test viene dado por la expresión:

$$LR_{tr}(r|m) = -T \sum_{i=r+1}^m \ln(1-\lambda_i) \quad (27)$$

donde  $T$  es el número de observaciones de las series. Por su parte, el test del autovalor máximo contrasta la hipótesis nula de  $r$  relaciones de cointegración frente a la alternativa de  $r+1$  y adopta la forma:

$$LR_{\max}(r|r+1) = -T \ln(1-\lambda_{r+1}) = LR_{tr}(r|m) - LR_{tr}(r+1|m) \quad (28)$$

para  $r = 0, 1, \dots, m-1$ .

Las distribuciones asintóticas de estos tests cambian dependiendo de las hipótesis 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 y una especificación adecuada de dichos términos.

Para contrastar relaciones lineales sobre los parámetros de  $\beta$ , Johansen (1991, 1995) sugiere definir una matriz  $H$  ( $m \times r$ ) que reduce la matriz  $\beta$  a la matriz de parámetros  $\phi$  ( $r \times r$ ), de manera que  $\beta = H\phi$ . Esa matriz  $H$  recoge las restricciones establecidas sobre el valor de los parámetros de la relación de cointegración, y a partir de los autovalores de la misma se construye un test LR que se distribuye asintóticamente como una  $\chi^2$ , cuyos grados de libertad dependen del número de restricciones impuestas. Esta metodología también permite contrastar hipótesis sobre el valor de los parámetros de ajuste  $\alpha$ ; en particular, permite analizar si una variable puede considerarse "débilmente exógena", es decir, si las desviaciones de la relación de equilibrio o de largo plazo no afectan a la evolución futura de dicha variable.

En este trabajo estudiamos además si existe cointegración permitiendo un 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 de regresión 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 posibilitan detectar la existencia de cointegración bajo la presencia de cambio estructural y, además, determinar la fecha del punto de ruptura ( $T_b$ ), la cual quedará endógenamente determinada por los datos.

Los estadísticos de Gregory y Hansen (1996a, 1996b) consisten en tres tests: las versiones modificadas del test Dickey-Fuller aumentado y de los estadísticos  $Z_\alpha$  y  $Z_t$  de Phillips (1987), a los que denominan  $ADF^*$ ,  $Z_\alpha^*$  y  $Z_t^*$ , respectivamente.

## 6. RESULTADOS DEL ANÁLISIS DE COINTEGRACIÓN APLICADO SOBRE LOS PRECIOS RELATIVOS DE LOS NO COMERCIALES

En los cuadros A1.1 y A1.2 del anexo 1 se ofrecen 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; el número de retardos utilizado en el test ADF es aquel para el que el retardo de la variable en primeras diferencias resulta significativo al 5% con los valores críticos de la distribución normal (partiendo de un número de retardos  $k=4$  y disminuyéndolo sucesivamente) y para el PP el que se corresponde con el procedimiento de Newey y West (1987). Estos tests señalan 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 PP.

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 Johansen<sup>28</sup>, los cuales indican que puede rechazarse que las variables a las que nos hemos referido sean estacionarias, excepto el consumo público alemán<sup>29</sup>.

En el cuadro 1 se muestran los resultados del análisis de cointegración 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. En dicho cuadro se ofrece la contrastación del rango de cointegración  $r$  y se proporcionan los coeficientes estimados de los vectores de cointegración normalizados para que  $\beta_{p_{rel}} = 1$ , así como los errores estándar corregidos<sup>30</sup>. Siguiendo a Johansen (1992), 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 la tendencia no resultaba significativa).

Puede comprobarse que en todas las economías de la muestra, salvo en Holanda, se ha obtenido una relación de largo plazo entre las variables consideradas<sup>31</sup>. Además, queda respaldado, en general, el papel de la productividad relativa

---

<sup>28</sup> 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).

<sup>29</sup> 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.

<sup>30</sup> En la determinación del rango de cointegración no sólo se han tenido en cuenta el test de la traza y del autovalor máximo sino también la información que proporcionan las raíces características del modelo, los gráficos de las relaciones de cointegración y los valores  $t$  de los coeficientes  $\alpha$ .

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 2.

<sup>31</sup> En Alemania hemos incluido una variable dummy en 1990 para recoger los posibles efectos producidos tras la reunificación. Pese a la corrección de los valores críticos de los tests a que obliga la inclusión de esta variable, no puede rechazarse al 5% la existencia de una relación de cointegración.

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 Bélgica<sup>32</sup>).

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 ellos<sup>33</sup>.

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 comerciable<sup>34</sup>. Por esta razón, con vistas a determinar si las posibles relaciones de cointegración obtenidas en el cuadro 1 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.2.1 del anexo 2 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 anexo 2 también se ofrecen los parámetros de ajuste  $\alpha$  correspondientes a dichos precios relativos).

En el cuadro 2 se muestran los tests ADF\* obtenidos según el procedimiento de Gregory y Hansen (1996a, 1996b) para contrastar la existencia de cointegración

<sup>32</sup> Así lo indican los correspondientes tests de exclusión ofrecidos en el anexo 2.

<sup>33</sup> 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. Estos resultados parecen indicar que no puede admitirse claramente que los servicios no comerciables a nivel agregado sean superiores en demanda.

<sup>34</sup> 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 Nilson (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.

permitiendo un cambio estructural<sup>35</sup>. 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

En el cuadro A1.3 del anexo 1 se recogen los tests de raíces unitarias de los tipos de cambio reales  $q_t$  y de los tipos de cambio reales en el sector comerciable  $q_{ct}$ , con respecto a Alemania. Tanto el test ADF como el 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 (1970-2002). 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 Portugal.

Con vistas a completar el análisis del orden de integración de estas series hemos aplicado los tests de estacionariedad de 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 Finlandia<sup>36</sup>.

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.

---

<sup>35</sup> 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.

<sup>36</sup> 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 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 3 se ha obtenido sólo una relación de largo plazo en cada país excepto en Finlandia (donde de acuerdo con el test de la traza no podía rechazarse que hubiera tres), 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.

En los cuadros A1.4 y A1.5 se ofrecen los tests de raíces unitarias aplicados sobre las diferencias de productividades relativas  $\text{prod}_{\text{rel},t}$ , renta per cápita  $\tilde{y}_t$  y gasto en consumo final del gobierno  $\tilde{g}_t$ , con respecto a Alemania. 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 Italia<sup>37</sup>.

En el cuadro 3 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 estacionarios<sup>38</sup>. La observación de las series y la metodología de Johansen (1992) nos han conducido a considerar en todos los países constante restringida en el vector de cointegración a la hora de estimar las relaciones de equilibrio<sup>39</sup>.

El tipo de cambio real en el sector expuesto resulta significativo y con el signo positivo esperado<sup>40</sup> (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 es significativa en tres de los seis países analizados (en Austria, Bélgica<sup>41</sup> y Portugal). Estos resultados están en línea con la impresión que se

---

<sup>37</sup> 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 de cointegración mostrado en el cuadro 3 conduce a una sola relación de largo plazo (salvo en Finlandia, donde no podía rechazarse que hubiera tres), en el resto de países estas variables pueden ser consideradas  $I(1)$  de acuerdo con estos tests.

<sup>38</sup> 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.

<sup>39</sup> En España se ha incluido una dummy en 1993, para recoger el posible efecto de las devaluaciones. La corrección de los valores críticos de los tests no cambia la significatividad de los mismos.

<sup>40</sup> Estos resultados avalan, de alguna manera, el modelo desarrollado por Bergin (2003) según el cual los tipos de cambio reales están afectados por los movimientos de los precios relativos de los no comerciables frente a los comerciables dentro de cada país pero también por los movimientos de los precios relativos de los bienes comerciables entre países, debido a la existencia de mercados segmentados y a las prácticas de "pricing to market".

<sup>41</sup> 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.

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%)<sup>42</sup>.

Por su parte, el consumo público relativo presenta, en general, signo negativo. Estos resultados están en línea 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 ( $H_0 : \beta_q = \beta_{q_c} = 0$ ); la productividad y la renta ( $H_0 : \beta_q = \beta_{q_c} = \beta_{\bar{y}} = 0$ ); la renta y el gasto ( $H_0 : \beta_q = \beta_{q_c} = \beta_{\text{prod}_{\text{rel}}} = 0$ ), o solamente el tipo de cambio real y el tipo de cambio real en el sector comerciable ( $H_0 : \beta_{\text{prod}_{\text{rel}}} = \beta_{\bar{y}} = \beta_{\bar{g}} = 0$ ). 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 expuesto<sup>43</sup>, y que en Holanda incluya sólo la renta y la productividad, o la renta y el gasto.

---

<sup>42</sup> 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 período 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.

<sup>43</sup> 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.



En cuanto a la información que ofrecen los tests de exogeneidad mostrados en el cuadro A2.2, 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 obtenidas<sup>44</sup>.

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 Portugal<sup>45</sup>, ya que en España desde mediados de los años noventa la productividad relativa del sector comerciable crece a menor ritmo que en Alemania.

En el cuadro 4 se muestran los tests ADF\* de Gregory y Hansen (1996a, 1996b), 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 cautelas<sup>46</sup>, 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

---

<sup>44</sup> En Portugal puede rechazarse al 5% pero no al 10%.

<sup>45</sup> Con las reservas que plantea la utilización en dicho país de un periodo muestral no demasiado extenso.

<sup>46</sup> 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.

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 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.



APÉNDICE DE DATOS: definiciones y fuentes

*Sector comerciable:* manufacturas; minería; transporte, almacenamiento y comunicaciones.

*Sector no comerciable:* electricidad, gas y agua; construcción; comercio al por mayor y al por menor; restaurantes y hoteles; intermediación financiera, actividades inmobiliarias, empresariales y de alquiler; servicios comunitarios y servicios prestados por el sector público.

$prod_{rel}$  productividad del trabajo relativa (comerciables/no comerciables): valor añadido real/ocupados. En el caso de Holanda valor añadido real/puestos de trabajo equivalentes de ocupados.

$P_{rel}$  precio relativo (no comerciables/comerciables): valor añadido nominal/ valor añadido real.

$y$  renta per cápita en moneda nacional a precios constantes de 1995.

$g$  gasto en consumo final del gobierno en porcentaje del PIB (ambos a precios constantes de 1995).

$e$  tipos de cambio nominales bilaterales (DM/moneda nacional), hasta 1999.

$q$  tipos de cambio reales bilaterales (DM/moneda nacional). Desde 1999, precios relativos de Alemania con respecto a cada país de la muestra, contruidos con los deflatores del valor añadido total de la economía.

$q_c$  tipos de cambio reales bilaterales en el sector comerciable (DM/moneda nacional). Desde 1999, precios relativos de Alemania con respecto a cada país de la muestra, contruidos con los deflatores del valor añadido del sector comerciable.

$prod_{rel}^{\check{}}$  productividad del trabajo relativa (comerciables/no comerciables) de cada país con respecto a Alemania.

$\check{y}$  renta per cápita de cada país con respecto a Alemania a precios constantes de 1995 en DM de 1995.

$\check{g}$  gasto en consumo final del gobierno en porcentaje del PIB de cada país con respecto a Alemania (ambos a precios constantes de 1995).

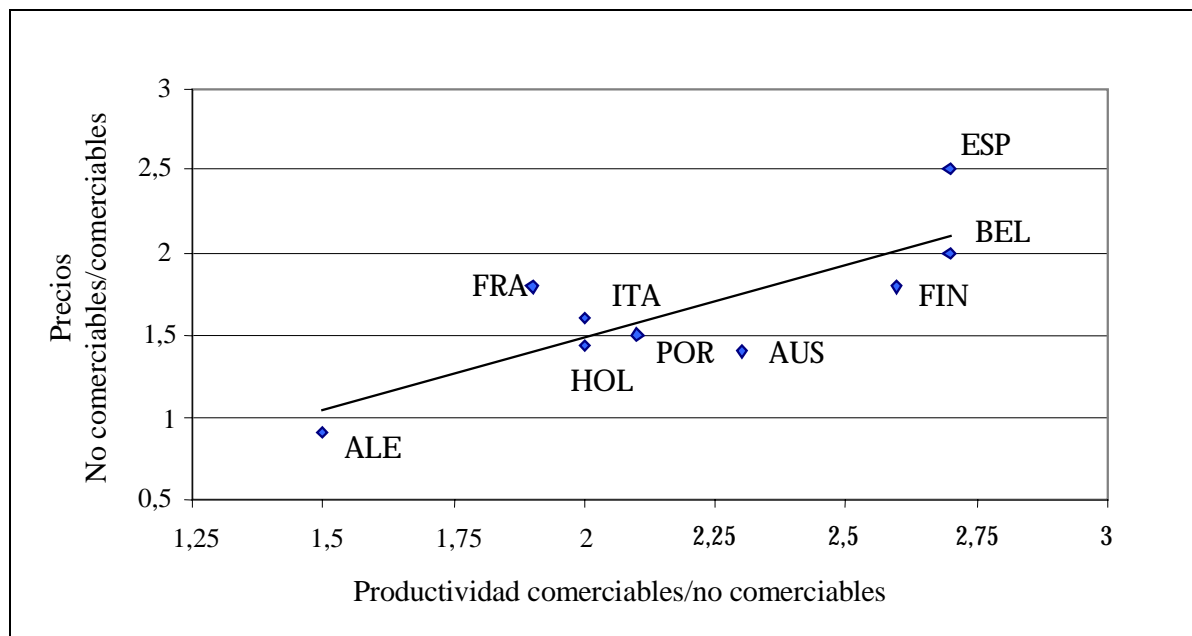
\* Periodo muestral: Alemania 1970-2002, Austria 1976-2002, Bélgica 1970-2001, España 1970-2001, Finlandia 1970-2002, Francia 1970-2001, Holanda 1977-2001, Italia 1970-2002, Portugal 1977-1999.



\* Fuentes: los tipos de cambio nominales provienen de Eurostat y los datos de renta per cápita y consumo final del gobierno se han obtenido del anexo estadístico de la publicación *European Economy* n.º 4 (2004) de la Comisión Europea. Las series de precios y productividades sectoriales se han elaborado a partir de los datos que proporciona la base STAN de la OCDE, complementados cuando ha sido necesario con datos de la base ISDB de dicho Organismo. Así, en Bélgica los datos de minería y electricidad, gas y agua en el periodo 1970-1974 se han obtenido prolongando hacia atrás las series de STAN con las tasas de crecimiento de los datos de la base ISDB. Lo mismo ha sucedido en Francia en todos los sectores en 1970-1977. En España los datos del periodo 1970-1980 se han construido prolongado hacia atrás las series de STAN con datos del INE y la fundación BBVA.

**Gráfico 1**

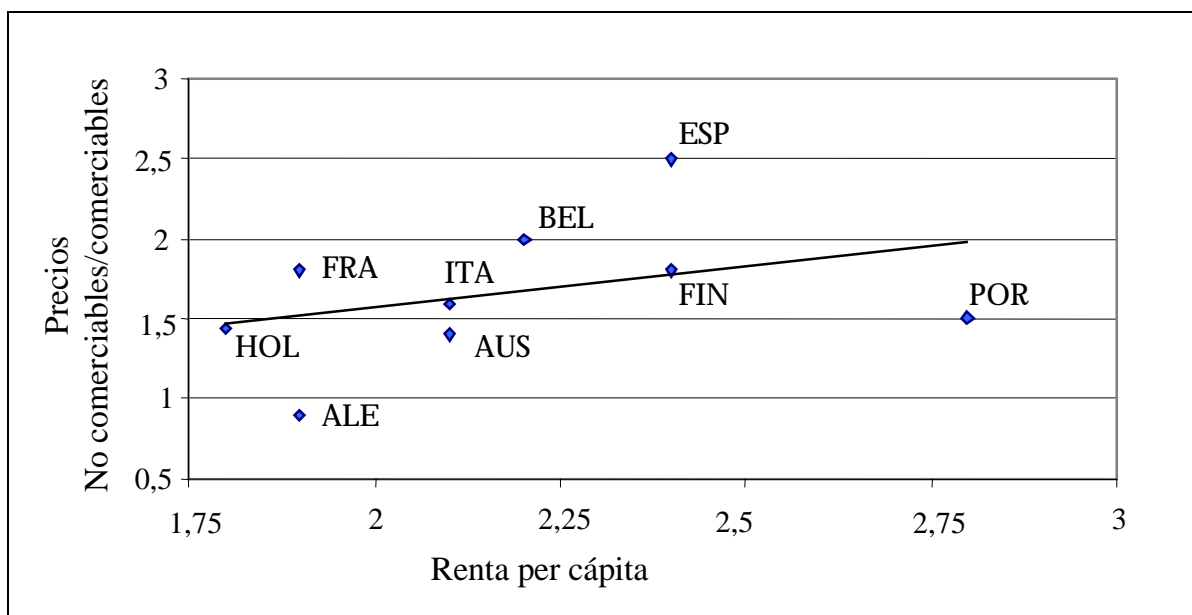
**PRECIOS RELATIVOS Y PRODUCTIVIDADES RELATIVAS**  
 (% de crecimiento anual medio en el periodo 1970-2002)



Fuente: elaboración propia a partir de datos de la base STAN (OCDE).

**Gráfico 2**

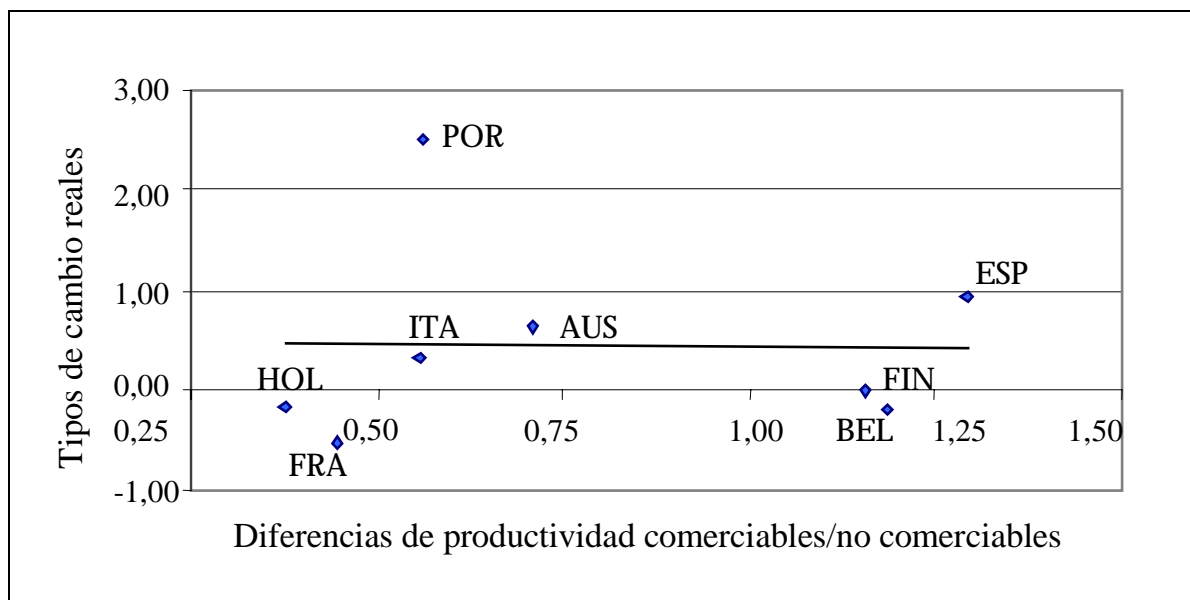
**PRECIOS RELATIVOS Y RENTA PER CÁPITA**  
 (% de crecimiento anual medio en el periodo 1970-2002)



Fuente: elaboración propia a partir de datos de la base STAN (OCDE) y la Com. Europea.

**Gráfico 3**

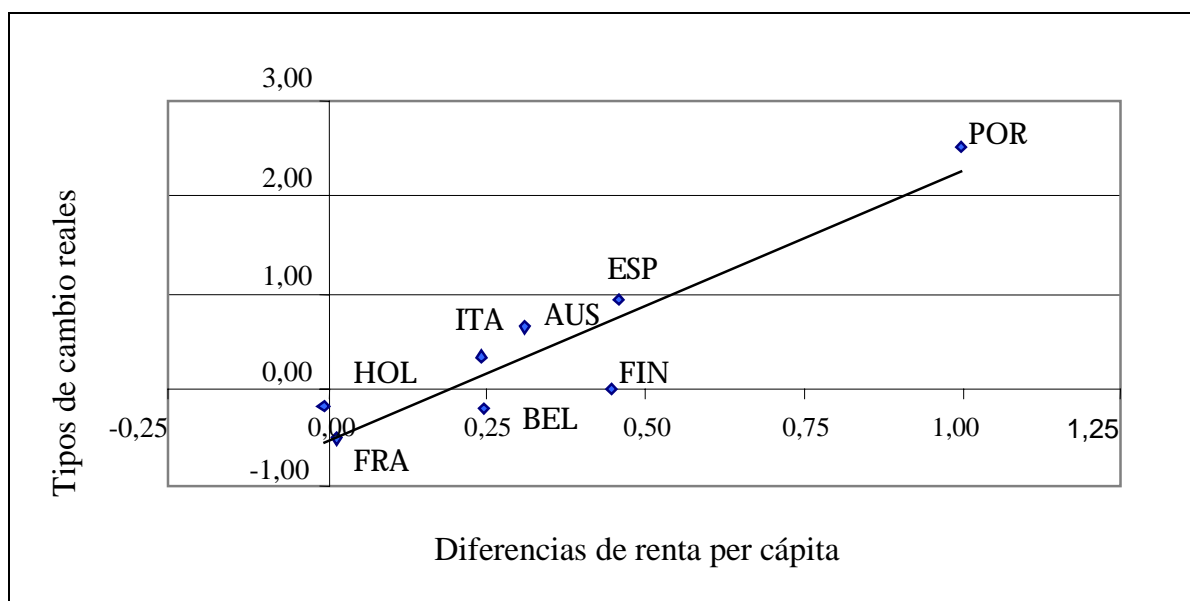
**TIPOS DE CAMBIO REALES Y DIFERENCIAS DE PRODUCTIVIDAD  
SECTORIAL RELATIVA CON RESPECTO A ALEMANIA**  
(% de crecimiento anual medio en el periodo 1970-2002)



Fuente: elaboración propia a partir de datos de la base STAN (OCDE).

**Gráfico 4**

**TIPOS DE CAMBIO REALES Y DIFERENCIA DE RENTA *PER CÁPITA*  
CON RESPECTO A ALEMANIA**  
(% de crecimiento anual medio en el periodo 1970-2002)



Fuente: elaboración propia a partir de datos de la base STAN (OCDE) y la Com. Europea.

**Cuadro 1**

**RESULTADOS DEL ANÁLISIS DE COINTEGRACIÓN APLICADO SOBRE  
LOS PRECIOS RELATIVOS DE LOS NO COMERCIALES**

$$p_{rel,t} = \beta_{prod,rel} prod_{rel,t} + \beta_y y_t + \beta_g g_t + \varepsilon_t$$

	Retardos del VAR	Hipótesis nula	Test de la Traza	Test $\lambda_{max}$	$\beta_{prod,rel}$	$\beta_y$	$\beta_g$
Alemania	1	r=0	45,23**	35,53**	0,34	0,02	—
		r ≤ 1	9,69	9,46	(0,06)	(0,06)	
		r ≤ 2	0,23	0,23			
Austria	1	r=0	60,09***	34,80***	-1,43	2,47	1,78
		r ≤ 1	25,29	13,05	(0,25)	(0,28)	(0,31)
		r ≤ 2	12,24	11,05			
		r ≤ 3	1,19	1,19			
Bélgica	1	r=0	52,25**	29,81**	0,49	0,04	-0,58
		r ≤ 1	22,43	11,79	(0,20)	(0,26)	(0,25)
		r ≤ 2	10,64	5,73			
		r ≤ 3	4,91**	4,91**			
España	2	r=0	64,99***	37,49***	0,99	-0,17	-0,02
		r ≤ 1	27,50	19,34	(0,16)	(0,09)	(0,12)
		r ≤ 2	8,15	6,10			
		r ≤ 3	2,04	2,04			
Finlandia	2	r=0	67,02**	31,07*	2,09	1,08	1,33
		r ≤ 1	35,95	18,33	(0,27)	(0,19)	(0,28)
		r ≤ 2	17,61	11,07			
		r ≤ 3	6,53	6,53			
Francia	1	r=0	52,79**	36,43***	0,95	0,09	-0,77
		r ≤ 1	16,35	12,39	(0,11)	(0,16)	(0,23)
		r ≤ 2	3,95	3,84			
		r ≤ 3	0,10	0,10			
Holanda	1	r=0	38,62	24,40	—	—	—
		r ≤ 1	14,22	8,18			
		r ≤ 2	6,04	4,14			
		r ≤ 3	1,89	1,89			

(Sigue)

(Continuación)

	Retardos del VAR	Hipótesis nula	Test de la Traza	Test $\lambda_{\max}$	$\beta_{\text{prod,rel}}$	$\beta_y$	$\beta_g$
Italia	1	$r=0$	76,99***	47,90***	1,01	-0,46	-1,06
		$r \leq 1$	29,09	20,66	(0,16)	(0,16)	0,18
		$r \leq 2$	8,43	5,15			
		$r \leq 3$	3,27	3,27			
Portugal	2	$r=0$	70,18***	38,47***	-0,05	1,43	-0,55
		$r \leq 1$	31,71**	20,88	(0,14)	(0,10)	(0,04)
		$r \leq 2$	10,83	10,81			
		$r \leq 3$	0,01	0,01			

*Notas:* (\*\*\*) indica que se rechaza la hipótesis nula al 1% de significación, (\*\*) al 5% y (\*) al 10%. Los valores críticos para el test de la Traza y el  $\lambda_{\max}$  se han obtenido de Osterwald-Lenum (1992). De acuerdo con la metodología propuesta por Johansen (1992), en todos los países se ha considerado tendencia en los datos, salvo en Finlandia donde se ha considerado tendencia en el vector de cointegración. Debajo de los coeficientes  $\beta_{\text{prod,rel}}$ ,  $\beta_y$  y  $\beta_g$  se muestra entre paréntesis el error estándar corregido. En Alemania no se incluye  $g_t$ , al ser  $I(0)$ .

**Cuadro 2**

**TESTS DE COINTEGRACIÓN ADF\* DE GREGORY-HANSEN,  
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:

$$p_{rel,t} = \mu_1 + \mu_2 \varphi_{\tau,t} + \alpha_1 \text{prod}_{rel,t} + \eta_1 y_t + \gamma_1 g_t + \varepsilon_t$$

Modelo C/T:

$$p_{rel,t} = \mu_1 + \mu_2 \varphi_{\tau,t} + \delta_1 t + \alpha_1 \text{prod}_{rel,t} + \eta_1 y_t + \gamma_1 g_t + \varepsilon_t$$

Modelo C/S:

$$p_{rel,t} = \mu_1 + \mu_2 \varphi_{\tau,t} + \alpha_1 \text{prod}_{rel,t} + \eta_1 y_t + \gamma_1 g_t + \alpha_2 \text{prod}_{rel,t} \varphi_{\tau,t} + \eta_2 y_t \varphi_{\tau,t} + \gamma_2 g_t \varphi_{\tau,t} + \varepsilon_t$$

Modelo C/S/T:

$$p_{rel,t} = \mu_1 + \mu_2 \varphi_{\tau,t} + \delta_1 t + \delta_2 t \varphi_{\tau,t} + \alpha_1 \text{prod}_{rel,t} + \eta_1 y_t + \gamma_1 g_t + \alpha_2 \text{prod}_{rel,t} \varphi_{\tau,t} + \eta_2 y_t \varphi_{\tau,t} + \gamma_2 g_t \varphi_{\tau,t} + \varepsilon_t$$

Donde  $\varphi_{\tau,t}$  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 3**  
**RESULTADOS DEL ANÁLISIS DE COINTEGRACIÓN APLICADO**  
**SOBRE LOS TIPOS DE CAMBIO REALES**

$$q_t = \beta_{q_c} q_{ct} + \beta_{\text{prod}_{rel}} \text{prod}_{relt} + \beta_{\tilde{y}} \tilde{y}_t + \beta_{\tilde{g}} \tilde{g}_t + \varepsilon_t$$

	Retardos del VAR	Hipótesis nula	Test de la Traza	Test $\lambda_{\max}$	$\beta_{q_c}$	$\beta_{\text{prod}_{rel}}$	$\beta_{\tilde{y}}$	$\beta_{\tilde{g}}$
Austria	1	$r=0$	84,61***	46,06***	0,63	0,62	-0,34	-0,56
		$r \leq 1$	38,55	17,65	(0,08)	(0,02)	(0,11)	(0,10)
		$r \leq 2$	20,90	10,39				
		$r \leq 3$	10,50	9,09				
		$r \leq 4$	1,41	1,41				
Bélgica	1	$r=0$	76,23**	34,56**	1,63	1,31	1,21	-0,55
		$r \leq 1$	41,67	17,06	(0,22)	(0,21)	(0,49)	(0,31)
		$r \leq 2$	24,61	12,89				
		$r \leq 3$	11,72	7,26				
		$r \leq 4$	4,45	4,45				
España	2	$r=0$	60,19***	29,16**	—	-0,55	1,42	1,12
		$r \leq 1$	31,03	17,44		(0,34)	(0,41)	(0,28)
		$r \leq 2$	13,58	8,53				
		$r \leq 3$	5,06	5,06				
Holanda	1	$r=0$	64,31***	25,89	—	0,32	0,22	-0,37
		$r \leq 1$	38,41**	22,74		(0,27)	(0,20)	(0,09)
		$r \leq 2$	15,66	11,36				
		$r \leq 3$	4,30	4,30				
Italia	2	$r=0$	56,19**	27,37	1,47	0,01	-0,43	—
		$r \leq 1$	28,81	17,50	(0,15)	(0,16)	(0,72)	
		$r \leq 2$	11,30	9,21				
		$r \leq 3$	2,02	2,02				
Portugal	1	$r=0$	72,77*	34,50**	1,14	1,18	1,43	-0,32
		$r \leq 1$	38,26	14,70	(0,10)	(0,32)	(0,22)	(0,06)
		$r \leq 2$	23,56	12,04				
		$r \leq 3$	11,51	7,87				
		$r \leq 4$	3,64	3,64				

Notas: (\*\*\*) indica que se rechaza la hipótesis nula al 1% de significación, (\*\*) al 5% y (\*) al 10%. Los valores críticos para el test de la Traza y el  $\lambda_{\max}$  se han obtenido de Osterwald-Lenum (1992). De acuerdo con la metodología propuesta por Johansen (1992), en todos los países se ha considerado constante restringida a la hora de estimar las relaciones de largo plazo. Debajo de los coeficientes  $\beta_{\text{prod}_{rel}}$ ,  $\beta_{\tilde{y}}$  y  $\beta_{\tilde{g}}$  se muestra entre paréntesis el error estándar corregido. En España y Holanda no se incluye  $q_{ct}$  ni en Italia  $\tilde{g}_t$  por ser ambos  $I(0)$ .

**Cuadro 4**  
**TESTS DE COINTEGRACIÓN DE GREGORY-HANSEN**  
**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 <sub>b</sub> = 1989	ADF* = -5,60* (k=1) T <sub>b</sub> = 1984	ADF* = -5,75 (k=2) T <sub>b</sub> = 1989	ADF* = -6,58* (k=1) T <sub>b</sub> = 1988
Bélgica	ADF* = -5,85** (k=0) T <sub>b</sub> = 1991	ADF* = -6,38*** (k=0) T <sub>b</sub> = 1994	ADF* = -5,68 (k=2) T <sub>b</sub> = 1990	ADF* = -7,71*** (k=0) T <sub>b</sub> = 1987
España	ADF* = -4,57 (k=1) T <sub>b</sub> = 1994	ADF* = -5,38* (k=1) T <sub>b</sub> = 1979	ADF* = -4,89 (k=1) T <sub>b</sub> = 1994	ADF* = -5,88 (k=1) T <sub>b</sub> = 1979
Holanda	ADF* = -3,77 (k=1) T <sub>b</sub> = 1998	ADF* = -4,58 (k=1) T <sub>b</sub> = 1998	ADF* = -5,56 (k=1) T <sub>b</sub> = 1995	ADF* = -5,05 (k=1) T <sub>b</sub> = 1993
Italia	ADF* = -3,88 (k=1) T <sub>b</sub> = 1998	ADF* = -3,77 (k=0) T <sub>b</sub> = 1978	ADF* = -4,74 (k=0) T <sub>b</sub> = 1987	ADF* = -7,42*** (k=0) T <sub>b</sub> = 1982
Portugal	ADF* = -5,86** (k=1) T <sub>b</sub> = 1981	ADF* = -5,63* (k=1) T <sub>b</sub> = 1981	ADF* = -6,39* (k=1) T <sub>b</sub> = 1987	ADF* = -6,09 (k=0) T <sub>b</sub> = 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  $\bar{g}_t$ ). El número de retardos k se ofrece entre paréntesis. T<sub>b</sub> indica el punto de ruptura.

MODELOS ESTIMADOS:

Modelo C:

$$q_t = \mu_1 + \mu_2 \varphi_{\tau t} + \rho_1 q_{ct} + \alpha_1 \text{prod}_{rel t} + \eta_1 \bar{y}_t + \gamma_1 \bar{g}_t + \varepsilon_t$$

Modelo C/T:

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

Modelo C/S:

$$q_t = \mu_1 + \mu_2 \varphi_{\tau t} + \rho_1 q_{ct} + \alpha_1 \text{prod}_{rel t} + \eta_1 \bar{y}_t + \gamma_1 \bar{g}_t + \rho_2 q_c \varphi_{\tau t} + \alpha_2 \text{prod}_{rel t} \varphi_{\tau t} + \eta_2 \bar{y}_t \varphi_{\tau t} + \gamma_2 \bar{g}_t \varphi_{\tau t} + \varepsilon_t$$

Modelo C/S/T:

$$q_t = \mu_1 + \mu_2 \varphi_{\tau t} + \delta_1 t + \delta_2 t \varphi_{\tau t} + \rho_1 q_{ct} + \alpha_1 \text{prod}_{rel t} + \eta_1 \bar{y}_t + \gamma_1 \bar{g}_t + \rho_2 q_c \varphi_{\tau t} + \alpha_2 \text{prod}_{rel t} \varphi_{\tau t} + \eta_2 \bar{y}_t \varphi_{\tau t} + \gamma_2 \bar{g}_t \varphi_{\tau t} + \varepsilon_t$$

Donde  $\varphi_{\tau t}$  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 1. Tests de raíces unitarias

Cuadro A1.1

TESTS DE RAÍCES UNITARIAS DE LOS PRECIOS RELATIVOS Y DE LAS PRODUCTIVIDADES RELATIVAS

	Variables	ADF			PP			Variables	ADF			PP		
		Constante y tendencia	Constante	Ni constante ni tendencia	Constante y tendencia	Constante	Ni constante ni tendencia		Constante y tendencia	Constante	Ni constante ni tendencia	Constante y tendencia	Constante	Ni constante ni tendencia
Alemania	Prel <sub>t</sub>	-1,99 (1)	-0,27 (0)	-1,47 (1)	-1,83 (3)	-0,44 (3)	1,94 (3)	prod <sub>relt</sub>	-1,55 (0)	1,27 (0)	3,34 (0)	-1,55 (3)	1,77 (3)	3,87 (3)
	ΔPrel <sub>t</sub>	-3,89**(0)	-3,94*** (0)	-3,17*** (0)	-3,91*** (3)	-3,97*** (3)	-3,16*** (3)	Δprod <sub>relt</sub>	-6,54*** (0)	-6,30*** (0)	-1,22 (2)	-6,68*** (3)	-6,32*** (3)	-4,56*** (3)
Austria	Prel <sub>t</sub>	-2,91 (3)	-1,43 (0)	0,11 (0)	-1,50 (2)	-1,42 (2)	2,19 (2)	prod <sub>relt</sub>	-2,11 (0)	1,16 (0)	5,88 (0)	-2,23 (2)	1,24 (2)	4,74 (2)
	ΔPrel <sub>t</sub>	-3,95**(0)	-3,79*** (0)	-1,34 (2)	-3,86** (2)	-3,70** (2)	-2,36** (2)	Δprod <sub>relt</sub>	-5,73*** (0)	-5,75*** (0)	-0,93 (1)	-5,67*** (2)	-5,66*** (2)	-1,82* (2)
Bélgica	Prel <sub>t</sub>	-1,88 (0)	-2,36 (0)	2,95 (0)	-1,84 (3)	-2,77 (3)	2,30 (3)	prod <sub>relt</sub>	-1,79 (0)	-1,59 (0)	2,15 (1)	-1,90 (3)	-1,59 (3)	2,64 (3)
	ΔPrel <sub>t</sub>	-7,16*** (0)	-6,72*** (0)	-2,17** (1)	-7,21*** (3)	-6,62*** (3)	-4,38*** (3)	Δprod <sub>relt</sub>	-4,81*** (0)	-4,88*** (0)	-0,43 (4)	-4,77*** (3)	-4,87*** (3)	-3,09*** (3)
España	Prel <sub>t</sub>	-1,55 (0)	-2,66 (0)	1,67 (1)	-1,57 (3)	-2,78 (3)	2,42 (3)	prod <sub>relt</sub>	0,87 (4)	-1,84 (0)	3,47 (0)	-1,71 (3)	-2,10 (3)	2,71 (3)
	ΔPrel <sub>t</sub>	-5,07*** (0)	-4,59*** (0)	-2,78*** (0)	-5,07*** (3)	-4,58*** (3)	-2,69*** (3)	Δprod <sub>relt</sub>	-4,24** (3)	-1,12 (4)	-0,60 (4)	-6,41*** (3)	-6,33*** (3)	-3,91*** (3)
Finlandia	Prel <sub>t</sub>	-1,59 (0)	0,74 (0)	-1,54 (3)	-1,54 (3)	0,81 (3)	3,09 (3)	prod <sub>relt</sub>	-5,33*** (4)	2,36 (0)	5,61 (0)	-2,13 (3)	2,55 (3)	4,99 (3)
	ΔPrel <sub>t</sub>	-5,25*** (0)	-4,93*** (0)	-5,26*** (3)	-5,26*** (3)	-4,92*** (3)	-3,95*** (3)	Δprod <sub>relt</sub>	-5,75*** (0)	-2,41 (4)	-0,09 (4)	-5,78*** (3)	-4,90*** (3)	-2,69*** (3)
Francia	Prel <sub>t</sub>	-1,21 (0)	1,63 (0)	-1,15 (3)	-1,15 (3)	1,88 (3)	5,30 (3)	prod <sub>relt</sub>	-1,66 (0)	2,21 (2)	4,23 (0)	-1,59 (3)	2,18 (3)	4,49 (3)
	ΔPrel <sub>t</sub>	-4,89*** (0)	-4,56*** (0)	-4,81*** (3)	-4,81*** (3)	-4,54*** (3)	-2,21*** (3)	Δprod <sub>relt</sub>	-5,34*** (1)	-4,52*** (0)	-1,16 (2)	-5,04*** (3)	-4,47*** (3)	-3,14*** (3)
Holanda	Prel <sub>t</sub>	-4,11** (3)	0,22 (0)	-1,99 (2)	-1,99 (2)	0,10 (2)	1,47 (2)	prod <sub>relt</sub>	-2,36 (0)	0,78 (3)	3,20 (0)	-2,48 (2)	0,17 (2)	2,85 (2)
	ΔPrel <sub>t</sub>	-3,67** (0)	-3,54** (0)	-3,61 (2)	-3,61* (2)	-3,49** (2)	-3,10*** (2)	Δprod <sub>relt</sub>	-4,93*** (2)	-4,82*** (2)	-0,69 (3)	-3,88** (2)	-3,99*** (2)	-2,62** (2)
Italia	Prel <sub>t</sub>	-1,62 (0)	0,42 (0)	-1,73 (3)	-1,73 (3)	0,28 (3)	2,58 (3)	prod <sub>relt</sub>	-2,87 (0)	-0,42 (0)	2,51 (0)	-2,96 (3)	-0,33 (3)	2,54 (3)
	ΔPrel <sub>t</sub>	-4,72*** (0)	-4,67*** (0)	-4,74*** (3)	-4,74*** (3)	-4,72*** (3)	-3,39*** (3)	Δprod <sub>relt</sub>	-7,01*** (0)	-7,12*** (0)	-4,71*** (0)	-7,23*** (3)	-7,30*** (3)	-4,86*** (3)
Portugal	Prel <sub>t</sub>	-1,81 (0)	0,83 (0)	0,03 (1)	-1,82 (2)	0,28 (2)	0,29 (2)	prod <sub>relt</sub>	-1,80 (0)	1,29 (1)	3,45 (0)	-1,59 (2)	1,33 (2)	4,76 (2)
	ΔPrel <sub>t</sub>	-3,33 (0)	-2,71 (0)	-2,49** (0)	-3,37 (2)	-2,68 (2)	-2,47** (2)	Δprod <sub>relt</sub>	-7,19*** (0)	-6,82*** (0)	-1,84 (1)	-7,66*** (2)	-6,75*** (2)	-3,72*** (2)

*Nota:* La hipótesis nula consiste en que el proceso generador de los datos contiene una raíz unitaria; (\*\*\*) indica que dicha hipótesis es rechazada al 1% y (\*\*) al 5%.

Los valores críticos se han obtenido de MacKinnon (1991). El número de retardos elegido (entre paréntesis) para el test ADF es aquel para el que el retardo de la variable en primeras diferencias es significativo, empezando por un retardo  $k=4$ , y para el PP el que se corresponde con el procedimiento de Newey y West (1987).

## Cuadro A1.2

### TESTS DE RAÍCES UNITARIAS DE LA RENTA PER CÁPITA Y EL GASTO EN CONSUMO FINAL DEL GOBIERNO

	Variables	ADF			PP			Variables	ADF			PP		
		Constante y tendencia	Constante	Ni constante ni tendencia	Constante y tendencia	Constante	Ni constante ni tendencia		Constante y tendencia	Constante	Ni constante ni tendencia	Constante y tendencia	Constante	Ni constante ni tendencia
Alemania	$y_t$	-1,82 (0)	-1,60 (0)	1,52 (1)	-1,90 (3)	-1,66 (3)	2,77 (3)	$g_t$	-3,09 (0)	-3,06** (0)	-0,48 (0)	-3,08 (3)	-3,09**(3)	-0,53 (3)
	$\Delta y_t$	-4,47*** (0)	-4,29*** (0)	-2,54** (0)	-4,37*** (3)	-4,17*** (3)	-2,38** (3)	$\Delta g_t$	-4,53*** (0)	-4,62*** (0)	-4,68*** (0)	-4,44*** (3)	-4,56*** (3)	-4,64*** (3)
Austria	$y_t$	-3,37 (3)	-1,02 (0)	4,39 (0)	-3,31 (3)	-1,12 (3)	3,61 (3)	$g_t$	-2,41 (1)	-1,47 (1)	-0,41 (1)	-1,79 (2)	-1,18 (2)	-0,01 (2)
	$\Delta y_t$	-3,68** (4)	-3,61** (4)	-1,47 (2)	-6,01*** (3)	-6,15*** (3)	-2,75*** (3)	$\Delta g_t$	-3,40* (0)	-2,84* (3)	-3,30*** (0)	-3,41* (2)	-3,34** (2)	-3,32*** (2)
Bélgica	$y_t$	-3,50 (3)	-1,98 (0)	4,12 (0)	-3,52 (3)	-2,05 (3)	2,96 (3)	$g_t$	-2,33 (0)	-1,67 (0)	-0,86 (0)	-2,30 (3)	-1,73 (3)	-0,85 (3)
	$\Delta y_t$	-5,62*** (0)	-5,35*** (0)	-2,00** (1)	-5,62*** (3)	-5,34*** (3)	-2,77*** (3)	$\Delta g_t$	-6,27*** (0)	-6,22*** (0)	-6,33*** (0)	-6,26*** (3)	-6,19*** (3)	-6,29*** (3)
España	$y_t$	-3,10 (1)	-0,44 (1)	1,07 (1)	-1,95 (3)	-0,39 (3)	3,02 (3)	$g_t$	-0,97 (1)	-1,77 (1)	0,85 (1)	-0,46 (3)	-1,62 (3)	1,54 (3)
	$\Delta y_t$	-3,02** (4)	-2,89 (4)	-1,66* (0)	-2,42 (3)	-2,48 (3)	-1,58 (3)	$\Delta g_t$	-3,57*** (1)	-3,15** (0)	-2,13** (0)	-3,41* (3)	-3,11** (3)	-1,98** (3)
Finlandia	$y_t$	-3,78** (1)	-0,33 (2)	1,76 (2)	-2,22 (3)	-1,09 (3)	1,98 (3)	$g_t$	-1,03 (2)	-2,56 (2)	0,01 (2)	-1,36 (3)	-2,36 (3)	-0,12 (3)
	$\Delta y_t$	-3,75** (1)	-3,87*** (1)	-2,04** (0)	-2,78 (3)	-2,77* (3)	-2,09** (3)	$\Delta g_t$	-5,31*** (1)	-4,33*** (1)	-4,26*** (1)	-3,10 (3)	-3,10** (3)	-3,11*** (3)
Francia	$y_t$	-3,07 (1)	-1,79 (0)	1,82 (1)	-2,98 (3)	-1,59 (3)	3,13 (3)	$g_t$	-1,33 (0)	-1,10 (0)	1,00 (0)	-1,71 (3)	-1,10 (3)	0,73 (3)
	$\Delta y_t$	-3,96*** (1)	-3,96*** (0)	-2,18** (0)	-3,90** (3)	-3,90*** (3)	-2,02** (3)	$\Delta g_t$	-4,32*** (0)	-4,31*** (0)	-3,92*** (0)	-4,24** (3)	-4,26*** (3)	-3,92*** (3)
Holanda	$y_t$	-2,15 (1)	-0,92 (0)	1,64 (1)	-2,03 (2)	-0,88 (2)	2,67 (2)	$g_t$	-1,61 (0)	-0,67 (0)	1,34 (0)	-1,82 (2)	-0,69 (2)	1,09 (2)
	$\Delta y_t$	-3,31* (0)	-3,42** (0)	-2,15** (0)	-3,28* (2)	-3,40** (2)	-2,01* (2)	$\Delta g_t$	-3,57** (0)	-3,66** (0)	-3,25*** (0)	-3,54* (2)	-3,64** (2)	-3,27*** (2)
Italia	$y_t$	-1,37 (0)	-2,03 (0)	1,78 (1)	-1,19 (3)	-2,40 (3)	2,68 (3)	$g_t$	-2,13 (0)	-1,99 (0)	-0,77 (0)	-2,14 (3)	-2,10 (3)	-0,76 (3)
	$\Delta y_t$	-5,90** (0)	-5,25*** (0)	-1,49 (2)	-6,00*** (3)	-5,25*** (3)	-2,59** (3)	$\Delta g_t$	-5,53*** (0)	-5,53*** (0)	-5,62*** (0)	-5,57*** (3)	-5,55*** (3)	-5,65*** (3)
Portugal	$y_t$	-3,40 (1)	0,26 (4)	1,95 (4)	-1,91 (2)	0,01 (2)	2,48 (2)	$g_t$	-1,28 (4)	-1,64 (0)	1,56 (0)	-0,78 (2)	-1,60 (2)	1,09 (2)
	$\Delta y_t$	-3,88** (2)	-3,99*** (3)	-1,23 (0)	-2,23 (2)	-2,28 (2)	-1,34 (2)	$\Delta g_t$	-5,77*** (3)	-3,38** (0)	-2,63** (0)	-3,86** (2)	-3,36** (2)	-2,56** (2)

*Nota:* La hipótesis nula consiste en que el proceso generador de los datos contiene una raíz unitaria; (\*\*\*) indica que dicha hipótesis es rechazada al 1% y (\*\*) al 5%.

Los valores críticos se han obtenido de MacKinnon (1991). El número de retardos elegido (entre paréntesis) para el test ADF es aquel para el que el retardo de la variable en primeras diferencias es significativo, empezando por un retardo  $k=4$ , y para el PP el que se corresponde con el procedimiento de Newey y West (1987).

Cuadro A1.3

TESTS DE RAÍCES UNITARIAS DEL TIPO DE CAMBIO REAL Y DEL TIPO DE CAMBIO REAL EN EL SECTOR COMERCIAL

	Variables	ADF			PP			Variables	ADF			PP		
		Constante y tendencia	Constante	Ni constante ni tendencia	Constante y tendencia	Constante	Ni constante ni tendencia		Constante y tendencia	Constante	Ni constante ni tendencia	Constante y tendencia	Constante	Ni constante ni tendencia
Austria	$q_t$	-2,08 (0)	-2,07 (2)	1,84 (0)	-2,12 (2)	-1,81 (2)	1,50 (2)	$q_{Ct}$	-2,91 (3)	-1,58 (0)	-0,11 (0)	-2,29 (2)	-1,69 (2)	-0,06 (2)
	$\Delta q_t$	-4,21**(1)	-3,63** (0)	-3,16*** (0)	-3,54* (2)	-3,57**(2)	-3,11*** (2)	$\Delta q_{Ct}$	-4,34**(0)	-4,38*** (0)	-4,36*** (0)	-4,30**(2)	-4,34*** (2)	-4,31*** (2)
Bélgica	$q_t$	-1,29 (0)	-1,78 (0)	-0,66 (0)	-1,58 (3)	-1,92 (3)	-0,76 (3)	$q_{Ct}$	-1,01 (0)	-2,08 (0)	0,33 (0)	-1,23 (3)	-2,01 (3)	0,13 (3)
	$\Delta q_t$	-4,54*** (0)	-4,57*** (0)	-4,66*** (0)	-4,50*** (3)	-4,54*** (3)	-4,63*** (3)	$\Delta q_{Ct}$	-4,61*** (0)	-4,55*** (0)	-4,55*** (0)	-4,60*** (3)	-4,55*** (3)	-4,55*** (3)
España	$q_t$	-3,31 (1)	-1,63 (0)	-0,34 (0)	-2,61 (3)	-1,66 (3)	-0,35 (3)	$q_{Ct}$	-3,97**(1)	-4,05**(1)	-2,20**(0)	-2,96 (3)	-3,01**(3)	-2,28**(3)
	$\Delta q_t$	-4,55*** (0)	-4,63*** (0)	-4,59*** (0)	-4,47*** (3)	-4,57*** (3)	-4,53*** (3)	$\Delta q_{Ct}$	-4,60*** (0)	-4,68*** (0)	-4,76*** (0)	-4,54*** (3)	-4,64*** (3)	-4,74*** (3)
Finlandia	$q_t$	-3,55 (1)	-3,57**(1)	-3,63*** (1)	-2,27 (3)	-2,31 (3)	-2,34** (3)	$q_{Ct}$	-3,22 (1)	-2,47 (1)	-2,16**(1)	-2,17 (3)	-1,87 (3)	-1,51 (3)
	$\Delta q_t$	-5,25*** (1)	-5,32*** (1)	-5,41*** (1)	-3,61** (3)	-3,69*** (3)	-3,77*** (3)	$\Delta q_{Ct}$	-5,18*** (1)	-5,17*** (1)	-5,26*** (1)	-4,04** (3)	-4,09*** (3)	-4,18*** (3)
Francia	$q_t$	-3,71** (0)	-3,21** (2)	0,13 (2)	-3,59** (3)	-3,60** (3)	-0,16 (3)	$q_{Ct}$	-3,53 (0)	0,40 (4)	1,72 (2)	-3,43 (3)	-1,62 (3)	-1,51 (3)
	$\Delta q_t$	-1,45 (4)	-1,19 (4)	-1,35 (4)	-6,80*** (3)	-6,59*** (3)	-6,68*** (3)	$\Delta q_{Ct}$	-5,83*** (1)	-5,89** (1)	-1,00*** (4)	-5,79*** (3)	-5,89*** (3)	-4,97*** (3)
Holanda	$q_t$	2,48 (0)	-1,37 (1)	-0,98 (1)	-0,53 (2)	-1,46 (2)	2,00 (3)	$q_{Ct}$	-0,94 (4)	-4,17*** (0)	-0,59 (3)	-1,24 (3)	-4,84*** (2)	0,45 (2)
	$\Delta q_t$	-2,38 (0)	-1,69 (0)	-1,82* (0)	-2,31 (2)	-1,56 (2)	-1,73* (2)	$\Delta q_{Ct}$	-4,28** (3)	-1,18 (2)	-1,83* (2)	-7,14*** (2)	-4,07*** (2)	-3,91*** (2)
Italia	$q_t$	-2,46 (1)	-1,33 (0)	-1,37 (0)	-2,29 (3)	-1,67 (3)	-1,70 (3)	$q_{Ct}$	-2,00 (0)	-1,90 (0)	-1,42 (0)	-2,25 (3)	-2,18 (3)	-1,63 (3)
	$\Delta q_t$	-4,17** (0)	-4,23*** (0)	-4,28*** (0)	-4,14** (3)	-4,19*** (3)	-4,25*** (3)	$\Delta q_{Ct}$	-4,45*** (0)	-4,52*** (0)	-4,60*** (0)	-4,41*** (3)	-4,47*** (3)	-4,56*** (3)
Portugal	$q_t$	1,27 (2)	0,28 (2)	1,23 (2)	-2,60 (2)	0,04 (2)	0,60 (2)	$q_{Ct}$	-4,36** (1)	-1,38 (2)	0,79 (2)	-3,03 (2)	-1,01 (2)	0,07 (2)
	$\Delta q_t$	-5,38*** (1)	-5,37*** (1)	-1,35 (2)	-3,45* (2)	-3,59** (2)	-3,19*** (2)	$\Delta q_{Ct}$	-5,93*** (1)	-6,03*** (1)	-5,17*** (1)	-4,48*** (2)	-4,57*** (2)	-4,22*** (2)

Nota: La hipótesis nula consiste en que el proceso generador de los datos contiene una raíz unitaria; (\*\*\*) indica que dicha hipótesis es rechazada al 1% y (\*\*) al 5%.

Los valores críticos se han obtenido de MacKinnon (1991). El número de retardos elegido (entre paréntesis) para el test ADF es aquel para el que el retardo de la variable en primeras diferencias es significativo, empezando por un retardo  $k=4$ , y para el PP el que se corresponde con el procedimiento de Newey y West (1987).

Cuadro A1.4

TESTS DE RAÍCES UNITARIAS DE LAS PRODUCTIVIDADES RELATIVAS Y DE LA RENTA *PER CÁPITA*, CON RESPECTO A ALEMANIA

	Variables	ADF			PP			Variables	ADF			PP		
		Constante y tendencia	Constante	Ni constante ni tendencia	Constante y tendencia	Constante	Ni constante ni tendencia		Constante y tendencia	Constante	Ni constante ni tendencia	Constante y tendencia	Constante	Ni constante ni tendencia
Austria	$\text{prod}_{relt}$	-1,58 (0)	-1,68 (0)	0,56 (0)	-1,56 (2)	-1,64 (2)	0,56 (2)	$\tilde{y}_t$	2,19 (3)	-1,04 (0)	-1,35 (4)	-2,10 (2)	-0,83 (2)	0,71 (0)
	$\Delta\text{prod}_{relt}$	-5,56*** (0)	-5,35*** (0)	-4,91*** (0)	-5,57*** (2)	-5,34*** (2)	-4,92*** (2)	$\Delta\tilde{y}_t$	-3,20 (3)	-3,11** (3)	-5,68*** (0)	-5,84*** (2)	-5,81*** (2)	-5,66*** (2)
Bélgica	$\text{prod}_{relt}$	-0,87 (1)	-1,20 (1)	0,42 (1)	-1,49 (3)	-2,53 (3)	0,43 (3)	$\tilde{y}_t$	-3,79** (2)	-3,74*** (2)	0,11 (3)	-2,68 (3)	-2,69 (3)	-0,18 (3)
	$\Delta\text{prod}_{relt}$	-4,41*** (0)	-4,61*** (0)	-4,58*** (0)	-4,46*** (3)	-4,57*** (3)	-4,52*** (3)	$\Delta\tilde{y}_t$	-4,08** (2)	-4,16*** (2)	-4,16*** (2)	-4,92*** (3)	-5,02*** (3)	-5,01*** (3)
España	$\text{prod}_{relt}$	0,22 (2)	-1,92 (2)	0,16 (3)	-1,12 (3)	-2,48 (3)	0,50 (3)	$\tilde{y}_t$	-1,87 (1)	-1,69 (1)	-0,91 (1)	-1,32 (3)	-1,18 (3)	-0,35 (3)
	$\Delta\text{prod}_{relt}$	-5,38*** (1)	-0,75 (4)	-0,91 (4)	-5,15*** (3)	-5,18*** (3)	-5,18*** (3)	$\Delta\tilde{y}_t$	-5,24*** (3)	-2,85* (0)	-2,82*** (0)	-2,88 (3)	-2,88* (3)	-2,84*** (3)
Finlandia	$\text{prod}_{relt}$	-1,87 (0)	0,48 (4)	1,55 (4)	-1,96 (3)	0,05 (3)	1,36 (3)	$\tilde{y}_t$	-3,28 (1)	-3,31** (1)	-1,61 (1)	-2,07 (3)	-2,06 (3)	-0,98 (3)
	$\Delta\text{prod}_{relt}$	-3,73** (1)	-4,35*** (0)	-1,34 (4)	-4,16*** (3)	-4,10*** (3)	-3,76*** (3)	$\Delta\tilde{y}_t$	-2,79 (0)	-2,84* (0)	-2,84*** (0)	-2,84 (3)	-2,89* (3)	-2,89*** (3)
Francia	$\text{prod}_{relt}$	-3,89** (1)	-0,74 (0)	-0,01 (0)	-2,32 (3)	-0,84 (3)	-0,10 (3)	$\tilde{y}_t$	-2,78 (1)	-2,06 (1)	-2,10** (1)	-2,45 (3)	-1,62 (3)	-1,60 (3)
	$\Delta\text{prod}_{relt}$	-4,40*** (0)	-4,35*** (0)	-4,38*** (0)	-4,35*** (3)	-4,31*** (3)	-4,35*** (3)	$\Delta\tilde{y}_t$	-4,27** (1)	-4,37*** (1)	-4,45*** (1)	-3,77** (3)	-3,88*** (3)	-3,96*** (3)
Holanda	$\text{prod}_{relt}$	-1,89 (0)	-1,91 (0)	-0,14 (0)	-1,70 (2)	-1,88 (2)	0,11 (0)	$\tilde{y}_t$	-1,74 (1)	-2,04 (3)	-1,24 (3)	-1,50 (2)	-1,37 (2)	-0,63 (2)
	$\Delta\text{prod}_{relt}$	-5,91*** (0)	-5,71*** (0)	-5,64*** (0)	-6,40*** (2)	-5,94*** (2)	-5,79*** (2)	$\Delta\tilde{y}_t$	-3,45* (0)	-2,67* (0)	-2,73*** (0)	-3,35* (2)	-2,52 (2)	-2,60** (2)
Italia	$\text{prod}_{relt}$	-0,47 (0)	-1,66 (0)	0,11 (0)	-0,82 (3)	-1,66 (3)	-0,10 (3)	$\tilde{y}_t$	-1,79 (0)	-1,74 (0)	0,06 (0)	-1,83 (3)	-1,73 (3)	0,01 (3)
	$\Delta\text{prod}_{relt}$	-4,37*** (0)	-4,06*** (0)	-4,01*** (0)	-4,39*** (3)	-4,08*** (3)	-4,03*** (3)	$\Delta\tilde{y}_t$	-4,67*** (0)	-4,64*** (0)	-4,54*** (0)	-4,60*** (3)	-4,58*** (3)	-4,50*** (3)
Portugal	$\text{prod}_{relt}$	-2,67 (0)	-1,82 (0)	-0,18 (0)	-2,73 (2)	-1,77 (2)	-0,02 (2)	$\tilde{y}_t$	-3,15 (2)	-0,95 (1)	0,09 (1)	-2,10 (2)	-0,18 (2)	0,86 (2)
	$\Delta\text{prod}_{relt}$	-5,34*** (0)	-5,46*** (0)	-5,40*** (0)	-5,39*** (2)	-5,53*** (2)	-5,43*** (2)	$\Delta\tilde{y}_t$	-2,95 (0)	-2,64 (0)	-2,29** (0)	-2,72 (2)	-2,77* (2)	-2,46** (2)

*Nota:* La hipótesis nula consiste en que el proceso generador de los datos contiene una raíz unitaria; (\*\*\*) indica que dicha hipótesis es rechazada al 1% y (\*\*) al 5%.

Los valores críticos se han obtenido de MacKinnon (1991). El número de retardos elegido (entre paréntesis) para el test ADF es aquel para el que el retardo de la variable en primeras diferencias es significativo, empezando por un retardo  $k=4$ , y para el PP el que se corresponde con el procedimiento de Newey y West (1987).

Cuadro A1.5

## TESTS DE RAÍCES UNITARIAS DEL GASTO EN CONSUMO FINAL DEL GOBIERNO CON RESPECTO A ALEMANIA

	Variables	ADF			PP		
		Constante y tendencia	Constante	Ni constante ni tendencia	Constante y tendencia	Constante	Ni constante ni tendencia
Austria	$\tilde{g}_t$	-0,95 (0)	-0,57 (0)	0,38 (0)	-1,33 (2)	-0,95 (2)	0,11 (2)
	$\Delta\tilde{g}_t$	-4,23***(0)	-4,14***(0)	-4,03***(0)	-4,26**(2)	-4,18***(2)	-4,08***(2)
Bélgica	$\tilde{g}_t$	-2,77 (2)	-2,26 (2)	-1,53 (0)	-2,30 (3)	-1,97 (3)	-1,54 (3)
	$\Delta\tilde{g}_t$	-3,97**(2)	-4,03***(2)	-4,09***(2)	-6,33***(3)	-6,44***(3)	-6,54***(3)
España	$\tilde{g}_t$	-2,30 (2)	-2,01 (2)	0,32 (2)	-1,42 (3)	-0,76 (3)	1,31 (3)
	$\Delta\tilde{g}_t$	-2,78 (1)	-2,49 80)	-1,47 (1)	-4,08**(3)	-4,07***(3)	-3,00***(3)
Finlandia	$\tilde{g}_t$	-2,36 (1)	-2,21 (1)	-0,83 (0)	-1,41 (3)	-1,74 (3)	-0,53 (3)
	$\Delta\tilde{g}_t$	-4,36***(1)	-4,13***(1)	-4,15***(1)	-3,32*(3)	-3,30**(3)	-3,34***(3)
Francia	$\tilde{g}_t$	-2,57 (0)	-0,28 (0)	0,52 (0)	-2,73 (3)	-0,44 (3)	0,20 (3)
	$\Delta\tilde{g}_t$	-4,46***(0)	-4,56***(0)	-4,27***(0)	-4,41***(3)	-4,53***(3)	-4,25***(3)
Holanda	$\tilde{g}_t$	-2,41 (1)	-0,52 (0)	0,07 (1)	-1,88 (2)	-0,65 (2)	0,61 (0)
	$\Delta\tilde{g}_t$	-2,99 (0)	-3,09**(0)	-2,89***(0)	-2,97 /2)	-3,06**(2)	-2,90***(2)
Italia	$\tilde{g}_t$	-2,18 (1)	-2,21 (1)	-2,19** (1)	-1,73 (3)	-1,73 (3)	-1,72 (3)
	$\Delta\tilde{g}_t$	-3,66**(0)	-3,72***(0)	-3,78***(0)	-3,59**(3)	-3,66***(3)	-3,71***(3)
Portugal	$\tilde{g}_t$	-0,35 (4)	-1,48 (0)	0,50 (1)	-0,82 (2)	-1,40 (2)	1,03 (2)
	$\Delta\tilde{g}_t$	-4,53**(3)	-3,21**(0)	-2,49**(0)	-3,59* (2)	-3,18**(2)	-2,43**(2)

*Nota:* La hipótesis nula consiste en que el proceso generador de los datos contiene una raíz unitaria; (\*\*\*) indica que dicha hipótesis es rechazada al 1% y (\*\*) al 5%. Los valores críticos se han obtenido de MacKinnon (1991). El número de retardos elegido (entre paréntesis) para el test ADF es aquel para el que el retardo de la variable en primeras diferencias es significativo, empezando por un retardo  $k=4$ , y para el PP el que se corresponde con el procedimiento de Newey y West (1987).

ANEXO 2. Tests de estacionariedad, exclusión y exogeneidad débil de las relaciones de cointegración, y tests de diagnóstico de los residuos de los VAR

**Cuadro A2.1**

**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					
	$P_{rel,t}$ LR~ $\chi^2(3)$	$prod_{rel,t}$ LR~ $\chi^2(3)$	$y_t$ LR~ $\chi^2(3)$	$g_t$ LR~ $\chi^2(3)$	$H_0 : \beta_{p_{rel}} = 0$ LR~ $\chi^2(1)$	$H_0 : \beta_{prod_{rel}} = 0$ LR~ $\chi^2(1)$	$H_0 : \beta_y = 0$ LR~ $\chi^2(1)$	$H_0 : \beta_g = 0$ LR~ $\chi^2(1)$	$H_0 : \beta_{p_{rel}} = 0; \beta_g = 0$ LR~ $\chi^2(2)$	$H_0 : \beta_{p_{rel}} = 0; \beta_{prod_{rel}} = 0$ 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 considerando una relación de cointegración (la obtenida en el cuadro 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 A2.1 (Continuación)

	Coeficiente $\alpha$ de ajuste $p_{relt}$	Tests de exogeneidad débil				Tests de diagnosis de los residuos del VAR		
		$p_{relt}$ LR~ $\chi^2(1)$	$prod_{relt}$ LR~ $\chi^2(1)$	$y_t$ LR~ $\chi^2(1)$	$g_t$ LR~ $\chi^2(1)$	LM (1) LM (4)	Jarque-Bera	White
Alemania	-0,22 (0,09)	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	-0,14 (0,03)	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	-0,13 (0,05)	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	-0,16 (0,20)	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	-0,67 (0,16)	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	-0,09 (0,04)	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	-0,08 (0,06)	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	-0,52 (0,24)	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:* debajo de los coeficientes de ajuste de  $p_{relt}$  se muestra entre paréntesis el error estándar. En el resto de paréntesis se ofrece la probabilidad de los correspondientes tests considerando una relación de cointegración. En Holanda no se han realizado por no obtenerse relación de cointegración.

**Cuadro A2. 2**

**COINTEGRACIÓN ENTRE LOS TIPOS DE CAMBIO REALES, LOS TIPOS DE CAMBIO REALES DEL SECTOR COMERCIAL, LA PRODUCTIVIDAD RELATIVA Y EL GASTO EN CONSUMO FINAL DEL GOBIERNO, CON RESPECTO A ALEMANIA**

	Tests de estacionariedad				
	$q_t$ LR~ $\chi^2(4)$	$q_{ct}$ LR~ $\chi^2(4)$	$prod_{relt}$ LR~ $\chi^2(4)$	$\check{y}_t$ LR~ $\chi^2(4)$	$\check{g}_t$ 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 considerando una relación de cointegración. 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  $\check{g}_t$ .

CUADRO A2.2 (Continuación)

	Tests de exclusión								
	$H_0: \beta_q = 0$ LR~ $\chi^2(1)$	$H_0: \beta_{qc} = 0$ LR~ $\chi^2(1)$	$H_0: \beta_{\text{prod}_{\text{rel}}} = 0$ LR~ $\chi^2(1)$	$H_0: \beta_{\tilde{y}} = 0$ LR~ $\chi^2(1)$	$H_0: \beta_{\tilde{g}} = 0$ LR~ $\chi^2(1)$	$H_0: \beta_q = \beta_{qc} = 0$ LR~ $\chi^2(2)$	$H_0: \beta_q = \beta_{qc} = \beta_{\tilde{g}} = 0$ LR~ $\chi^2(3)$	$H_0: \beta_q = \beta_{qc} = \beta_{\text{prod}} = 0$ LR~ $\chi^2(3)$	$H_0: \beta_{\text{prod}} = \beta_{\tilde{y}} = \beta_{\tilde{g}} = 0$ 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 considerando una relación de cointegración. En España y Holanda los tests de las columnas 7 y 8 se distribuyen como una  $\chi^2(2)$  al no incluirse  $q_{ct}$ , al igual que en Italia el de la columna 9 al no incluirse  $\tilde{g}_t$ .

CUADRO A2.2 (Continuación)

	Tests de exogeneidad débil						Tests de diagnosis de los residuos del VAR		
	Coefficiente $\alpha$ de ajuste $q_t$	$q_t$ LR~ $\chi^2(4)$	$q_{ct}$ LR~ $\chi^2(4)$	$\text{prod}_{relt}$ LR~ $\chi^2(4)$	$\check{y}_t$ LR~ $\chi^2(4)$	$\check{g}_t$ LR~ $\chi^2(4)$	LM (1) LM (4)	Jarque-Bera	White
Austria	-0,32 (0,12)	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	-0,19 (0,07)	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	-0,64 (0,13)	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	-0,10 (0,10)	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	0,19 (0,16)	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	-0,56 (0,26)	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:* debajo de los coeficientes de ajuste de  $q_t$  se muestra entre paréntesis el error estándar. En el resto de paréntesis se ofrece la probabilidad de los correspondientes tests considerando una relación de cointegración.



## REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- ALBEROLA, E. y TYRVÄINEN, T. (1999): "¿Hay margen para los diferenciales de inflación en la Unión Económica y Monetaria?", *Moneda y Crédito*, n.º 208, pps. 65-120.
- ALEXIUS, A. y NILSSON, J. (2000): "Real Exchange Rates and Fundamentals: Evidence from 15 OECD Countries", *Open Economies Review*, n.º 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.º 60.
- BALASSA, B. (1964): "The Purchasing Power Parity Doctrine: a Reappraisal", *Journal of Political Economy*, n.º 72 (6), pps. 584-596.
- BEGUM, J. (2000): "Real Exchange Rates and Productivity: Closed-form Solutions and Some Empirical Evidence", International Monetary Fund Working Paper n.º 99.
- BERGIN, P. R. (2003): "A Model of Relative National Price Levels under Pricing to Market", *European Economic Review*, n.º 47(3), pps. 569-586.
- BERGSTRAND, J. H. (1991): "Structural Determinants of Real Exchange Rates and National Price Levels: Some Empirical Evidence", *American Economic Review*, n.º 81 (1), pps. 325-334.
- CAMARERO, M. y TAMARIT, C. (2002): "A Panel Cointegration Approach to the Estimation of the Peseta Real Exchange Rate", *Journal of Macroeconomics*, n.º 24 (3), pps. 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.º 27.
- (2002): "Productivity Trends in Europe: Implications for Real Exchange Rates, Real Interest Rates and Inflation", *Review of International Economics*, n.º 10 (3), pps. 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.º 66.
- DE GREGORIO, J.; GIOVANNINI, A. y WOLF, H.C. (1994): "International Evidence on Tradables and Nontradables Inflation", *European Economic Review*, n.º 38 (6), pps. 1225-1244.
- DIBOGLU, S. (1996): "Real Disturbances, Relative Prices and Purchasing Power Parity", *Journal of Macroeconomics*, n.º 18 (1), pps. 69-87.

- ENGEL, Ch. (1999), "Accounting for U.S. Real Exchange Rate Changes," *Journal of Political Economy*, n.º 107(3), pps. 507-538.
- EVANS, C. (1992): "Productivity Shocks and Real Business Cycles", *Journal of Monetary Economics*, n.º 29, pps. 191-208.
- FALVEY, R.E. y GEMMELL, N. (1996): "Are Services Income-elastic? Some New Evidence", *Review of Income and Wealth*, n.º 42 (3), pps. 257-269.
- FARIA, J. R. y LEÓN-LEDESMA, M. (2003): "Testing the Balassa-Samuelson effect: implications for growth and the PPP", *Journal of Macroeconomics*, n.º 25 (2), pps. 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).
- (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., pps. 1647-1688.
- GREGORY, A.W. y HANSEN, B.E. (1996a): "Residual-based Tests for Cointegration in Models with Regime Shifts", *Journal of Econometrics*, n.º 70, pps. 99-126.
- (1996b): "Tests for Cointegration in Models with Regime and Trend Shifts", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, n.º 58 (3), pps. 555-560.
- GUNDLACH, E. (1994): "Demand Bias as an Explanation for Structural Change", *Kyklos*, n.º 47 (2), pps. 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*, n.º 12, pps. 355-362.
- JOHANSEN, S. (1988): "Statistical Analysis of Cointegrating Vectors", *Journal of Economic Dynamics and Control*, n.º 12 (2-3), pps. 231-254.
- (1991): "Estimation and Hypothesis Testing of Cointegration Vectors in Gaussian Vector Autoregressive Models", *Econometrica*, n.º 59, pps. 1551-1580.
- (1992): "Determination of Cointegration Rank in the Presence of a Linear Trend", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, n.º 54 (3), pps. 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*, n.º 11 (5), pps. 329-32
- KRAVIS, I. B.; HESTON, A. W y SUMMERS, R. (1983): "The Shares of Services in Economic Growth", en *Global Econometrics*, Adams, F.G. y Hickman, B.G. (eds.), MIT Press, Cambridge, MA.
- KRAVIS, I. y LYPSEY, R. (1988): "National Price Levels and the Prices of Tradables and Nontradables", *American Economic Review*, n.º 78 (2), pps. 474-478.

- LANE, P. R. y MILESI-FERRETTI, G. M. (2002): "External Wealth, the Trade Balance, and the Real Exchange Rate", *European Economic Review*, n.º 46 (6), pps. 1049-1071.
- MACDONALD, R. (1998): "What Do We Really Know about Real Exchange Rates?", Oesterreichische Nationalbank Working Paper n.º 28.
- MACKINNON, J. (1991): "Critical Values for Cointegration Test", en Engle, R. y Granger, C.W.S. (eds.): *Long-Run Economic Relationships: Readings in Cointegration*, Oxford University Press, Oxford.
- 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, pps. 71-96.
- MARTÍNEZ, A. R. (2003): "Diferenciales de inflación en la UEM: una contrastación del modelo Balassa-Samuelson", tesis doctoral inédita, Universidad Complutense de Madrid.
- MATÉ, J. M. (1999): "Convergencia en la productividad horaria sectorial de los países de la UE, EE.UU. y Japón", Documento de trabajo de la Fundación de las Cajas de Ahorro Confederadas n.º 147.
- MICOSSI, S. y MILESI-FERRETTI, G. (1994): "Real Exchange Rates and the Price of Nontradable Goods", International Monetary Fund Working Paper n.º 9419.
- NEWKEY, W. y WEST, K. (1987): "A Simple Positive Semi-definite, Heteroskedasticity and Autocorrelation Consistent Covariance Matrix", *Econometrica*, n.º 55, pps. 703-708.
- OBSTFELD, M. y ROGOFF, K. (1996): *Foundations of International Macroeconomics*, MIT Press, Cambridge, MA.
- ORTEGA, E. (2003): "Persistent Inflation Differentials in Europe", Banco de España Working Paper n.º 0305.
- OSTERWALD-LENUM, M. (1992): "A Note with Quantiles of the Asymptotic Distribution of the Maximum Likelihood Cointegration Rank Test Statistics", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, n.º 54 (3), pps. 461-472.
- PHILLIPS, P. C. B. (1987): "Time Series Regressions with Unit Roots", *Econometrica*, n.º 55, pps. 277-302.
- ROGOFF, K. (1992): "Traded Goods Consumption Smoothing and the Random Walk Behavior of the Real Exchange Rate", National Bureau of Economic Research Working Paper n.º 4119.
- (1996): "The Purchasing Power Parity Puzzle: a Reappraisal", *Journal of Economic Literature*, n.º 34 (2), pps. 647-668.
- SALA-i-MARTÍN, X. (1996): "The Classical Approach to Convergence Analysis", *Economic Journal*, n.º 106 (437), pps. 1019-1036.

- SAMUELSON, P. (1964): "Theoretical Notes on Trade Problems", *Review of Economics and Statistics*, n.º 46 (2), pps.145-154.
- SINN, H. W. y REUTTER, M. (2001): "The Minimum Inflation Rate for Euroland", National Bureau of Economic Research Working Paper n.º 8085.
- STRAUSS, J. (1996): "The Cointegrating Relationship between Productivity, Real Exchange Rates and Purchasing Power Parity", *Journal of Macroeconomics*, n.º 18 (2), pps. 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, pps. 27-48.
- ZUSSMAN, A. (2001): "A Purchasing Power Parity Paradox", Stanford Institute for Economic Policy Research Discussion Paper n.º 25.

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

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

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

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



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

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

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

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



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

### 2000

- 1/00 Crédito fiscal a la inversión en el impuesto de sociedades y neutralidad impositiva: Más evidencia para un viejo debate.  
*Autor:* Desiderio Romero Jordán.  
Páginas: 40.
- 2/00 Estudio del consumo familiar de bienes y servicios públicos a partir de la encuesta de presupuestos familiares.  
*Autores:* Ernesto Carrillo y Manuel Tamayo.  
Páginas: 40.
- 3/00 Evidencia empírica de la convergencia real.  
*Autores:* Lorenzo Escot y Miguel Ángel Galindo.  
Páginas: 58.

### *Nueva Época*

- 4/00 The effects of human capital depreciation on experience-earnings profiles: Evidence salaried spanish men.  
*Autores:* M. Arrazola, J. de Hevia, M. Risueño y J. F. Sanz.  
Páginas: 24.
- 5/00 Las ayudas fiscales a la adquisición de inmuebles residenciales en la nueva Ley del IRPF: Un análisis comparado a través del concepto de coste de uso.  
*Autor:* José Félix Sanz Sanz.  
Páginas: 44.
- 6/00 Las medidas fiscales de estímulo del ahorro contenidas en el Real Decreto-Ley 3/2000: análisis de sus efectos a través del tipo marginal efectivo.  
*Autores:* José Manuel González Páramo y Nuria Badenes Plá.  
Páginas: 28.
- 7/00 Análisis de las ganancias de bienestar asociadas a los efectos de la Reforma del IRPF sobre la oferta laboral de la familia española.  
*Autores:* Juan Prieto Rodríguez y Santiago Álvarez García.  
Páginas 32.
- 8/00 Un marco para la discusión de los efectos de la política impositiva sobre los precios y el *stock* de vivienda.  
*Autor:* Miguel Ángel López García.  
Páginas 36.
- 9/00 Descomposición de los efectos redistributivos de la Reforma del IRPF.  
*Autores:* Jorge Onrubia Fernández y María del Carmen Rodado Ruiz.  
Páginas 24.
- 10/00 Aspectos teóricos de la convergencia real, integración y política fiscal.  
*Autores:* Lorenzo Escot y Miguel Ángel Galindo.  
Páginas 28.

## 2001

- 1/01 Notas sobre desagregación temporal de series económicas.  
*Autor:* Enrique M. Quilis.  
Páginas 38.
- 2/01 Estimación y comparación de tasas de rendimiento de la educación en España.  
*Autores:* M. Arrazola, J. de Hevia, M. Risueño y J. F. Sanz.  
Páginas 28.
- 3/01 Doble imposición, "efecto clientela" y aversión al riesgo.  
*Autores:* Antonio Bustos Gisbert y Francisco Pedraja Chaparro.  
Páginas 34.
- 4/01 Non-Institutional Federalism in Spain.  
*Autor:* Joan Rosselló Villalonga.  
Páginas 32.
- 5/01 Estimating utilisation of Health care: A groupe data regression approach.  
*Autora:* Mabel Amaya Amaya.  
Páginas 30.
- 6/01 Shapley inequality decomposition by factor components.  
*Autores:* Mercedes Sastre y Alain Trannoy.  
Páginas 40.
- 7/01 An empirical analysis of the demand for physician services across the European Union.  
*Autores:* Sergi Jiménez Martín, José M. Labeaga y Maite Martínez-Granado.  
Páginas 40.
- 8/01 Demand, childbirth and the costs of babies: evidence from spanish panel data.  
*Autores:* José M.<sup>a</sup> Labeaga, Ian Preston y Juan A. Sanchis-Llopis.  
Páginas 56.
- 9/01 Imposición marginal efectiva sobre el factor trabajo: Breve nota metodológica y comparación internacional.  
*Autores:* Desiderio Romero Jordán y José Félix Sanz Sanz.  
Páginas 40.
- 10/01 A non-parametric decomposition of redistribution into vertical and horizontal components.  
*Autores:* Irene Perrote, Juan Gabriel Rodríguez y Rafael Salas.  
Páginas 28.
- 11/01 Efectos sobre la renta disponible y el bienestar de la deducción por rentas ganadas en el IRPF.  
*Autora:* Nuria Badenes Plá.  
Páginas 28.
- 12/01 Seguros sanitarios y gasto público en España. Un modelo de microsimulación para las políticas de gastos fiscales en sanidad.  
*Autor:* Ángel López Nicolás.  
Páginas 40.
- 13/01 A complete parametrical class of redistribution and progressivity measures.  
*Autores:* Isabel Rabadán y Rafael Salas.  
Páginas 20.
- 14/01 La medición de la desigualdad económica.  
*Autor:* Rafael Salas.  
Páginas 40.

- 15/01 Crecimiento económico y dinámica de distribución de la renta en las regiones de la UE: un análisis no paramétrico.  
*Autores:* Julián Ramajo Hernández y María del Mar Salinas Jiménez.  
Páginas 32.
- 16/01 La descentralización territorial de las prestaciones asistenciales: efectos sobre la igualdad.  
*Autores:* Luis Ayala Cañón, Rosa Martínez López y Jesus Ruiz-Huerta.  
Páginas 48.
- 17/01 Redistribution and labour supply.  
*Autores:* Jorge Onrubia, Rafael Salas y José Félix Sanz.  
Páginas 24.
- 18/01 Medición de la eficiencia técnica en la economía española: El papel de las infraestructuras productivas.  
*Autoras:* M.<sup>a</sup> Jesús Delgado Rodríguez e Inmaculada Álvarez Ayuso.  
Páginas 32.
- 19/01 Inversión pública eficiente e impuestos distorsionantes en un contexto de equilibrio general.  
*Autores:* José Manuel González-Páramo y Diego Martínez López.  
Páginas 28.
- 20/01 La incidencia distributiva del gasto público social. Análisis general y tratamiento específico de la incidencia distributiva entre grupos sociales y entre grupos de edad.  
*Autor:* Jorge Calero Martínez.  
Páginas 36.
- 21/01 Crisis cambiarias: Teoría y evidencia.  
*Autor:* Óscar Bajo Rubio.  
Páginas 32.
- 22/01 Distributive impact and evaluation of devolution proposals in Japanese local public finance.  
*Autores:* Kazuyuki Nakamura, Minoru Kunizaki y Masanori Tahira.  
Páginas 36.
- 23/01 El funcionamiento de los sistemas de garantía en el modelo de financiación autonómica.  
*Autor:* Alfonso Utrilla de la Hoz.  
Páginas 48.
- 24/01 Rendimiento de la educación en España: Nueva evidencia de las diferencias entre Hombres y Mujeres.  
*Autores:* M. Arrazola y J. de Hevia.  
Páginas 36.
- 25/01 Fecundidad y beneficios fiscales y sociales por descendientes.  
*Autora:* Anabel Zárate Marco.  
Páginas 52.
- 26/01 Estimación de precios sombra a partir del análisis Input-Output: Aplicación a la economía española.  
*Autora:* Guadalupe Souto Nieves.  
Páginas 56.
- 27/01 Análisis empírico de la depreciación del capital humano para el caso de las Mujeres y los Hombres en España.  
*Autores:* M. Arrazola y J. de Hevia.  
Páginas 28.

- 28/01 Equivalence scales in tax and transfer policies.  
*Autores:* Luis Ayala, Rosa Martínez y Jesús Ruiz-Huerta.  
Páginas 44.
- 29/01 Un modelo de crecimiento con restricciones de demanda: el gasto público como amortiguador del desequilibrio externo.  
*Autora:* Belén Fernández Castro.  
Páginas 44.
- 30/01 A bi-stochastic nonparametric estimator.  
*Autores:* Juan G. Rodríguez y Rafael Salas.  
Páginas 24.

## 2002

- 1/02 Las cestas autonómicas.  
*Autores:* Alejandro Esteller, Jorge Navas y Pilar Sorribas.  
Páginas 72.
- 2/02 Evolución del endeudamiento autonómico entre 1985 y 1997: la incidencia de los Escenarios de Consolidación Presupuestaria y de los límites de la LOFCA.  
*Autores:* Julio López Laborda y Jaime Vallés Giménez.  
Páginas 60.
- 3/02 Optimal Pricing and Grant Policies for Museums.  
*Autores:* Juan Prieto Rodríguez y Víctor Fernández Blanco.  
Páginas 28.
- 4/02 El mercado financiero y el racionamiento del endeudamiento autonómico.  
*Autores:* Nuria Alcalde Fradejas y Jaime Vallés Giménez.  
Páginas 36.
- 5/02 Experimentos secuenciales en la gestión de los recursos comunes.  
*Autores:* Lluís Bru, Susana Cabrera, C. Mónica Capra y Rosario Gómez.  
Páginas 32.
- 6/02 La eficiencia de la universidad medida a través de la función de distancia: Un análisis de las relaciones entre la docencia y la investigación.  
*Autores:* Alfredo Moreno Sáez y David Trillo del Pozo.  
Páginas 40.
- 7/02 Movilidad social y desigualdad económica.  
*Autores:* Juan Prieto-Rodríguez, Rafael Salas y Santiago Álvarez-García.  
Páginas 32.
- 8/02 Modelos BVAR: Especificación, estimación e inferencia.  
*Autor:* Enrique M. Quilis.  
Páginas 44.
- 9/02 Imposición lineal sobre la renta y equivalencia distributiva: Un ejercicio de microsimulación.  
*Autores:* Juan Manuel Castañer Carrasco y José Félix Sanz Sanz.  
Páginas 44.
- 10/02 The evolution of income inequality in the European Union during the period 1993-1996.  
*Autores:* Santiago Álvarez García, Juan Prieto-Rodríguez y Rafael Salas.  
Páginas 36.

- 11/02 Una descomposición de la redistribución en sus componentes vertical y horizontal: Una aplicación al IRPF.  
*Autora:* Irene Perrote.  
Páginas 32.
- 12/02 Análisis de las políticas públicas de fomento de la innovación tecnológica en las regiones españolas.  
*Autor:* Antonio Fonfría Mesa.  
Páginas 40.
- 13/02 Los efectos de la política fiscal sobre el consumo privado: nueva evidencia para el caso español.  
*Autores:* Agustín García y Julián Ramajo.  
Páginas 52.
- 14/02 Micro-modelling of retirement behavior in Spain.  
*Autores:* Michele Boldrin, Sergi Jiménez-Martín y Franco Peracchi.  
Páginas 96.
- 15/02 Estado de salud y participación laboral de las personas mayores.  
*Autores:* Juan Prieto Rodríguez, Desiderio Romero Jordán y Santiago Álvarez García.  
Páginas 40.
- 16/02 Technological change, efficiency gains and capital accumulation in labour productivity growth and convergence: an application to the Spanish regions.  
*Autora:* M.<sup>a</sup> del Mar Salinas Jiménez.  
Páginas 40.
- 17/02 Déficit público, masa monetaria e inflación. Evidencia empírica en la Unión Europea.  
*Autor:* César Pérez López.  
Páginas 40.
- 18/02 Tax evasion and relative contribution.  
*Autora:* Judith Panadés i Martí.  
Páginas 28.
- 19/02 Fiscal policy and growth revisited: the case of the Spanish regions.  
*Autores:* Óscar Bajo Rubio, Carmen Díaz Roldán y M.<sup>a</sup> Dolores Montávez Garcés.  
Páginas 28.
- 20/02 Optimal endowments of public investment: an empirical analysis for the Spanish regions.  
*Autores:* Óscar Bajo Rubio, Carmen Díaz Roldán y M.<sup>a</sup> Dolores Montávez Garcés.  
Páginas 28.
- 21/02 Régimen fiscal de la previsión social empresarial. Incentivos existentes y equidad del sistema.  
*Autor:* Félix Domínguez Barrero.  
Páginas 52.
- 22/02 Poverty statics and dynamics: does the accounting period matter?  
*Autores:* Olga Cantó, Coral del Río y Carlos Gradín.  
Páginas 52.
- 23/02 Public employment and redistribution in Spain.  
*Autores:* José Manuel Marqués Sevillano y Joan Rosselló Villalonga.  
Páginas 36.

- 24/02 La evolución de la pobreza estática y dinámica en España en el periodo 1985-1995.  
*Autores:* Olga Cantó, Coral del Río y Carlos Gradín.  
Páginas: 76.
- 25/02 Estimación de los efectos de un "tratamiento": una aplicación a la Educación superior en España.  
*Autores:* M. Arrazola y J. de Hevia.  
Páginas 32.
- 26/02 Sensibilidad de las estimaciones del rendimiento de la educación a la elección de instrumentos y de forma funcional.  
*Autores:* M. Arrazola y J. de Hevia.  
Páginas 40.
- 27/02 Reforma fiscal verde y doble dividendo. Una revisión de la evidencia empírica.  
*Autor:* Miguel Enrique Rodríguez Méndez.  
Páginas 40.
- 28/02 Productividad y eficiencia en la gestión pública del transporte de ferrocarriles implicaciones de política económica.  
*Autor:* Marcelino Martínez Cabrera.  
Páginas 32.
- 29/02 Building stronger national movie industries: The case of Spain.  
*Autores:* Víctor Fernández Blanco y Juan Prieto Rodríguez.  
Páginas 52.
- 30/02 Análisis comparativo del gravamen efectivo sobre la renta empresarial entre países y activos en el contexto de la Unión Europea (2001).  
*Autora:* Raquel Paredes Gómez.  
Páginas 48.
- 31/02 Voting over taxes with endogenous altruism.  
*Autor:* Joan Esteban.  
Páginas 32.
- 32/02 Midiendo el coste marginal en bienestar de una reforma impositiva.  
*Autor:* José Manuel González-Páramo.  
Páginas 48.
- 33/02 Redistributive taxation with endogenous sentiments.  
*Autores:* Joan Esteban y Laurence Kranich.  
Páginas 40.
- 34/02 Una nota sobre la compensación de incentivos a la adquisición de vivienda habitual tras la reforma del IRPF de 1998.  
*Autores:* Jorge Onrubia Fernández, Desiderio Romero Jordán y José Félix Sanz Sanz.  
Páginas 36.
- 35/02 Simulación de políticas económicas: los modelos de equilibrio general aplicado.  
*Autor:* Antonio Gómez Gómez-Plana.  
Páginas 36.

## 2003

- 1/03 Análisis de la distribución de la renta a partir de funciones de cuantiles: robustez y sensibilidad de los resultados frente a escalas de equivalencia.  
*Autores:* Marta Pascual Sáez y José María Sarabia Alegría.  
Páginas 52.

- 2/03 Macroeconomic conditions, institutional factors and demographic structure: What causes welfare caseloads?  
*Autores:* Luis Ayala y César Pérez.  
Páginas 44.
- 3/03 Endeudamiento local y restricciones institucionales. De la ley reguladora de haciendas locales a la estabilidad presupuestaria.  
*Autores:* Jaime Vallés Giménez, Pedro Pascual Arzoz y Fermín Cabasés Hita.  
Páginas 56.
- 4/03 The dual tax as a flat tax with a surtax on labour income.  
*Autor:* José María Durán Cabré.  
Páginas 40.
- 5/03 La estimación de la función de producción educativa en valor añadido mediante redes neuronales: una aplicación para el caso español.  
*Autor:* Daniel Santín González.  
Páginas 52.
- 6/03 Privación relativa, imposición sobre la renta e índice de Gini generalizado.  
*Autores:* Elena Bárcena Martín, Luis Imedio Olmedo y Guillermina Martín Reyes.  
Páginas 36.
- 7/03 Fijación de precios óptimos en el sector público: una aplicación para el servicio municipal de agua.  
*Autora:* M.<sup>a</sup> Ángeles García Valiñas.  
Páginas 44.
- 8/03 Tasas de descuento para la evaluación de inversiones públicas: Estimaciones para España.  
*Autora:* Guadalupe Souto Nieves.  
Páginas 40.
- 9/03 Una evaluación del grado de incumplimiento fiscal para las provincias españolas.  
*Autores:* Ángel Alañón Pardo y Miguel Gómez de Antonio.  
Páginas 44.
- 10/03 Extended bi-polarization and inequality measures.  
*Autores:* Juan G. Rodríguez y Rafael Salas.  
Páginas 32.
- 11/03 Fiscal decentralization, macrostability and growth.  
*Autores:* Jorge Martínez-Vázquez y Robert M. McNab.  
Páginas 44.
- 12/03 Valoración de bienes públicos en relación al patrimonio histórico cultural: aplicación comparada de métodos estadísticos de estimación.  
*Autores:* Luis César Herrero Prieto, José Ángel Sanz Lara y Ana María Bedate Centeno.  
Páginas 44.
- 13/03 Growth, convergence and public investment. A bayesian model averaging approach.  
*Autores:* Roberto León-González y Daniel Montolio.  
Páginas 44.
- 14/03 ¿Qué puede esperarse de una reducción de la imposición indirecta que recae sobre el consumo cultural?: Un análisis a partir de las técnicas de microsimulación.  
*Autores:* José Félix Sanz Sanz, Desiderio Romero Jordán y Juan Prieto Rodríguez.  
Páginas 40.

- 15/03 Estimaciones de la tasa de paro de equilibrio de la economía española a partir de la Ley de Okun.  
*Autores:* Inés P. Murillo y Carlos Usabiaga.  
Páginas 32.
- 16/03 La previsión social en la empresa, tras la Ley 46/2002, de reforma parcial del impuesto sobre la renta de las personas físicas.  
*Autor:* Félix Domínguez Barrero.  
Páginas 48.
- 17/03 The influence of previous labour market experiences on subsequent job tenure.  
*Autores:* José María Arranz y Carlos García-Serrano.  
Páginas 48.
- 18/03 Promoting student's effort: standards *versus* tournaments.  
*Autores:* Pedro Landeras y J. M. Pérez de Villarreal.  
Páginas 44.
- 19/03 Non-employment and subsequent wage losses.  
*Autores:* José María Arranz y Carlos García-Serrano.  
Páginas 52.
- 20/03 La medida de los ingresos públicos en la Agencia Tributaria. Caja, derechos reconocidos y devengo económico.  
*Autores:* Rafael Frutos, Francisco Melis, M.<sup>a</sup> Jesús Pérez de la Ossa y José Luis Ramos.  
Páginas 80.
- 21/03 Tratamiento fiscal de la vivienda y exceso de gravamen.  
*Autor:* Miguel Ángel López García.  
Páginas 44.
- 22/03 Medición del capital humano y análisis de su rendimiento.  
*Autores:* María Arrazola y José de Hevia.  
Páginas 36.
- 23/03 Vivienda, reforma impositiva y coste en bienestar.  
*Autor:* Miguel Ángel López García.  
Páginas 52.
- 24/03 Algunos comentarios sobre la medición del capital humano.  
*Autores:* María Arrazola y José de Hevia.  
Páginas 40.
- 25/03 Exploring the spanish interbank yield curve.  
*Autores:* Leandro Navarro y Enrique M. Quilis.  
Páginas 32.
- 26/03 Redes neuronales y medición de eficiencia: aplicación al servicio de recogida de basuras.  
*Autor:* Francisco J. Delgado Rivero.  
Páginas 60.
- 27/03 Equivalencia ricardiana y tipos de interés.  
*Autores:* Agustín García, Julián Ramajo e Inés Piedraescrita Murillo.  
Páginas 40.
- 28/03 Instrumentos y objetivos de las políticas de apoyo a las PYME en España.  
*Autor:* Antonio Fonfría Mesa.  
Páginas 44.

- 29/03 Análisis de incidencia del gasto público en educación superior: enfoque transversal.  
*Autora:* María Gil Izquierdo.  
Páginas 48.
- 30/03 Rentabilidad social de la inversión pública española en infraestructuras.  
*Autores:* Jaime Alonso-Carrera, María Jesús Freire-Serén y Baltasar Manzano.  
Páginas 44.
- 31/03 Las rentas de capital en Phogue: análisis de su fiabilidad y corrección mediante fusión estadística.  
*Autor:* Fidel Picos Sánchez.  
Páginas 44.
- 32/03 Efecto de los sistemas de rentas mínimas autonómicas sobre la migración interregional.  
*Autora:* María Martínez Torres.  
Páginas 44.
- 33/03 Rentas mínimas autonómicas en España. Su dimensión espacial.  
*Autora:* María Martínez Torres.  
Páginas 76.
- 34/03 Un nuevo examen de las causas del déficit autonómico.  
*Autor:* Santiago Lago Peñas.  
Páginas 52.
- 35/03 Uncertainty and taxpayer compliance.  
*Autores:* Jordi Caballé y Judith Panadés.  
Páginas 44.

## 2004

- 1/04 Una propuesta para la regulación de precios en el sector del agua: el caso español.  
*Autores:* M.<sup>a</sup> Ángeles García Valiñas y Manuel Antonio Muñoz Pérez.  
Páginas 40.
- 2/04 Eficiencia en educación secundaria e *inputs* no controlables: sensibilidad de los resultados ante modelos alternativos.  
*Autores:* José Manuel Cordero Ferrera, Francisco Pedraja Chaparro y Javier Salinas Jiménez.  
Páginas 40.
- 3/04 Los efectos de la política fiscal sobre el ahorro privado: evidencia para la OCDE.  
*Autores:* Montserrat Ferre Carracedo, Agustín García García y Julián Ramajo Hernández.  
Páginas 44.
- 4/04 ¿Qué ha sucedido con la estabilidad del empleo en España? Un análisis desagregado con datos de la EPA: 1987-2003.  
*Autores:* José María Arranz y Carlos García-Serrano.  
Páginas 80.
- 5/04 La seguridad del empleo en España: evidencia con datos de la EPA (1987-2003).  
*Autores:* José María Arranz y Carlos García-Serrano.  
Páginas 72.
- 6/04 La ley de Wagner: un análisis sintético.  
*Autor:* Manuel Jaén García.  
Páginas 60.

- 7/04 La vivienda y la reforma fiscal de 1998: un ejercicio de simulación.  
*Autor:* Miguel Ángel López García.  
Páginas 44.
- 8/04 Modelo dual de IRPF y equidad: un nuevo enfoque teórico y su aplicación al caso español.  
*Autor:* Fidel Picos Sánchez.  
Páginas 44.
- 9/04 Public expenditure dynamics in Spain: a simplified model of its determinants.  
*Autores:* Manuel Jaén García y Luis Palma Martos.  
Páginas 48.
- 10/04 Simulación sobre los hogares españoles de la reforma del IRPF de 2003. Efectos sobre la oferta laboral, recaudación, distribución y bienestar.  
*Autores:* Juan Manuel Castañer Carrasco, Desiderio Romero Jordán y José Félix Sanz Sanz.  
Páginas 56.
- 11/04 Financiación de las Haciendas regionales españolas y experiencia comparada.  
*Autor:* David Cantarero Prieto.  
Páginas 52.
- 12/04 Multidimensional indices of housing deprivation with application to Spain.  
*Autores:* Luis Ayala y Carolina Navarro.  
Páginas 44.
- 13/04 Multiple occurrence of welfare reciprocity: determinants and policy implications.  
*Autores:* Luis Ayala y Magdalena Rodríguez.  
Páginas 52.
- 14/04 Imposición efectiva sobre las rentas laborales en la reforma del impuesto sobre la renta personal (IRPF) de 2003 en España.  
*Autoras:* María Pazos Morán y Teresa Pérez Barrasa.  
Páginas 40.
- 15/04 Factores determinantes de la distribución personal de la renta: un estudio empírico a partir del PHOGUE.  
*Autores:* Marta Pascual y José María Sarabia.  
Páginas 56.
- 16/04 Política familiar, imposición efectiva e incentivos al trabajo en la reforma de la imposición sobre la renta personal (IRPF) de 2003 en España.  
*Autoras:* María Pazos Morán y Teresa Pérez Barrasa.  
Páginas 48.
- 17/04 Efectos del déficit público: evidencia empírica mediante un modelo de panel dinámico para los países de la Unión Europea.  
*Autor:* César Pérez López.  
Páginas 40.
- 18/04 Inequality, poverty and mobility: Choosing income or consumption as welfare indicators.  
*Autores:* Carlos Gradín, Olga Cantó y Coral del Río.  
Páginas 52.
- 19/04 Tendencias internacionales en la financiación del gasto sanitario.  
*Autora:* Rosa María Urbanos Garrido.  
Páginas 48.

- 20/04 El ejercicio de la capacidad normativa de las CCAA en los tributos cedidos: una primera evaluación a través de los tipos impositivos efectivos en el IRPF.  
*Autores:* José María Durán y Alejandro Esteller.  
Páginas 68.
- 21/04 Explaining budgetary indiscipline: evidence from Spanish municipalities.  
*Autores:* Ignacio Lago-Peñas y Santiago Lago-Peñas.  
Páginas 44.
- 22/04 Local governments' asymmetric reactions to grants: looking for the reasons.  
*Autor:* Santiago Lago-Peñas.  
Páginas 40.
- 23/04 Un pacto de estabilidad para el control del endeudamiento autonómico.  
*Autor:* Roberto Fernández Llera.  
Páginas 48.
- 24/04 Una medida de la calidad del producto de la atención primaria aplicable a los análisis DEA de eficiencia.  
*Autora:* Mariola Pinillos García.  
Páginas 40.
- 25/04 Distribución de la renta, crecimiento y política fiscal.  
*Autor:* Miguel Ángel Galindo Martín.  
Páginas 40.
- 26/04 Políticas de inspección óptimas y cumplimiento fiscal.  
*Autores:* Inés Macho Stadler y David Pérez Castrillo.  
Páginas 60.
- 27/04 ¿Por qué ahorra la gente en planes de pensiones individuales?  
*Autores:* Félix Domínguez Barrero y Julio López-Laborda.  
Páginas 48.
- 28/04 La reforma del Impuesto sobre Actividades Económicas: una valoración con microdatos de la ciudad de Zaragoza.  
*Autores:* Julio López-Laborda, M.<sup>a</sup> Carmen Trueba Cortés y Anabel Zárate Marco.  
Páginas 56.
- 29/04 Is an inequality-neutral flat tax reform really neutral?  
*Autores:* Juan Prieto-Rodríguez, Juan Gabriel Rodríguez y Rafael Salas.  
Páginas 40.
- 30/04 El equilibrio presupuestario: las restricciones sobre el déficit.  
*Autora:* Belén Fernández Castro.  
Páginas 44.

## 2005

- 1/05 Efectividad de la política de cooperación en innovación: evidencia empírica española.  
*Autores:* Joost Heijs, Liliana Herrera, Mikel Buesa, Javier Sáiz Briones y Patricia Valadez.  
Páginas 52.
- 2/05 A probabilistic nonparametric estimator.  
*Autores:* Juan Gabriel Rodríguez y Rafael Salas.  
Páginas 48.

3/05 Efectos redistributivos del sistema de pensiones de la seguridad social y factores determinantes de la elección de la edad de jubilación. Un análisis por comunidades autónomas.

*Autores:* Alfonso Utrilla de la Hoz y Yolanda Ubago Martínez.

Páginas 52.

4/05 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.

*Autora:* Ana R. Martínez Cañete.

Páginas 78.