

UNA RECONSIDERACIÓN DEL MODELO BALASSA-SAMUELSON EN LA ZONA EURO*

ANA R. MARTÍNEZ CAÑETE

Universidad Complutense de Madrid

En este trabajo analizamos, en un conjunto de países de la eurozona, si se han verificado dos de las premisas en las que se basa el modelo Balassa-Samuelson: la equiparación de los salarios en el sector comerciable y no comerciable, y el cumplimiento de la PPA en el sector expuesto al comercio internacional. En términos generales, nuestros resultados indican que ninguna de las dos hipótesis se ha cumplido en el periodo analizado (1973-2003). Por ello, ampliamos el marco de estudio del modelo y contrastamos si dentro de cada país ha existido una relación de cointegración entre los precios, las productividades y los salarios relativos. Analizamos, además, la existencia de una relación de largo plazo entre los tipos de cambio reales, los tipos de cambio reales en el sector comerciable, y la diferencia de productividades y de salarios relativos con respecto a Alemania. Mientras que los salarios resultan escasamente significativos en ambas relaciones, la evolución de los precios en el sector comerciable recibe un amplio respaldo empírico como variable explicativa de los tipos de cambio reales.

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

Clasificación JEL: C32, F31, F41.

La existencia en las economías de bienes y servicios no comerciables (aquellos aislados en mayor medida de la competencia internacional y cuyo mercado es, básicamente, el doméstico) ha sido utilizada en numerosas ocasiones como argumento para justificar las desviaciones del tipo de cambio real de su valor de Paridad del Poder Adquisitivo (PPA) en el largo plazo, es decir, para justificar que los niveles de precios difieran entre países una vez que se expresan en la misma moneda.

El modelo Balassa-Samuelson (BS) explica los tipos de cambio reales a partir de los movimientos de los precios relativos de los bienes y servicios no comer-

(*) Agradezco los valiosos comentarios y sugerencias de dos evaluadores anónimos y del editor de la revista, que sin duda han contribuido a mejorar este trabajo. También agradezco los comentarios recibidos de V. Esteve y J. A. Martínez Serrano. Por supuesto, cualquier error que pueda contener el texto es de mi entera responsabilidad.

ciables, los cuales dependen, a su vez, de las productividades sectoriales relativas. Considera un marco neoclásico con movilidad perfecta de factores productivos entre sectores y libre movilidad de capitales a nivel internacional, por lo que no tiene en cuenta los factores de demanda. De acuerdo con este modelo, los países con una productividad más elevada en el sector comerciable (el expuesto al comercio internacional y cuyo mercado es el mundial) presentarán un nivel de precios superior de los bienes y servicios no comerciables –al asumirse que el sector expuesto es más productivo y que los salarios tienden a equipararse entre ambos sectores– y, con ello, un mayor nivel de precios agregado, pues se acepta que se verifica la PPA en los bienes comerciables como consecuencia del arbitraje. Esta argumentación, propuesta inicialmente por Balassa (1964) y Samuelson (1964), ha recobrado interés con la unificación monetaria en Europa ya que podría explicar que las tasas de inflación fueran superiores en los Estados miembros inicialmente más atrasados (con un menor nivel de productividad) si éstos convergieran a los estándares que caracterizan a los más desarrollados.

Varios artículos han contrastado la hipótesis de productividad que propone el modelo BS para explicar en los países europeos el precio relativo de los no comerciables [es el caso de Asea y Mendoza (1994), Canzoneri *et al.* (1998) y Alberola y Tyrväinen (1999)] o bien sus tipos de cambio reales [Strauss (1996), entre otros]. Estos trabajos obtienen, en general, que dentro de cada país los precios relativos de los no comerciables se explican adecuadamente en el largo plazo por la productividad relativa del sector expuesto. Sin embargo, la evidencia empírica sobre la relación que vincula los tipos de cambio reales con las diferencias de productividad relativa entre países es considerablemente más débil. En un intento de buscar posibles explicaciones a este hecho, en este trabajo consideramos un marco de análisis más amplio para la contrastación de esta hipótesis de productividad en un conjunto de países que actualmente pertenecen a la zona del euro. Así, analizamos si se han verificado dos de los supuestos en los que se fundamenta el modelo BS: la equiparación sectorial de los salarios y el cumplimiento de la PPA en el sector comerciable. De no ser así, nuestro objetivo es contrastar mediante un análisis de cointegración si los salarios relativos pueden explicar, junto con las productividades, los precios relativos en el largo plazo. Y, trasladado a la comparación internacional, contrastar un modelo “ampliado” de tipos de cambio reales bilaterales frente a Alemania (en el periodo 1973-2003) que incluya como posibles variables explicativas, además de las diferencias de productividad relativa con respecto a dicho país, la diferencia de salarios relativos y los tipos de cambio reales en el sector comerciable.

De este modo, incorporamos en el análisis la posibilidad de que existan fricciones en el mercado de trabajo que impidan que los salarios se igualen entre sectores. Además, tenemos en cuenta la existencia de aquellos elementos que dificultan el arbitraje y que pueden provocar diferencias internacionales de precios en los bienes comerciables –entre los que se encuentran, según Rogoff (1996), los costes de transporte, las divergencias impositivas y las estrategias de discriminación de precios o *pricing to market* que llevan a cabo las empresas en función del mercado de destino de sus productos–. Este hecho parece especialmente conveniente en nuestro trabajo ya que algunas de las economías objeto de estudio presentan un

nivel de desarrollo similar al que caracteriza a Alemania (el país que utilizamos como referencia) y autores como Engel (1999) señalan que, en este caso, la evolución de los precios del sector expuesto a la competencia internacional puede ser más relevante que la evolución del precio relativo de los bienes y servicios no comerciables a la hora de explicar los movimientos de los tipos de cambio reales.

Además de tener en consideración estos dos factores, nuestro trabajo difiere en diversos aspectos de otros que contrastan la hipótesis de productividad sobre los tipos de cambio reales en los países que hoy forman parte de la zona del euro. Así: (i) empleamos un periodo más amplio que finaliza en bastantes de las economías consideradas en 2003; (ii) contrastamos la estabilidad de los parámetros obtenidos en las relaciones de largo plazo, ya que el periodo muestral comprende distintos regímenes cambiarios (en particular, la unificación monetaria en 1999); (iii) analizamos un mayor conjunto de países, en concreto incluimos a Portugal, que con anterioridad no había sido estudiado por falta de datos suficientemente extensos en el tiempo; (iv) utilizamos series elaboradas a partir de la base STAN de la OCDE, que incorpora los cambios metodológicos del sistema SEC 95; y (v) mientras que la mayor parte de los estudios realizados consideran comerciables a las manufacturas y la agricultura y no comerciables al resto de la economía, en este trabajo delimitamos de la forma más precisa posible ambos sectores en función del porcentaje que sus exportaciones representan sobre su producción, y excluimos del análisis aquellas actividades en las que la evolución de los precios es bastante probable que no esté condicionada por la productividad sino por decisiones gubernamentales. En particular, excluimos las actividades prestadas por el sector público con lo que, además, eludimos en parte algunos efectos de demanda sobre el precio relativo de los no comerciables, y con ello sobre los tipos de cambio reales, que el modelo BS no considera¹.

El resto del trabajo se estructura de la siguiente forma: en la sección 1 exponemos el marco analítico, en la sección 2 los datos y la metodología econométrica utilizada, en el apartado 3 contrastamos las hipótesis del modelo BS, en el 4 mostramos los resultados obtenidos en la estimación del modelo ampliado de tipos de cambio reales y, finalmente, en el apartado 5 señalamos las principales conclusiones.

1. EL MODELO BALASSA-SAMUELSON

Este modelo tiene su origen en dos trabajos publicados de forma separada por Balassa (1964) y Samuelson (1964), aunque los argumentos esgrimidos por estos autores han sido formalizados posteriormente por Froot y Rogoff (1995) y Obstfeld y Rogoff (1996), entre otros. Se considera que en las economías existen dos sectores: el sector comerciable C y el no comerciable N. El nivel de precios agregado puede expresarse como una media de los precios del sector comerciable

(1) Entre los estudios que incorporan factores de demanda para analizar la evolución de los tipos de cambio reales pueden citarse los de Rogoff (1992), Chinn y Johnston (1997) y Camarero y Tamarit (2002), los cuales incluyen el gasto público como variable explicativa. Sin embargo, el primero de ellos obtiene que esta variable no presenta el signo esperado y el segundo que no es significativa en el largo plazo.

p_{Ct} y no comerciable p_{Nt} con ponderaciones ϕ y $(1 - \phi)$, respectivamente, con lo que los índices de precios nacional p_t y exterior p_t^* revisten la forma²:

$$\begin{aligned} p_t &= \phi p_{Ct} + (1 - \phi) p_{Nt} \\ p_t^* &= \phi^* p_{Ct}^* + (1 - \phi^*) p_{Nt}^* \end{aligned} \quad [1]$$

A partir de aquí, el tipo de cambio real q_t puede formularse como:

$$q_t = e_t + p_t - p_t^* = (e_t + p_{Ct} - p_{Ct}^*) + (1 - \phi) (p_{Nt} - p_{Ct}) - (1 - \phi^*) (p_{Nt}^* - p_{Ct}^*) \quad [2]$$

donde e_t es el tipo de cambio nominal definido como unidades de moneda extranjera por cada unidad de moneda nacional, por lo que un aumento de q_t refleja una apreciación real de ésta.

El modelo BS supone que:

(i) Como consecuencia del arbitraje, se verifica la PPA en el sector de los bienes comerciables, es decir $e_t + p_{Ct} = p_{Ct}^*$, de manera que la evolución de los tipos de cambio reales está “dirigida” por los precios relativos del sector no comerciable, esto es:

$$q_t = (1 - \phi) (p_{Nt} - p_{Ct}) - (1 - \phi^*) (p_{Nt}^* - p_{Ct}^*) \quad [3]$$

(ii) Tanto el factor capital como el factor trabajo se mueven libremente entre sectores dentro de cada país y además existe perfecta movilidad internacional de capitales, con lo que el precio relativo de los no comerciables es independiente de los factores de demanda y está determinado únicamente por el lado de la oferta.

(iii) Ambos sectores operan en competencia perfecta por lo que, como resultado de la maximización de beneficios, los salarios reales deben igualarse a las productividades marginales del trabajo en cada sector. Además, se considera que la movilidad del trabajo entre sectores conduce a que los salarios nominales se equiparen, esto es $w_{Ct} = w_{Nt}$, de forma que:

$$(p_{Nt} - p_{Ct}) = \delta + (me_{Ct} - me_{Nt}) \quad [4]$$

donde me_{Ct} y me_{Nt} indican la productividad media del trabajo en el sector comerciable y no comerciable, respectivamente, y δ es la diferencia de la intensidad del factor trabajo en ambos sectores. Téngase en cuenta que en funciones de producción como la Cobb-Douglas la productividad marginal del trabajo es proporcional a la productividad media y, como señalan Canzoneri *et al.* (1998), la utilización de ésta presenta una serie de ventajas frente al empleo de la Productividad Total de los Factores (PTF). Así, no se necesitan datos de los *stocks* de capital sectoriales y tampoco es necesario calcular el porcentaje que el factor trabajo supone en el valor añadido de los sectores³.

(2) Todas las variables incluidas en el análisis están expresadas en logaritmos.

(3) En cambio, la principal limitación que plantea su utilización es que puede ser una variable endógena que dependa 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)

De la expresión [4] se deriva que existe una relación positiva entre la diferencia de productividades sectoriales y los precios relativos, ya que la mayor productividad en el sector expuesto es ajustada por un mayor salario real en dicho sector que va a mantener constante su coste marginal pero que va a incrementar el coste marginal de los no comerciables –como consecuencia de la equiparación sectorial de los salarios y de la menor productividad de este sector– y, por tanto, su precio⁴.

Sustituyendo [4] en [3], el tipo de cambio real adopta la expresión:

$$q_t = \gamma + (1 - \phi) (me_{Ct} - me_{Nt}) - (1 - \phi^*) (me_{Ct}^* - me_{Nt}^*) \quad [5]$$

donde $\gamma = (1 - \phi)\delta - (1 - \phi^*)\delta^*$.

De forma que si un país presenta con respecto a otro un mayor nivel relativo de productividad en el sector comerciable mostrará un nivel de precios superior expresado en moneda común (o sea, un tipo de cambio real más apreciado) si consideramos para simplificar que $\phi = \phi^*$, es decir, que los dos países tienen la misma proporción de bienes comerciables en el índice de precios agregado⁵.

Los trabajos que contrastan este modelo suelen coincidir en que, en el largo plazo, los precios relativos de los no comerciables dentro de cada país se explican adecuadamente por la productividad relativa de los comerciables. Es el caso de los artículos de Balassa (1964), Asea y Mendoza (1994), Canzoneri *et al.* (1998, 2002) y Alberola y Tyrväinen (1999), entre otros. En cambio, el respaldo empírico a la relación entre tipos de cambio reales y diferencias sectoriales de productividad entre países es menos unánime. Así, Hsieh (1982), Marston (1987) o Strauss (1996) encuentran evidencia a favor de ella, mientras que artículos como el de Asea y Mendoza (1994) no la encuentran. Por otra parte, diversos autores contrastan el modelo BS analizando la posible relación existente entre los niveles de renta y los tipos de cambio reales (lo que supone considerar el nivel de renta de un país como una variable *proxy* del nivel de productividad relativa del sector comerciable); en este caso, Alexius y Nilsson (2000) obtienen una relación positiva de largo plazo entre ambas variables, a diferencia de lo que sucede en el trabajo de Faria y León-Ledesma (2003).

En este trabajo analizamos si el escaso respaldo empírico obtenido en la literatura a la relación entre los tipos de cambio reales y la diferencia de productividades relativas que el modelo BS indica puede deberse a que no se verifiquen dos de las hipótesis en las que se basa dicho modelo. Nos referimos a la equiparación sectorial de los salarios y al cumplimiento de la PPA en el sector expuesto al co-

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.

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

(5) La formulación [5] una vez diferenciada indica que si dentro de una unión monetaria un país experimenta frente a otro un crecimiento superior de su productividad relativa en el sector expuesto presentará una mayor tasa de inflación ya que, por definición, $\Delta e_t = 0$.

mercio internacional. Así, si los salarios no se igualaran entre sectores, es fácil comprobar que los precios relativos revestirían la forma:

$$p_{rel_t} = \delta + me_{rel_t} - w_{rel_t} \quad [6]$$

donde $p_{rel} = p_{Nt} - p_{Ct}$, $me_{rel} = me_{Ct} - me_{Nt}$ y $w_{rel} = w_{Ct} - w_{Nt}$.

Si, además, los precios de los bienes comerciables difirieran a nivel internacional entonces los tipos de cambio reales podrían expresarse como:

$$q_t = \gamma + (e_t + p_{Ct} - p_{Ct}^*) + (1 - \phi) [(me_{Ct} - me_{Nt}) - (w_{Ct} - w_{Nt})] - (1 - \phi^*) [(me_{Ct}^* - me_{Nt}^*) - (w_{Ct}^* - w_{Nt}^*)] \quad [7]$$

Donde si asumimos para simplificar que $\phi = \phi^*$, como suele ser habitual en los trabajos empíricos al respecto, entonces:

$$q_t = \gamma + q_{Ct} + (1 - \phi) m\tilde{e}_{rel_t} - (1 - \phi) \tilde{w}_{rel_t} \quad [8]$$

siendo $q_{Ct} = (e_t + p_{Ct} - p_{Ct}^*)$, $m\tilde{e}_{rel_t} = me_{rel_t} - me_{rel_t}^*$ y $\tilde{w}_{rel_t} = w_{rel_t} - w_{rel_t}^*$. Las variables con asterisco se corresponden con Alemania, que es el país que hemos utilizado como referencia⁶.

(6) Uno de los aspectos más discutibles del modelo BS consiste en asumir competencia perfecta en ambos sectores. La competencia monopolística parece un marco más realista, al menos en el sector protegido del comercio internacional. 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. Sin embargo, si estas empresas operan en competencia imperfecta, el precio que fijarán será un margen μ_t sobre dichos costes. En este caso, los precios relativos adoptarían la forma $(p_{Nt} - p_{Ct}) = \delta + (me_{Ct} - me_{Nt}) - (w_{Ct} - w_{Nt}) + (\mu_{Nt} - \mu_{Ct})$ y los tipos de cambio reales la expresión $q_t = \gamma + q_{Ct} + (1 - \phi) [(me_{Ct} - me_{Nt}) - (w_{Ct} - w_{Nt}) + (\mu_{Nt} - \mu_{Ct})] - (1 - \phi^*) [(me_{Ct}^* - me_{Nt}^*) - (w_{Ct}^* - w_{Nt}^*) - (\mu_{Nt}^* - \mu_{Ct}^*)]$.

Ahora bien, los márgenes de beneficio están influidos por la evolución de la demanda, por lo que 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 dentro de cada país, ni la de los tipos de cambio reales, aunque por supuesto puedan influir sobre ellos en el corto y medio plazo.

El enfoque adoptado en este trabajo es un enfoque de largo plazo. Por este motivo, no incluimos en el análisis a los márgenes relativos, pues asumimos que se comportan como estacionarios en dicho horizonte temporal. Hasta donde sabemos, ningún estudio empírico que contraste, mediante un análisis de cointegración, la evolución de los tipos de cambio reales o de los precios relativos de los no comerciables utiliza los márgenes como variable explicativa –además, en este último caso, puesto que los márgenes sectoriales suelen construirse como un “residuo” a partir de los datos de los precios, las productividades y los salarios, estimar la ecuación de los precios relativos de los no comerciables plantea el problema de que uno de los regresores (los márgenes) es una combinación lineal de dichos precios y de los otros dos regresores–. En cambio, sí es habitual en un contexto de corto plazo descomponer las tasas de inflación para analizar qué parte del crecimiento de los precios puede atribuirse a cada una de estas variables. Ortega (2003), por ejemplo, aplica esta descomposición a las tasas de crecimiento de los tipos de cambio reales, de los precios relativos y de éstos con respecto a Alemania, para realizar un estudio descriptivo de dichas tasas.

2. LOS DATOS Y LA METODOLOGÍA ECONÓMICA

2.1. *Los datos*

Los países incluidos en el análisis son Alemania, Austria, Bélgica, España, Francia, Finlandia, Holanda, Italia y Portugal. El periodo muestral comprende desde 1973 –fecha a partir de la cual se instauraron nuevamente los tipos de cambio flexibles tras la ruptura de los acuerdos de Bretton Woods– hasta 2003, para la mayor parte de los países (véase el anexo 1 para una descripción detallada).

Siguiendo las recomendaciones de la OCDE (2001) en su Manual sobre la medición de la productividad sólo hemos considerado en el análisis lo que este Organismo denomina “el sector empresarial”, por lo que dejamos al margen los servicios prestados por el sector público y los servicios comunitarios, ya que en estos sectores resulta especialmente complicado medir su productividad dado el sistema de cálculo que se aplica a la hora de cuantificar la producción o el valor añadido de los mismos. Además, al igual que diversos autores que contrastan el modelo BS, también hemos excluido de nuestro estudio otros sectores en los que la evolución de los precios es bastante probable que no venga condicionada por la productividad sino por decisiones gubernamentales. Nos referimos a “agricultura” y a los sectores relacionados con la energía (“minería” y “electricidad, gas y agua”)⁷.

Para clasificar los sectores económicos en comerciables y no comerciables hemos utilizado el criterio propuesto por De Gregorio *et al.* (1994), según el cual sólo aquellos sectores cuyas exportaciones superen el 10% de su producción son considerados comerciables⁸. El sector comerciable incluye así “manufacturas” y “transporte, almacenamiento y comunicaciones” y el no comerciable “construcción”, “comercio al por mayor y al por menor”, “hoteles y restaurantes”, “intermediación financiera” y “actividades inmobiliarias, empresariales y de alquiler”⁹.

Por lo que respecta al tipo de cambio real, hemos utilizado tipos bilaterales frente al marco alemán. Los precios empleados para construir las series de los tipos

(7) Así por ejemplo, Balassa (1964) no incluye “agricultura”; Alberola y Tyrväinen (1999) ni “agricultura” ni las actividades del sector público; Marston (1987) no considera “minería” y Strauss (1996) excluye el sector “electricidad, gas y agua”.

(8) 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 de los servicios 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 período analizado nos ha conducido a incluir dentro de los servicios comerciables únicamente a “transporte, almacenamiento y comunicaciones”.

(9) Hemos probado a utilizar otra clasificación en la que incluimos a “hoteles y restaurantes” dentro de la categoría de comerciables en España, Francia e Italia para tratar de aproximar de este modo las actividades del sector turismo en estos países, ya que dicho sector como tal no aparece en la clasificación sectorial de la Contabilidad Nacional. Los resultados obtenidos en el análisis empírico han sido bastantes similares.

de cambio reales son los deflatores del valor añadido del total de la economía (excluidos los sectores no considerados en el análisis) y para las series de tipos de cambio del sector comerciable los deflatores correspondientes a dicho sector (lógicamente, desde 1999 los tipos de cambio nominales se mantienen fijos)¹⁰.

Los precios sectoriales han sido aproximados por la ratio entre el valor añadido nominal y el real. Por lo que respecta a la medida de la productividad, las dificultades existentes a la hora de estimar los *stocks* de capital sectoriales conducen a que la mayor parte de los estudios que contrastan este modelo empleen la productividad media del trabajo en lugar de la Productividad Total de los Factores. En este trabajo, hemos utilizado productividades sectoriales del trabajo por ocupado en todos los países de la muestra salvo en Holanda, donde hemos empleado productividades del trabajo por puestos de trabajo equivalentes a tiempo completo de ocupados, para reducir el posible sesgo de medición derivado del elevado porcentaje de trabajo a tiempo parcial que presenta dicho país. El *output* real en cada sector ha sido aproximado por el valor añadido bruto real y los salarios se han medido como remuneración de los asalariados.

Todas las series son de elaboración propia (excepto la de tipos de cambio nominales) a partir de los datos proporcionados por la base STAN de la OCDE, con metodología SEC 95. Los datos utilizados son anuales y se expresan en logaritmos¹¹.

2.2. La metodología econométrica

Puesto que del modelo BS se derivan relaciones de largo plazo, la metodología econométrica utilizada es un análisis de cointegración, ya que permite estimar relaciones de equilibrio cuando las variables implicadas son no estacionarias. En particular, empleamos la metodología propuesta por Johansen (1988, 1995). Esta metodología de máxima verosimilitud parte de considerar un VAR de orden p y m variables:

$$Y_t = \phi_1 Y_{t-1} + \phi_2 Y_{t-2} + \dots + \phi_p Y_{t-p} + \Phi D_t + \varepsilon_t, \quad t = 1, \dots, T \quad [9]$$

donde ε_t son errores gaussianos independientes distribuidos con media cero y varianza Ω . Los términos determinísticos D_t pueden contener una constante, una tendencia, variables ficticias y otros regresores no estocásticos. La matriz Y_t contiene ($m \times 1$) series temporales. Este VAR(p) puede expresarse en forma de un modelo de corrección del error como:

$$\Delta Y_t = \Gamma_1 \Delta Y_{t-1} + \dots + \Gamma_{p-1} \Delta Y_{t-p+1} + \Pi Y_{t-1} + \Phi D_t + \varepsilon_t, \quad t = 1, \dots, T \quad [10]$$

(10) Como indican Canzoneri et al. (1998), una de las objeciones más importantes que se pueden plantear a los trabajos empíricos que evalúan si la PPA se verifica o no consiste en la utilización de datos correspondientes a diferentes regímenes de tipos de cambio. Ahora bien, la mayor parte de los países que se incorporaron a la zona del euro ya tenían tipos de cambio nominales prácticamente fijos en los años previos a la unificación. En cualquier caso, en este trabajo aplicamos tests que permiten detectar si el cambio de régimen ha afectado a la estabilidad de los parámetros estimados.

(11) La base STAN proporciona también información de Luxemburgo y Grecia pero, al menos de momento, es bastante incompleta, por lo que no hemos podido incluir estos países en nuestro estudio. Además, por ahora tampoco 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.

donde $\Pi = \sum_{i=1}^p \phi_i - I$, $\Gamma_i = -\sum_{j=i+1}^p \phi_j$.

Si $Y_t \sim I(1)$ y $\Delta Y_t \sim I(0)$, la matriz Π no puede tener rango completo. O bien este rango r es igual a cero (en cuyo caso no existe ninguna relación de cointegración entre las variables) o bien la matriz Π presenta “deficiencia de rango” y puede descomponerse de la forma $\Pi = \alpha\beta'$ donde α y β son matrices ($m \times r$) constituidas por parámetros; β contiene las r relaciones de cointegración y α recoge los parámetros de ajuste. Este método permite contrastar el número de relaciones de cointegración existentes en el modelo mediante el denominado test de la Traza, cuyas distribuciones asintóticas cambian dependiendo de la especificación utilizada de los términos determinísticos.

La consideración de distintos regímenes cambiarios en el periodo muestral (en particular, la unificación monetaria en 1999) hace necesario contrastar si los parámetros obtenidos pueden considerarse estables en el periodo analizado. Para ello, utilizamos el procedimiento propuesto por Hansen y Johansen (1993)¹². Este procedimiento consiste en estimar la matriz de parámetros $\hat{\beta}$ en el periodo de referencia elegido, normalmente el total de la muestra. Después se contrasta si estos parámetros pertenecen al espacio de $\hat{\beta}_{(T_1)}$, donde $\hat{\beta}_{(T_1)}$ es la matriz de parámetros β estimada en el periodo 1, ... T_1 , y se añaden recursivamente observaciones a T_1 , con lo que la hipótesis a contrastar puede expresarse como:

$$H_{\beta\tau} : \tilde{\beta} \in sp(\hat{\beta}_{(t_1)}), \text{ donde } t_1 = T_1, \dots, T$$

Por su parte, el test de estabilidad adopta la forma:

$$-2\ln(Q(H_{\beta\tau}|\hat{\beta}_{(t_1)})) = t_1 \sum_{i=1}^r (\ln(1 - \hat{\rho}_{i,(t_1)}) - \ln(1 - \lambda_{i,(t_1)})) \text{ con } i = 1, \dots, r$$

y se distribuye asintóticamente como una χ^2 con $(m-1)r$ grados de libertad¹³.

3. CONTRASTE DE LAS HIPÓTESIS DEL MODELO BS

3.1. La equiparación sectorial de los salarios

El modelo BS supone que los salarios tienden a igualarse entre sectores como consecuencia de la perfecta movilidad del factor trabajo entre ellos. De ser así, los salarios del sector comerciable debieran estar cointegrados con los del sector no comerciable con un vector (1,-1) o, lo que es equivalente, los salarios relativos $w_{rel_t} = w_{Ct} - w_{Nt}$ deberían ser estacionarios.

(12) Existen varios tests que pueden emplearse para detectar inestabilidad de los parámetros en las relaciones de cointegración. Sin embargo, algunos de ellos presentan el inconveniente de que para poder aplicarlos es necesario no considerar las primeras y las últimas observaciones pues, en caso contrario, los tests no convergen. Es el caso, por ejemplo, de los tests *SupF* y *MeanF* de Hansen (1992), por lo que en algunos de los países considerados el análisis del posible cambio estructural en 1999 derivado de la unificación monetaria no podría realizarse por falta de datos suficientes después de esa fecha. En cambio, el test de Hansen y Johansen (1993) no plantea este problema y por ello es el que utilizamos.

(13) $m-1$ indica el número de variables incluidas en el vector de cointegración. Para un desarrollo de $\hat{\rho}_{i,(t_1)}$ y $\lambda_{i,(t_1)}$, véase Hansen y Johansen (1993).

En el cuadro 1 se ofrecen los tests de raíces unitarias Dickey-Fuller Aumentado (ADF), Phillips-Perron (PP) y Ng-Perron realizados sobre esta variable¹⁴. En ningún país los tres tests coinciden a la hora de rechazar la existencia de raíz unitaria, aunque tanto el ADF como el PP en Austria permiten rechazar dicha hipótesis cuando se considera constante en el proceso generador de los datos, y en Bélgica cuando no se considera ni constante ni tendencia¹⁵.

Puesto que esta hipótesis de la que parte el modelo BS no parece encontrar, en general, respaldo empírico, los salarios relativos podrían formar parte de la relación de largo plazo de los precios relativos, lo que contrastamos a continuación.

3.2. Precios relativos y productividades. La incorporación de los salarios relativos

Como consecuencia de la maximización de beneficios y de asumir que los salarios nominales se equiparan entre sectores, el modelo BS indica que los precios relativos son únicamente función de las productividades relativas (recuérdese la expresión [4]). Sin embargo, de acuerdo con la información proporcionada en el cuadro 1, no se puede rechazar, en la mayor parte de los países considerados, que los salarios relativos sean $I(1)$. Por este motivo, contrastamos si dichos salarios resultan significativos para explicar, junto con la productividad, la evolución de largo plazo de los precios relativos; es decir, contrastamos la relación $p_{rel,t} = \delta + me_{rel,t} - w_{rel,t}$, que se corresponde con la expresión [6] antes señalada.

Aunque en Austria y Bélgica los tests de raíces unitarias mostrados en el cuadro 1 ofrecen cierta evidencia a favor de que los salarios relativos pueden ser estacionarios, no todos los tests aplicados rechazan por unanimidad la raíz unitaria, por lo que en estos países hemos incluido esta variable dentro del análisis, ya que la metodología de Johansen permite contrastar *a posteriori* la estacionariedad de las series como una hipótesis más sobre las relaciones de largo plazo estimadas [véase Johansen (1995, pág. 74)]. Por otra parte, los tests de raíces unitarias que hemos realizado sobre los precios y las productividades relativas indican que son variables $I(1)$ ¹⁶.

Las distribuciones asintóticas del test de la traza cambian dependiendo de los componentes determinísticos considerados en el modelo de corrección del error. A este respecto, Nielsen y Rahbek (2000) señalan que en caso de que existan ten-

(14) Los tests de raíces unitarias se han realizado también sobre la primera diferencia de la serie y hemos obtenido que puede descartarse en todos los casos que esta variable sea $I(2)$. Lo mismo sucede con el resto de variables analizadas en este trabajo.

(15) En el caso español, la base de datos STAN (y el INE que es quien le proporciona los datos españoles) sólo ofrece información de la remuneración de los asalariados en España desde 1985. Hemos probado a prolongar hacia atrás esta serie mediante las tasas de variación de la variable "coste del trabajo" de los distintos sectores obtenidas de la base de datos de la fundación BBVA (1999): "Renta Nacional de España y su distribución provincial. Serie homogénea. Años 1955 a 1993 y avances 1994 a 1997". Pero el hecho de que el comportamiento de la serie de salarios relativos así construida fuera muy diferente antes y después de 1985 nos hizo desconfiar de esta aproximación y preferimos no utilizarla. En el caso de Portugal, con los datos existentes no puede calcularse la remuneración de los asalariados con anterioridad a 1995.

(16) Estos tests pueden solicitarse a la autora si se desea. Únicamente en el caso de Austria los tests indican por unanimidad que puede rechazarse la raíz unitaria en los precios relativos cuando se considera constante y tendencia en el proceso generador de los datos.

Cuadro 1: TESTS DE RAÍCES UNITARIAS DE LOS SALARIOS RELATIVOS

	ADF			PP			Ng-Perron			MP_T
	[1]	[2]	[3]	[1]	[2]	[3]	MZ_α	MZ_τ	MSB	
Alemania	-3,48 (3)	-0,23 (0)	1,72(4)	-2,09 (3)	-0,26 (3)	3,51 (3)	-2,07(2)	-0,74(2)	0,36(2)	9,47(2)
Austria	-4,25**(4)	-2,99**(0)	0,88 (0)	-3,07 (2)	-3,07**(2)	0,96 (2)	-808,26*** (3)	-20,10*** (3)	0,02*** (3)	0,11*** (3)
Bélgica	-1,91(0)	-2,76 (0)	-2,68*** (0)	-1,91 (3)	-2,77 (3)	-2,53** (3)	-6,48(0)	-1,79(0)	0,39(0)	9,77(0)
Finlandia	-2,54(0)	-0,42(0)	0,05(0)	-2,57 (3)	-0,70 (3)	-0,21 (3)	-0,50(0)	-0,34(0)	0,28(0)	14,05(0)
Francia	-1,94(3)	-1,90(3)	-0,42 (0)	-1,69 (3)	-1,89 (3)	-0,45 (3)	-3,30(0)	-1,15(0)	0,67(0)	25,55(0)
Holanda	-2,22(1)	-0,98(1)	-0,68(1)	-2,07 (3)	-0,74 (3)	-0,46 (3)	-2,20 (1)	-0,87(1)	0,35(0)	24,99(0)
Italia	-3,91**(3)	-0,32(3)	-0,31(3)	-2,67 (3)	0,16 (3)	0,32 (3)	-3,64 (0)	-1,30(0)	0,39(1)	9,79(1)
							-16,08*** (3)	-2,82*** (3)	0,17** (3)	1,55*** (3)
							-33,96*** (3)	-4,08*** (3)	0,12*** (3)	2,90*** (3)
							-1,65(1)	-0,80(1)	0,48(1)	12,94(1)
							-9,94*** (1)	-2,16*** (1)	0,22*** (1)	9,44*** (1)
							-5,10(3)	-1,39(3)	0,27* (3)	5,26(3)
							-19,29** (3)	-3,08** (3)	0,16** (3)	4,83** (3)

Nota: *** indica que la hipótesis nula es rechazada al 1%, ** al 5% y * al 10%. Los valores críticos de los tests ADF y PP se han obtenido de MacKinnon (1991) y los del test Ng-Perron de Ng y Perron (2001). En [1] se considera constante y tendencia en el proceso generador de los datos, en [2] constante y en [3] ni constante ni tendencia. En la primera fila del test Ng-Perron se considera constante en los datos y en la segunda constante y tendencia. El número de retardos elegido (entre paréntesis) para los tests ADF y Ng-Perron es el que minimiza el criterio de información de Akaike y para el PP el que se corresponde con el procedimiento de Newey y West (1987).

Fuente: Elaboración propia.

dencias lineales en los datos (lo que conduce a que $E[\Delta Y_t] \neq 0$) contrastar el rango de cointegración comenzando con una especificación que incluya una tendencia restringida al vector de cointegración induce “similaridad” en el procedimiento de contrastación, es decir, que los valores críticos del test de la traza no dependen de los valores de los parámetros. Después, puede contrastarse si esa tendencia es o no significativa y, en éste último caso, estimar el modelo utilizando como especificación una constante no restringida. En cambio, si $E[\Delta Y_t] = 0$ (no hay tendencia en los datos), de acuerdo con este argumento de “similaridad” el contraste del rango de cointegración debiera hacerse considerando una constante restringida al vector de cointegración [véase Hendry y Juselius (2001)].

La observación de las series y la información proporcionada en el cuadro A1 del anexo 2 indican que $E[\Delta w_{rel}]$ está muy próxima a cero en todos los países excepto en Alemania y quizás en Bélgica, por lo que hay poca evidencia de que las series de salarios relativos presenten una tendencia determinística; en el caso de los precios y las productividades relativas la evidencia es algo mayor. En consecuencia, hemos estimado la ecuación de precios relativos considerando constante restringida al vector de cointegración, lo que implica asumir que no existe una tendencia determinística en las series¹⁷. En aquellas estimaciones en las que claramente no se verificaba la hipótesis de normalidad de los residuos, hemos intervenido el modelo incluyendo una variable ficticia en aquellos momentos del tiempo en los que el valor de la variable en primeras diferencias fuese superior a tres veces la desviación típica de la serie (véase el anexo 1). Procediendo de este modo, puede comprobarse en el cuadro A1 (donde se muestran los tests de especificación multivariantes de los VAR no restringidos) que se rechaza la existencia de problemas de normalidad en los residuos, así como de autocorrelación en los mismos¹⁸.

La información utilizada para determinar el rango de cointegración de la relación [6] se ofrece en el cuadro A2. Puesto que el periodo muestral no es demasiado extenso (treinta años en la mayor parte de los países considerados), hemos optado por emplear información adicional al test de la traza¹⁹. Así, en dicho cuadro se muestran también las raíces de la matriz de acompañamiento y los estadísticos t-Student de los coeficientes de ajuste (además se han tenido en cuenta los gráficos recursivos del test de la traza y los gráficos de las relaciones de cointegración). El número de retardos utilizado en los VAR es aquel que minimiza los criterios de información de Akaike y de Schwarz.

Basándonos en estas consideraciones, la elección más adecuada es $r = 1$ en todos los países analizados²⁰ excepto en Bélgica y Francia, donde parece más

(17) En España y Portugal, puesto que no ha sido posible disponer de datos de salarios sectoriales, el análisis de cointegración se limita a la relación entre precios y productividades relativos.

(18) Se ha comprobado además que las series no presentaban un exceso de asimetría.

(19) Johansen (2002) ha propuesto el uso de la llamada corrección de Bartlett para las distribuciones del test de la traza cuando se utilizan muestras pequeñas. Sin embargo, como señalan Hendry y Juselius (2001) si bien este procedimiento sirve para corregir el tamaño del test, su capacidad para rechazar una hipótesis nula falsa puede ser muy reducida, por lo que es aconsejable utilizar información complementaria al test de la traza para establecer el rango de cointegración.

(20) Incluso en Portugal ya que, si bien el test de la traza permite rechazar la existencia de cointegración, los precios relativos reaccionan de forma significativa a las desviaciones de la relación de

oportuno elegir $r = 2$ (ya que en este caso los módulos de las mayores raíces no aumentan considerablemente, y los estadísticos t de los coeficientes de ajuste indican que optar por $r = 1$ supondría ignorar información significativa en el segundo vector que afecta a los precios y a las productividades).

En el cuadro A3 se recogen los tests de exclusión y de estacionariedad de las variables²¹. Como análisis de la sensibilidad de los mismos al rango de cointegración se ofrecen para $r = 1$ y $r = 2$. Estos tests indican que en buena parte de los países considerados la constante no es significativamente distinta de cero, al igual que ocurre con los salarios relativos. Además, en Francia y Bélgica (en los que hemos considerado $r = 2$) no puede descartarse que una de las relaciones de largo plazo provenga de que los salarios relativos sean estacionarios. Estos resultados están en línea con la información proporcionada por los tests de raíces unitarias ofrecidos en el apartado anterior pues en Bélgica, donde la constante no resulta significativa en el vector de cointegración, tanto el test ADF como el PP indicaban que podía rechazarse la raíz unitaria de los salarios relativos. Y en el caso de Francia, los tests de Ng-Perron permitían descartar la raíz unitaria cuando se consideraba constante en el proceso generador de los datos. Por otro lado, puede observarse que en el caso español la relación estimada no está bien definida, puesto que no puede descartarse que la productividad no forme parte de la relación de largo plazo y que, en consecuencia, los precios relativos sean estacionarios; sin embargo, hemos contrastado la exclusión conjunta de la constante y la productividad, y hemos obtenido que la probabilidad de aceptar esta hipótesis es 0,10. En el caso de Italia, no puede rechazarse que los precios no formen parte de la relación de largo plazo ni tampoco los salarios, aunque obtuvimos que la exclusión conjunta de dichas variables podía ser rechazada claramente.

En el cuadro 2 se ofrecen las relaciones de largo plazo estimadas, tras imponer las restricciones sobre los parámetros que se derivan del contraste de las hipótesis de exclusión y de estacionariedad. Los coeficientes están normalizados para que el correspondiente a los precios relativos sea 1. En todos los países, las productividades presentan el signo positivo esperado, mientras que sólo en Italia los salarios relativos forman parte de la relación de cointegración. En dicho cuadro se muestran también los tests de exogeneidad débil de los que puede extraerse que, salvo en Portugal, y en menor medida en Alemania, los precios relativos reaccionan ante las desviaciones de la relación de largo plazo²².

La dinámica del ajuste se ofrece en el cuadro A4 del anexo 2. Lógicamente, en los países en los que no se ha incluido ninguna *dummy* en el análisis y el nú-

largo plazo, como indica el estadístico t del coeficiente de ajuste. Por otra parte, aunque en Austria el test de la traza apunta a la existencia de más de una relación de largo plazo, con $r=2$ el módulo de la mayor raíz está muy próximo a 1.

(21) Estos tests se distribuyen como una χ^2 cuyos grados de libertad dependen del número de restricciones impuestas sobre los parámetros, así como del rango de cointegración. Si los tests de exclusión no permiten rechazar que la constante forme parte de la relación de largo plazo, los tests de estacionariedad ofrecidos en dicho cuadro se han realizado considerando la constante distinta de cero.

(22) En Portugal el precio relativo no resulta débilmente exógeno si no se excluye la constante del vector de cointegración. Puede observarse, además, que en Alemania el coeficiente de ajuste del precio relativo es positivo y, por tanto, contrario al esperado en el mecanismo de corrección del error.

Cuadro 2: RELACIONES DE LARGO PLAZO ESTIMADAS $y' = [p_{rel,t}, me_{rel,t}, w_{rel}]$ Y TESTS DE EXOGENEIDAD DÉBIL

	Coeficiente β estimados			Coeficientes de ajuste α			Tests de exogeneidad débil			
	me_{rel}	w_{rel}	ds	constante	p_{rel}	me_{rel}	w_{rel}	p_{rel}	me_{rel}	w_{rel}
Alemania	0,85	0	-	0	0,11 (2,29)	0,19 (2,87)	0,18 (6,68)	8,16 [0,04]	7,89 [0,05]	23,03 [0,00]
Austria	0,65	0	-	0	-0,23 (-1,47)	0,46 (2,73)	-0,14 (-1,03)	22,32 [0,00]	31,49 [0,00]	8,70 [0,12]
Bélgica	0,71	0	-	0,08	-0,28 (-1,82)	0,56 (3,29)	0,20 (1,29)	22,43 [0,00]	18,17 [0,00]	10,63 [0,04]
España	0,76	-	0,18	-0,03	-0,25 (-8,05)	-0,16 (-4,96)	-	28,74 [0,00]	15,69 [0,00]	-
Finlandia	0,72	0	-	-0,05	-0,46 (-2,58)	0,57 (3,23)	0,45 (3,21)	6,90 [0,03]	8,57 [0,01]	9,94 [0,01]
Francia	0,95	0	-0,05	0,04	-0,36 (-3,04)	0,33 (2,80)	0,03 (0,32)	11,84 [0,01]	13,98 [0,00]	4,63 [0,20]
Holanda	0,65	0	-	0,06	-0,26 (-6,31)	-0,16 (-1,79)	-0,03 (-0,93)	14,61 [0,00]	3,12 [0,21]	0,95 [0,62]
Italia	1,86	-2,55	-	0,59	-0,18 (-6,18)	-0,19 (-3,94)	-0,07 (-2,75)	13,19 [0,00]	7,30 [0,01]	4,76 [0,03]
Portugal	0,19	-	-	0	-0,11 (-1,27)	0,19 (1,97)	-	3,67 [0,16]	5,25 [0,07]	-

Nota: entre paréntesis se muestran los estadísticos *t-Student* y entre corchetes la probabilidad de los tests. En Francia la variable ficticia de tipo "salto" que se incluye en el vector de cointegración es ds97, y en España ds87.

Fuente: Elaboración propia.

mero de retardos utilizado ha sido 1, la dinámica no ofrece ninguna información adicional a la proporcionada en el cuadro 2.

Para analizar si los resultados son sensibles a la especificación elegida de los términos determinísticos, replicamos el análisis considerando la posibilidad de que los datos presentasen tendencia. De acuerdo con el argumento de similaridad, determinamos el rango de cointegración asumiendo una tendencia restringida al vector de cointegración. Puesto que en ningún país dicha tendencia resultó significativa (a excepción de Finlandia) estimamos el modelo, manteniendo el rango de cointegración obtenido, considerando tendencia no restringida. Los resultados que obtuvimos fueron bastante similares en cuanto a que: (i) en Francia, Bélgica y también Austria, con dos relaciones de cointegración no podía rechazarse que los salarios relativos fuesen estacionarios, y (ii) los coeficientes de las productividades eran muy parecidos. La principal diferencia radicaba en que, con esta otra especificación, los salarios relativos eran significativos en un número algo mayor de países, y la relación de largo plazo en España estaba perfectamente definida²³, al igual que en Italia.

En resumen, de los resultados obtenidos se extrae un fuerte respaldo a la existencia de una relación positiva de largo plazo entre los precios y las productividades relativos. En cambio, en ese horizonte temporal, el papel desempeñado por los salarios relativos es prácticamente nulo²⁴.

3.3. La verificación de la PPA en el sector comerciable

El modelo BS asume que se verifica la PPA en su versión estricta en el sector comerciable, lo que es equivalente a considerar que el tipo de cambio real en dicho sector se comporta como estacionario. En el cuadro 3 se ofrecen los tests ADF, PP y Ng-Perron. De acuerdo con ellos, España es el único país en el que los tres tests apuntan a la posibilidad de rechazar la raíz unitaria en la variable q_{Ct} .

Puesto que hemos obtenido que, en general, el tipo de cambio real del sector comerciable no se ha comportado como estacionario en el periodo objeto de estudio, podría formar parte de la relación de largo plazo de los tipos de cambio reales. Distintos factores pueden explicar que la PPA no se verifique en el sector expuesto al comercio internacional. Así, dentro de la literatura existen, por un lado, 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), lo que en presencia de precios rígidos conduce a desviaciones de la PPA. Esta rigidez de precios puede explicarse, entre otras cosas, por estrategias de *pricing to market* o por la existencia de “costes de menú”. 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 exterior²⁵ y las perturbaciones en los

(23) Téngase en cuenta que en el caso español no se incluyen los salarios en el análisis por falta de datos, y que $E[\Delta p_{rel}]$ y $E[\Delta me_{rel}]$ son relativamente elevados, por lo que esta segunda especificación que considera que los datos presentan una tendencia que se cancela en el vector de cointegración podría ser adecuada.

(24) Por lo que respecta al corto plazo, autores como Strauss (1997) encuentran que esta variable es un importante factor determinante tanto de los precios relativos como de los tipos de cambio reales.

(25) De acuerdo con el enfoque de equilibrio de la Balanza de Pagos, una posición financiera deudora (acreedora) frente al exterior debería traducirse en el largo plazo en un superávit (déficit) de

Cuadro 3: TESTS DE RAÍCES UNITARIAS DE LOS TIPOS DE CAMBIO REALES EN EL SECTOR COMERCIALE

	ADF			PP			Ng-Perron			MSB	MP _T
	[1]	[2]	[3]	[1]	[2]	[3]	MZ _α	MZ _τ			
Austria	-3,16(3)	-2,13 (1)	-0,86(0)	-2,38 (2)	-1,79 (2)	-0,92 (2)	-15,41*** (1)	-2,51** (1)	0,16*** (1)	2,52** (1)	
Bélgica	-2,78(4)	3,71*** (4)	0,99(2)	-1,17 (3)	-1,44 (3)	0,63 (3)	-259,22*** (3)	-11,36*** (3)	0,04*** (3)	0,40*** (3)	
España	-3,85** (1)	3,80*** (1)	-0,39(2)	-2,76 (3)	-2,81* (3)	-0,67 (3)	-3,55(1)	-5,88*** (4)	0,08*** (4)	1,37*** (4)	
Finlandia	-2,56(2)	-1,29(2)	0,24(2)	-3,05 (3)	-1,88 (3)	-0,15 (3)	-19,83*** (1)	-3,08*** (1)	0,15*** (1)	1,46*** (1)	
Francia	-1,62(2)	-1,03(2)	2,10(2)	-3,10 (3)	-1,02 (3)	1,43 (3)	-25,29*** (1)	-3,55*** (1)	0,14*** (1)	3,62*** (1)	
Holanda	0,18(1)	-1,16(0)	-0,59(4)	-0,57 (3)	-1,23 (3)	-0,40 (3)	-4,16(2)	-1,40(2)	0,33(2)	5,92(3)	
Italia	-2,21(1)	-2,35(1)	-0,62(1)	-1,92 (3)	-1,97 (3)	-0,52 (3)	-7,87(2)	-1,97(2)	0,25(2)	11,59(2)	
Portugal	-3,62* (4)	-1,39(2)	-2,44** (2)	-3,30* (2)	-0,94 (2)	-1,35 (2)	0,02(2)	0,02(2)	0,73(2)	33,18(2)	
							-4,03(2)	-1,39(2)	0,34(2)	22,27(2)	
							-6,72* (3)	-1,82* (3)	0,27* (3)	3,67* (3)	
							-60,91*** (3)	-5,43*** (3)	0,09*** (3)	1,89*** (3)	
							-6,45* (1)	-1,75* (1)	0,27* (1)	3,93* (1)	
							-7,70(1)	-1,96(1)	0,25(1)	11,83(1)	
							0,07(2)	0,04(2)	0,62(2)	26,35(2)	
							-7,38(4)	-1,92(4)	0,26(4)	12,34(4)	

Nota: *** indica que la hipótesis nula es rechazada al 1%, ** al 5% y * al 10%. Los valores críticos de los tests ADF y PP se han obtenido de MacKinnon (1991) y los del test Ng-Perron de Ng y Perron (2001). En [1] se considera constante y tendencia en el proceso generador de los datos, en [2] constante y en [3] ni constante ni tendencia. En la primera fila del test Ng-Perron se considera constante en los datos y en la segunda constante y tendencia. El número de retardos elegido (entre paréntesis) para los tests ADF y Ng-Perron es el que minimiza el criterio de información de Akaike y para el PP el que se corresponde con el procedimiento de Newey y West (1987).

Fuente: Elaboración propia.

términos de comercio derivadas, por ejemplo, de las fluctuaciones en el precio del petróleo [véase MacDonald (1998) para una síntesis de estos factores]. En este trabajo recogemos estos elementos en la variable q_{Cr} .

4. EL MODELO BS “AMPLIADO” DE TIPOS DE CAMBIO REALES

De la contrastación de las hipótesis en las que se fundamenta el modelo BS hemos obtenido que, en términos generales, no se ha verificado la PPA en el sector expuesto al comercio internacional en el periodo objeto de estudio. Tampoco puede aceptarse que los salarios se equiparen plenamente en ambos sectores, aunque no parecen hacer desempeñado un papel relevante en la evolución a largo plazo de los precios relativos, a diferencia de lo que sucede con las productividades.

A partir de esta información, hemos estimado la ecuación de tipos de cambio reales [8], es decir $q_t = \gamma + q_{ct} + (1 - \phi) m\tilde{e}_{rel_t} - (1 - \phi) \tilde{w}_{rel_t}$, considerando constante restringida al vector de cointegración. La observación gráfica de las series y la información proporcionada en el cuadro A5 permiten rechazar la existencia de tendencia determinística en los datos (obsérvese que la media de las variables en primeras diferencias no es, en general, significativamente distinta de cero, excepto quizás el tipo de cambio real en España)²⁶.

Los tests de raíces unitarias que hemos realizado sobre los tipos de cambio reales, así como sobre la diferencia de productividades y de salarios con respecto a Alemania (los cuales no se ofrecen en este trabajo) indican que, por lo que respecta a los tipos de cambio reales, no se puede concluir de forma unánime que sean $I(0)$ en ninguno de los países considerados. Sin embargo, de acuerdo con los tests ADF y PP, podría rechazarse la raíz unitaria en Austria, si no se considera ni constante ni tendencia en el proceso generador de los datos. Asimismo, mientras que los tests Ng-Perron rechazan claramente la raíz unitaria en Bélgica y Holanda considerando constante y constante y tendencia (en este último caso también en España), no sucede lo mismo con los tests ADF y PP²⁷. En cuanto a la diferencia de productividades y de salarios con respecto a Alemania, al 5% de significación sólo en Portugal podría haber cierta evidencia de que la primera de estas variables sea estacionaria.

la balanza comercial, lo que precisaría de una depreciación (apreciación) del tipo de cambio real. En esta línea, Lane y Milesi-Ferreti (2002) obtienen que los tipos de cambio reales dependen del saldo de la balanza comercial, que a su vez depende de la posición financiera neta. También Faruquee (1995) incluye esta variable a la hora de explicar los tipos de cambio reales. Debe tenerse en cuenta, no obstante, que la posición financiera también podría afectar al precio relativo de los no comerciables, pues una mejora de la misma aumenta la riqueza de los consumidores nacionales y puede estimular la demanda relativa de dichos no comerciables.

(26) En aquellos países en los que existían problemas de normalidad en los residuos hemos introducido variables ficticias en el modelo, utilizando el criterio señalado previamente. La mayoría de estas variables se corresponden con momentos del tiempo en los que se han producido fluctuaciones importantes en el tipo de cambio nominal, que se han reflejado en el tipo de cambio real y en el tipo de cambio real del sector comerciable, por lo que no resultaban significativas en el vector de cointegración (es decir, se cancelaban en el mismo). En cambio, introducidas en la dinámica sí son significativas. Véase el anexo 1 para una descripción de las mismas.

(27) Téngase en cuenta que el debate sobre el orden de integración de esta variable constituye el núcleo de estudio de la PPA, y los trabajos realizados al respecto no concluyen unánimemente si se verifica o no.

Como señalamos en el apartado previo, los tests realizados sobre el tipo de cambio real en el sector comerciable en España indican con bastante rotundidad que esta variable es $I(0)$. Por este motivo la excluimos del análisis. En el resto de países, todas las variables implicadas en el modelo se han incluido en la contrastación y, a posteriori, hemos analizado la posible estacionariedad de las mismas como una hipótesis más sobre las relaciones de largo plazo obtenidas.

En el cuadro A6 se muestra la información utilizada para determinar el rango de cointegración. Puede observarse que, de acuerdo con el test de la traza, no existe ninguna relación de cointegración ni en Austria ni en Holanda. Además, si en Holanda considerásemos que existe una relación de cointegración, el módulo de la mayor raíz estaría muy próximo a la unidad, lo que aconseja rechazar la existencia de dicha relación. En cambio, en el caso de Austria quizás podríamos optar por $r = 1$, ya que el tipo de cambio real y la diferencia de productividad con respecto a Alemania reaccionan significativamente ante las desviaciones de la relación de largo plazo. Por otra parte, en el resto de países analizados el rango de cointegración es 1, excepto en Bélgica y Finlandia, donde puede considerarse que $r = 2$ es la elección más adecuada²⁸.

La observación de los tests de exclusión y de estacionariedad de las variables que se muestran en el cuadro A7 (se ofrecen para $r = 1$ y $r = 2$, como análisis de la sensibilidad de los mismos al rango de cointegración) pone de manifiesto la existencia de ciertos problemas en estas relaciones. Así, no puede rechazarse que la relación de largo plazo obtenida en el caso francés provenga de que el tipo de cambio real sea estacionario. Además, si asumimos que en Austria existe una relación de cointegración, de acuerdo con los tests de exclusión individuales no se puede rechazar que ni el tipo de cambio real, ni los salarios, ni la constante formen parte de la misma (en cambio, la exclusión conjunta de las tres variables sí puede rechazarse al 5%, aunque no la exclusión conjunta de la constante y los salarios). Dichos tests tampoco permiten rechazar que en Portugal el tipo de cambio real, el tipo de cambio real del sector comerciable y la constante no formen parte del vector de cointegración (aunque la hipótesis de exclusión conjunta de cada una de estas variables con la constante sí puede ser rechazada). Finalmente, no puede descartarse que en Italia la diferencia de productividad relativa con respecto a Alemania no forme parte de la relación de largo plazo²⁹.

En el cuadro 4 se muestran las relaciones de largo plazo estimadas tras imponer las restricciones sobre los parámetros derivadas de los tests de exclusión, así como los coeficientes de ajuste y los tests de exogeneidad, de los que se extrae que tanto en Italia como en Portugal no se puede rechazar que los tipos de cambio reales sean débilmente exógenos.

(28) En Italia, si bien el test de la traza indica que no puede rechazarse la existencia de una relación de cointegración al 10% de significación, ninguna variable reacciona ante las desviaciones de la relación de largo plazo, lo que podría indicar que tal relación realmente no existe.

(29) Con $r = 1$ en Italia los tests de exclusión individuales ofrecidos en el cuadro A6 indican que puede aceptarse con una probabilidad ligeramente superior a 0,10 que el tipo de cambio real no forme parte de la relación de cointegración. Sin embargo, la exclusión conjunta de dicha variable y la constante es claramente rechazada, a diferencia de lo que sucede con la productividad relativa con respecto a Alemania.

Cuadro 4: RELACIONES DE LARGO PLAZO ESTIMADAS $\hat{y} = [q_t, q_{c_t}, m\tilde{e}_{rel_t}, \tilde{w}_{rel_t}]$ Y TESTS DE EXOGENEIDAD DÉBIL

	Coeficiente β estimados					Coeficientes de ajuste α					Tets de exogeneidad débil					
	q_c	$m\tilde{e}_{rel}$	\tilde{w}_{rel}	constante	q	q_c	$m\tilde{e}_{rel}$	\tilde{w}_{rel}	q	q_c	$m\tilde{e}_{rel}$	\tilde{w}_{rel}	q	q_c	$m\tilde{e}_{rel}$	\tilde{w}_{rel}
Austria	1,01	0,72	0	0	0,26 (3,55)	0,06 (0,54)	0,53 (3,48)	-0,01 (-0,11)	9,77 [0,02]	1,20 [0,75]	10,46 [0,02]	0,94 [0,82]				
Bélgica	1,28	0,40	0	0,90	-0,12 (-2,37)	-0,04 (-0,51)	0,07 (1,03)	-0,35 (-7,71)	9,35 [0,05]	1,49 [0,83]	7,09 [0,13]	33,14 [0,00]				
España	-	1,35	-	-4,40	-0,38 (-3,90)	-	0,12 (1,90)	-	5,44 [0,02]	-	1,65 [0,20]	-				
Finlandia	1,17	3,08	-5,73	0,83	-0,17 (-2,17)	-0,18 (-2,17)	0,15 (4,98)	-0,06 (-2,94)	9,94 [0,01]	8,47 [0,01]	14,57 [0,00]	6,59 [0,05]				
Italia	1,04	0	1,29	0	0,05 (0,35)	0,19 (1,22)	0,07 (0,87)	0,03 (0,49)	1,27 [0,74]	2,32 [0,51]	1,92 [0,59]	1,31 [0,73]				
Portugal	0,99	1,35	-	0	0,19 (1,42)	0,28 (1,78)	0,24 (3,48)	-	3,53 [0,17]	4,43 [0,11]	9,96 [0,01]	-				

Nota: entre paréntesis se ofrecen los estadísticos *t-Student* y entre corchetes los *p-valores*.

Fuente: Elaboración propia.

De estos resultados se deriva que en todos los países considerados para los que se ha obtenido relación de cointegración –dejando al margen a Francia, donde ésta parece provenir de que los tipos de cambio reales se han comportado como estacionarios–, la diferencia de productividad relativa con respecto a Alemania es significativa, excepto en Italia. En cambio, la diferencia de salarios relativos resulta significativa en un número más reducido de países. Por lo que respecta a los tipos de cambio reales en el sector comerciable, los resultados respaldan ampliamente el papel desempeñado por dicha variable para explicar los tipos de cambio reales, en contra de lo que indica el modelo BS.

De este modo, el trabajo empírico realizado parece avalar el modelo desarrollado por Bergin (2003), el cual resalta la función que ejercen las diferencias internacionales de precios de los bienes comerciables a la hora de determinar la evolución de los tipos de cambio reales. Este autor atribuye dichas diferencias de precios a la existencia de mercados segmentados y a las prácticas de *pricing to market*, básicamente.

En el cuadro A8 se ofrece la estructura completa de la dinámica de ajuste³⁰, donde puede observarse el relevante papel desempeñado por las variables ficticias –las cuales se corresponden, en general, con momentos de depreciación del tipo de cambio nominal– en la evolución de corto plazo de los tipos de cambio reales.

Puede apreciarse también que en los países en los que hemos considerado $r = 2$ (Bélgica y Finlandia) la segunda de las relaciones de cointegración obtenida vincula el tipo de cambio real en el sector expuesto con la diferencia de productividades relativas con respecto a Alemania, con signo negativo³¹. Esta relación encuentra respaldo teórico en la argumentación de Benigno y Thoenissen (2003), quienes señalan que el efecto neto sobre el tipo de cambio real derivado de una mejora de la productividad relativa en el sector comerciable dependerá de cuál de los siguientes efectos sea de mayor magnitud: (i) la apreciación del tipo de cambio real que se deriva del encarecimiento del precio relativo de los no comerciables (hipótesis BS), o (ii) la depreciación del tipo de cambio real como consecuencia del abaratamiento del precio de los bienes comerciables nacionales frente a los bienes comerciables producidos en el exterior. Puesto que tanto en Bélgica como en Finlandia hemos obtenido una relación positiva entre el tipo de cambio real y la productividad relativa, podemos decir que si bien ambos efectos han tenido lugar, el correspondiente a la hipótesis BS ha preponderado sobre el otro³².

(30) Como hemos señalado, ésta incorpora información adicional a las relaciones de largo plazo sólo si en la especificación del modelo se ha incluido alguna *dummy* y/o el número de retardos es mayor que 1.

(31) También se observa que el tipo de cambio real afecta con signo positivo al tipo de cambio real en el sector expuesto, es decir, se observa que los precios de los bienes comerciables están influidos por los precios agregados, lo que puede explicarse si en la producción de aquéllos se utilizan *inputs* no comerciables.

(32) Estos autores obtienen que un *shock* permanente de productividad en el sector comerciable en el Reino Unido provoca una depreciación (de tamaño muy reducido) del tipo de cambio real de la libra con respecto a la zona del euro. En su trabajo señalan que este resultado está condicionado por las calibraciones que utilizan en su modelo y, además, que el resultado neto de los dos efectos

Con vistas a analizar si en los países en los que no se ha obtenido una relación de cointegración (Holanda y Austria, éste último con las reservas a las que nos hemos referido previamente) este hecho puede deberse a la presencia de un cambio estructural, hemos utilizado los tests ADF^* , Z_α^* y Z_t^* propuestos por Gregory y Hansen (1996a, 1996b) para contrastar si, permitiendo un cambio estructural en las relaciones de largo plazo, ha existido cointegración en dichos países. Estos autores plantean cuatro modelos para implementar dichos tests: (i) el modelo C que permite un cambio de nivel en la relación de cointegración, (ii) el modelo C/T con una tendencia lineal que incluye un cambio de nivel, (iii) el modelo C/S que permite un cambio tanto en el nivel como en la pendiente de la relación de largo plazo, y (iv) el modelo $C/S/T$ que añade al modelo C/S un cambio en la tendencia lineal. Estos tests indican, además, la fecha del punto de ruptura, la cual queda determinada endógenamente por los datos. Como puede comprobarse en el cuadro A9, con ninguno de los cuatro modelos puede rechazarse la hipótesis nula de ausencia de cointegración, en línea con los resultados obtenidos con la metodología de Johansen³³.

Finalmente, para contrastar la estabilidad de las relaciones de cointegración de los tipos de cambio reales hemos utilizado el test propuesto por Hansen y Johansen (1993). Analizar esta estabilidad es especialmente necesario en nuestro caso, ya que el periodo muestral incluye un importante cambio de régimen cambiario como es la unificación monetaria (además, por supuesto, del establecimiento del Sistema Monetario Europeo). En el gráfico 1 se ofrece la representación de dicho test a partir de una secuencia de estadísticos LR obtenidos recursivamente. No se han realizado para Holanda pues, como hemos señalado, puede rechazarse claramente que exista una relación de largo plazo entre las variables consideradas. En la “representación Z ” se permite que todos los parámetros varíen en el tiempo (es decir, en cada iteración se reestiman todos los parámetros del modelo), mientras que con la “representación R ” se asume que la dinámica de corto plazo es constante y, por tanto, sólo se reestiman cada vez los parámetros de largo plazo. Con cualquiera de las dos representaciones los valores del test superiores a la unidad indican que se rechaza la constancia de los parámetros estimados al 5% de significación.

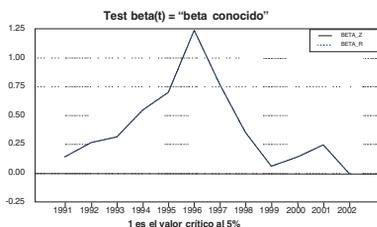
Puede observarse que, en general, no se puede rechazar la estabilidad de los parámetros atendiendo a la “representación R ”, la cual, según los autores del test, es la más apropiada para analizar la estabilidad en el largo plazo puesto que mantiene fijos los parámetros de corto plazo. Algunas excepciones las constituyen Aus-

a los que nos hemos referido, y que operarían en sentido contrario sobre los tipos de cambio reales, depende, entre otros factores, del porcentaje que el consumo de no comerciables suponga sobre el consumo total de la economía, y del porcentaje que el consumo de bienes comerciables nacionales represente sobre el consumo total de bienes comerciables. Este último porcentaje es un 0,51 en el Reino Unido y tan sólo un 0,09 en la zona del euro.

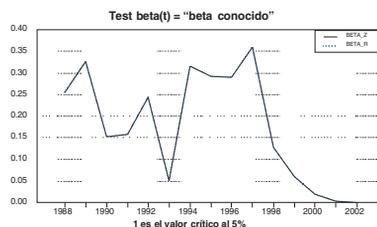
(33) Los modelos C/S y $C/S/T$ requieren para su estimación no contar con las primeras y últimas observaciones de la muestra, por lo que en estos países no puede contrastarse si, de acuerdo con estos modelos, el punto de ruptura se corresponde con 1999, año del comienzo de la unificación monetaria. En cualquier caso, no parece que dicha unificación haya provocado un cambio estructural en la relación de largo plazo de los tipos de cambio reales en estas economías caracterizadas por una casi completa estabilidad cambiaria frente al marco alemán desde mucho antes de esa fecha. Además, los tests aplicados sobre los modelos C y C/T lo descartan.

Gráfico 1: TESTS DE HANSEN Y JOHANSEN (1993)
DE ESTABILIDAD DE LOS PARÁMETROS

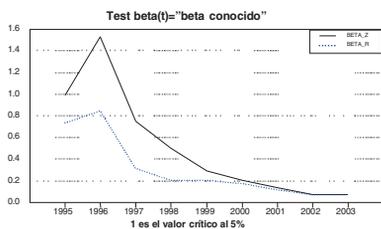
AUSTRIA



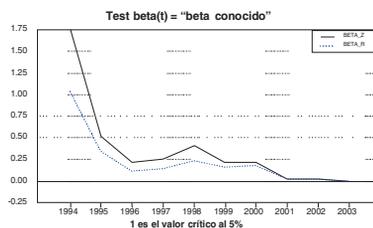
FRANCIA



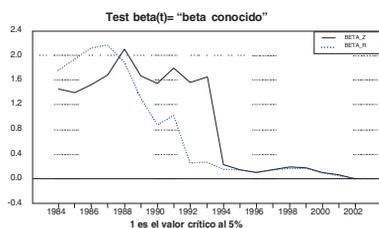
BÉLGICA



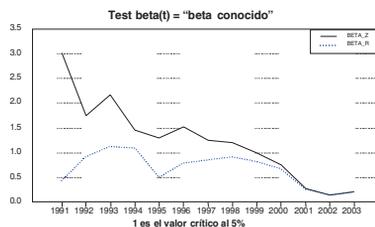
ITALIA



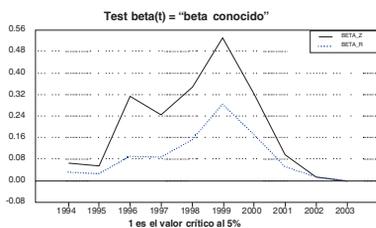
ESPAÑA



PORTUGAL



FINLANDIA



Nota: el término “beta conocido” se refiere a la matriz de parámetros de la relación de cointegración obtenida en el periodo de referencia elegido (en nuestro caso, el total de la muestra). La “representación R” y la “representación Z” coinciden en los países en los que el VAR se ha especificado con un retardo.

Fuente: Elaboración propia.

tría –en torno a 1996, aunque ya hemos señalado que en este país el test de la traza permite rechazar la existencia de una relación de cointegración– y España³⁴. En el caso español, el cambio en los parámetros se produce en torno a 1991 de acuerdo con la “representación R”, y alrededor de 1993 según la “representación Z”. Una posible explicación a este hecho se encuentra, además de en las fluctuaciones cambiarias que experimentó la peseta y que afectaron al tipo de cambio real en la primera mitad de los años noventa, en el cambio mostrado por la evolución de la productividad relativa frente a Alemania, pues, a partir de ese momento, nuestra productividad no ha crecido a mayor ritmo que la alemana y sin embargo el tipo de cambio real ha seguido apreciándose. De hecho, $E[\Delta m\tilde{e}_{rel,t}] = 0,006$ en el periodo 1973-2002, mientras que adopta el valor 0,014 en el periodo 1973-1992.

Por otra parte, de acuerdo con la “representación Z” en los países en los que se detecta inestabilidad de los parámetros ésta se sitúa, en la mayor parte de ellos, a mediados de los años noventa. Por lo que, exceptuando a Portugal, en ningún caso 1999 figura como un posible punto de ruptura, lo que parece indicar que la introducción de la moneda única no ha alterado las relaciones de largo plazo de los tipos de cambio reales. Posiblemente porque los países que se incorporaron a la UEM ya presentaban tipos de cambio nominales estables en los años previos a la unificación.

5. CONCLUSIONES

Dos de los supuestos en los que se basa el modelo Balassa-Samuelson (BS) son la equiparación de los salarios en el sector comerciable y no comerciable –como consecuencia de asumir un marco neoclásico con perfecta movilidad de trabajadores entre ambos sectores–, y el cumplimiento de la PPA en el sector expuesto al comercio internacional, debido al arbitraje. Como resultado de ambos supuestos, los precios relativos de los no comerciables se explicarían dentro de cada país únicamente por la evolución de las productividades relativas, y los tipos de cambio reales estarían determinados sólo por la diferente evolución entre países de los precios relativos de los no comerciables y, en consecuencia, por la diferente evolución de las productividades relativas.

En este trabajo hemos contrastado en un conjunto amplio de países que hoy forman parte de la zona del euro si estas dos hipótesis se han verificado en el periodo 1973-2003. Los resultados obtenidos indican que ninguna de ellas se ha cumplido en la mayor parte de los países de la muestra.

La existencia de rigideces en el mercado de trabajo y las distintas necesidades de cualificación en los dos sectores podrían explicar que la equiparación plena de salarios entre ambos sectores no haya tenido lugar. Pese a esto, el análisis de cointegración que hemos realizado indica que los salarios relativos no resultan significativos, en general, para explicar en el largo plazo los precios relativos de los no comerciables dentro de cada país. En cambio, las productividades relativas son claramente significativas y con signo positivo, tal como indica el modelo BS.

(34) También en Portugal podría rechazarse al 5% la estabilidad de los parámetros en 1993-1994, pero no al 10%.

En cuanto al cumplimiento de la PPA en el sector comerciable con respecto a Alemania (el país que hemos utilizado como referencia) los tests utilizados permiten rechazar esta hipótesis en todos los países considerados excepto en España. La justificación podría encontrarse, además de en la existencia de diferencias impositivas y de otros factores que obstaculizan el arbitraje, en las fluctuaciones de los tipos de cambio nominales experimentadas en el pasado por algunos países de la actual zona del euro en presencia de precios rígidos.

Puesto que, en general, estas dos premisas en las que se fundamenta el modelo BS no se han verificado en los países objeto de estudio, hemos contrastado si la evolución de los tipos de cambio reales ha venido determinada, además de por la diferencia de productividades relativas con respecto a Alemania, por la diferencia de salarios y por la desviación de la PPA en el sector expuesto al comercio internacional. De los resultados obtenidos se extrae que, dejando al margen a Holanda, Austria y Francia –pues en los dos primeros no puede aceptarse claramente que exista cointegración entre las variables consideradas y, en el caso francés, no se puede rechazar que la relación de largo plazo obtenida provenga de que el tipo de cambio real sea estacionario– en el resto de países los tipos de cambio reales en el sector comerciable presentan signo positivo y son significativos. Lo mismo sucede con la diferencia de productividad relativa con respecto a Alemania, salvo en el caso de Italia. En cambio, la diferencia de salarios relativos no es significativa en la mayoría de los países.

Por tanto, del trabajo empírico realizado se deriva que los tipos de cambio reales no pueden explicarse únicamente por el comportamiento de las productividades relativas, sino que es necesario considerar adicionalmente las desviaciones de la PPA en el sector expuesto, en contra de lo que señala el modelo BS.

Nuestros resultados parecen apoyar modelos como el de Bergin (2003), donde se enfatiza el papel desempeñado por las diferencias internacionales de precios de los bienes comerciables, además del desempeñado por las productividades. Por otro lado, es razonable pensar que a medida que las economías analizadas en este trabajo han presentado un nivel de productividad similar al que caracteriza a Alemania, sus tipos de cambio reales puedan haber estado en mayor grado afectados por los precios de los bienes que se comercian a nivel internacional. Las divergencias de precios en dichos bienes pueden seguir presentes dentro de la unión monetaria –contribuyendo de este modo a la existencia de diferenciales de inflación– pues, además de que persistan factores que dificulten el arbitraje, las empresas pueden continuar aplicando políticas de discriminación de precios o *pricing to market* en función del país al que destinen sus productos.

Finalmente, los tests realizados para analizar la estabilidad de los parámetros obtenidos en las relaciones de cointegración de los tipos de cambio reales indican que, en términos generales, dicha estabilidad puede aceptarse. De esto se deriva que la unificación monetaria no parece haber alterado las relaciones de largo plazo estimadas. La excepción más clara a este panorama general de estabilidad de los parámetros lo constituye el caso español, donde la inestabilidad se sitúa en torno al final del primer tercio o mediados de los años noventa. Al margen de las fluctuaciones cambiarias experimentadas por la peseta en aquel momento, el cambio en el comportamiento de la productividad también podría explicar ese posible cambio estructural. Así, desde esa fecha la productividad relativa española ha de-

jado de crecer a mayor ritmo que la alemana mientras que el tipo de cambio real ha continuado apreciándose; por lo tanto, si bien en un contexto de largo plazo la hipótesis de productividad en que se basa el modelo BS ha podido explicar la evolución del tipo de cambio real en nuestro país –dado que, además, España es la única economía de la muestra donde se ha cumplido la PPA en el sector comerciable– en los últimos años dicha relación no se está verificando.

ANEXO 1: DEFINICIÓN Y FUENTE DE LAS VARIABLES

Clasificación sectorial utilizada:

Sector comerciable: manufacturas; transporte, almacenamiento y comunicaciones.

Sector no comerciable: construcción; comercio al por mayor y al por menor; restaurantes y hoteles; intermediación financiera, actividades inmobiliarias, empresariales y de alquiler.

VARIABLES (en logaritmos):

- me_{rel} productividad del trabajo relativa (comerciables/no comerciables): valor añadido real/ocupados; en Holanda: valor añadido real/puestos de trabajo equivalentes a tiempo completo de ocupados.
- p_{rel} precio relativo (no comerciables/comerciables): valor añadido nominal/valor añadido real.
- w_{rel} salario relativo (comerciables/no comerciables): remuneración de los asalariados.
- e tipos de cambio nominales bilaterales (DM/moneda nacional), hasta 1999.
- q tipos de cambio reales bilaterales (DM/moneda nacional), construidos con los deflatores del total de la economía considerada. Desde 1999, precios relativos de Alemania con respecto a cada país de la muestra elaborados con dichos deflatores.
- q_c tipos de cambio reales bilaterales en el sector comerciable (DM/moneda nacional), construidos con los deflatores del sector comerciable. Desde 1999, precios relativos de Alemania con respecto a cada país de la muestra, elaborados con dichos deflatores.
- $m\tilde{e}_{rel}$ productividad del trabajo relativa (comerciables/no comerciables) de cada país con respecto a Alemania.
- \tilde{w}_{rel} salario relativo (comerciables/no comerciables) de cada país con respecto a Alemania.

Periodo muestral: Alemania 1973-2003, Austria 1976-2002, Bélgica 1973-2003, España 1973-2002, Finlandia 1973-2003, Francia 1973-2002, Holanda 1973-2003, Italia 1973-2003 y Portugal 1977-2003.

Fuente: los tipos de cambio nominales se han obtenido de Eurostat. El resto de series son de elaboración propia a partir de los datos que proporciona la base STAN (OCDE); desde 1980 hasta 1973 las series españolas se han prolongado hacia atrás con las tasas de crecimiento de los datos proporcionados por el INE.

Las variables ficticias incluidas en la relación de los precios relativos son: en Alemania d94, en España ds87, en Francia ds97, y en Finlandia d00. Por lo que respecta a la relación de los tipos de cambio reales: en Bélgica d82, d92; en España d83, d93; en Finlandia d93, y en Italia d93. Donde dsxx=1 desde 19xx en adelante y 0 en el resto (es una variable ficticia de tipo “salto”) y dxx=1 en 19xx (ó en 20xx) y 0 en el resto (es una variable ficticia de tipo “impulso”). Las variables ficticias de tipo “salto” están restringidas al vector de cointegración y las de tipo “impulso” están restringidas a la dinámica.

ANEXO 2

Cuadro A1: ANÁLISIS DESCRIPTIVO DE LAS SERIES Y CONTRASTES DE ESPECIFICACIÓN MULTIVARIANTES
DE LA RELACIÓN $y' = [p_{rel,p}, me_{rel,p}, w_{rel}]$

	Alemania	Austria	Bélgica	España	Finlandia	Francia	Holanda	Italia	Portugal
$E[\Delta p_{rel}]$	0,008	0,012	0,020	0,025	0,014	0,019	0,017	0,013	0,001
$E[\Delta me_{rel}]$	0,013	0,018	0,020	0,019	0,020	0,021	0,019	0,016	0,015
$E[\Delta w_{rel}]$	0,010	0,003	-0,008	-	0,002	0,000	0,003	0,004	-
LM(1)	16,17 [0,06]	8,32 [0,50]	10,20 [0,33]	0,07 [1,00]	12,66 [0,18]	11,57 [0,24]	10,53 [0,31]	10,26 [0,33]	5,18 [0,27]
LM(4)	4,12 [0,90]	8,61 [0,47]	8,97 [0,44]	5,87 [0,21]	13,15 [0,16]	6,63 [0,68]	15,82 [0,07]	11,12 [0,27]	4,05 [0,40]
Normalidad	13,37 [0,04]	5,04 [0,54]	10,84 [0,09]	8,76 [0,07]	5,80 [0,45]	11,68 [0,07]	6,37 [0,38]	7,27 [0,30]	5,40 [0,25]

Nota: los tests de autocorrelación LM (1) y LM (4) se distribuyen como una χ^2 (9) y los de normalidad como una χ^2 (6) en todos los países de la muestra excepto en España y Portugal, donde siguen una χ^2 (4). Los p-valores se ofrecen entre corchetes.

Fuente: Elaboración propia.

Cuadro A2: DETERMINACIÓN DEL RANGO DE COINTEGRACIÓN DE LA RELACIÓN $y' = [p_{rel,t}, me_{rel,t}, w_{rel,t}]$

Alemania	r	m-r	Test de la traza	Módulos de las raíces de la matriz de acompañamiento	Estadísticos t de los coeficiente α			
					p_{rel}	me_{rel}	w_{rel}	
	0	3	46,89***	r = 1	α_1	2,46	3,10	6,95
	1	2	11,87	r = 2	α_2	-1,66	1,76	1,54
	2	1	2,97	VAR(1)	α_3	1,42	1,32	-0,37
Austria	0	3	56,82***	r = 1	α_1	3,59	7,19	1,81
	1	2	26,48***	r = 2	α_2	4,05	0,02	-0,80
	2	1	10,98**	VAR(1)	α_3	0,09	1,18	-3,53
Bélgica	0	3	61,35***	r = 1	α_1	5,81	5,15	-2,46
	1	2	19,66*	r = 2	α_2	2,89	-2,69	-1,33
	2	1	6,02	VAR(1)	α_3	-0,97	-1,38	-2,35
España	0	2	44,85***	r = 1	α_1	-8,20	-5,34	-
	1	1	6,42	VAR(1)	α_2	1,07	-2,15	-
Finlandia	0	3	36,84**	r = 1	α_1	-3,59	3,54	2,93
	1	2	12,87	r = 2	α_2	2,39	2,13	0,17
	2	1	5,30	VAR(3)	α_3	-0,17	0,93	-2,12
Francia	0	3	39,40**	r = 1	α_1	-2,39	3,73	0,70
	1	2	19,83	r = 2	α_2	3,63	3,21	1,58
	2	1	3,99	VAR(2)	α_3	0,88	0,00	-1,93
Holanda	0	3	44,66***	r = 1	α_1	-6,33	-1,72	-1,06
	1	2	18,33*	r = 2	α_2	0,60	-1,26	-3,55
	2	1	6,90	VAR(2)	α_3	0,56	2,52	0,77
Italia	0	3	45,81***	r = 1	α_1	-6,24	-4,42	-3,11
	1	2	220,43**	r = 2	α_2	0,59	-2,72	-1,34
	2	1	8,51*	VAR(2)	α_3	0,41	-0,40	-2,51
Portugal	0	2	11,44	r = 1	α_1	-2,89	0,71	-
	1	1	3,93	VAR(1)	α_2	-0,42	-1,99	-

Nota: ***, ** y * indican, respectivamente, que la hipótesis nula se rechaza al 1%, 5% y 10%. Los valores críticos del test de la traza se han obtenido de Johansen (1995). En los países en los que se ha incluido una variable ficticia en el vector de cointegración, estos valores se han corregido sumándoles 3,84 (el valor crítico de una $\chi^2(1)$ al 5%). Entre paréntesis se muestra el número de retardos del VAR; en los países en los que se ha utilizado un número de retardos mayor que 1, sólo se ofrecen los módulos de las cinco mayores raíces.

Fuente: Elaboración propia.

Cuadro A3: CONTRASTE DE LAS HIPÓTESIS DE LARGO PLAZO DE LA RELACIÓN $y' = [p_{rel,t}, me_{rel,t}, w_{rel}]$

	Tests de exclusión					Tests de estacionariedad				
	P_{rel}	me_{rel}	w_{rel}	constante	ds	P_{rel}	me_{rel}	w_{rel}		w_{rel}
Alemania	8,88 [0,00]	5,32 [0,02]	1,65 [0,20]	1,69 [0,19]	–	17,32 [0,00]	10,29 [0,02]	19,10 [0,00]		
	11,64 [0,00]	6,32 [0,04]	3,56 [0,17]	4,28 [0,12]	–	3,41 [0,18]	2,22 [0,33]	6,08 [0,05]		
Austria	4,58 [0,03]	5,08 [0,02]	1,78 [0,18]	1,56 [0,21]	–	15,43 [0,00]	10,63 [0,01]	6,00 [0,11]		
	9,09 [0,01]	9,54 [0,01]	4,51 [0,11]	3,67 [0,16]	–	6,25 [0,04]	5,40 [0,07]	6,95 [0,07]		
Bélgica	0,05 [0,83]	0,35 [0,55]	0,02 [0,88]	0,50 [0,48]	–	21,80 [0,00]	18,69 [0,00]	3,44 [0,33]		
	7,16 [0,03]	7,84 [0,02]	3,20 [0,20]	4,00 [0,14]	–	10,02 [0,01]	12,25 [0,00]	4,56 [0,10]		
España	4,89 [0,03]	2,00 [0,16]	–	0,26 [0,61]	10,10 [0,00]	4,27 [0,12]	6,32 [0,04]	–		
Finlandia	12,24 [0,00]	10,94 [0,00]	2,04 [0,15]	3,77 [0,05]	–	14,16 [0,00]	13,85 [0,00]	13,14 [0,00]		
	14,32 [0,00]	12,57 [0,00]	2,66 [0,26]	4,19 [0,12]	–	1,05 [0,59]	1,54 [0,46]	7,20 [0,03]		
Francia	3,08 [0,08]	3,39 [0,07]	1,14 [0,28]	1,99 [0,16]	0,34 [0,56]	14,00 [0,00]	12,42 [0,01]	14,14 [0,00]		
	13,80 [0,00]	14,27 [0,00]	12,84 [0,00]	13,58 [0,00]	5,77 [0,06]	9,87 [0,00]	10,08 [0,00]	3,39 [0,07]		
Holanda	4,90 [0,03]	3,05 [0,08]	0,37 [0,54]	5,33 [0,02]	–	5,15 [0,08]	5,82 [0,05]	6,17 [0,05]		
	14,72 [0,00]	12,41 [0,01]	11,28 [0,01]	14,68 [0,00]	–	11,42 [0,00]	11,35 [0,00]	9,33 [0,01]		
Italia	0,59 [0,44]	4,84 [0,03]	2,10 [0,15]	12,16 [0,00]	–	10,86 [0,00]	11,01 [0,00]	10,44 [0,01]		
	2,75 [0,25]	8,03 [0,02]	3,18 [0,20]	14,21 [0,00]	–	1,84 [0,18]	1,78 [0,18]	1,62 [0,20]		
Portugal	3,45 [0,06]	2,72 [0,10]	–	2,44 [0,12]	–	2,72 [0,09]	3,45 [0,06]	–		

Nota: en la primera fila se ofrecen los tests realizados con $r = 1$ y en la segunda con $r = 2$. De acuerdo con la información ofrecida en el cuadro A2, el rango elegido fue $r = 1$ en todos los países excepto en Bélgica y Francia, donde fue $r = 2$. Los p-valores aparecen entre corchetes. En Francia, la variable ficticia de tipo “salto” es ds97, y en España ds87.

Fuente: Elaboración propia.

Cuadro A4: ESTRUCTURA DE LA DINÁMICA DE AJUSTE EN LA RELACIÓN DE LOS PRECIOS RELATIVOS

España		
	Δp_{rel_t} Δme_{rel_t}	
$mce-España_{t-1}$	-0,25 (-8,05) -0,16 (-4,96)	
$\Delta ds87_t$	0,04 (2,23) 0,06 (3,31)	
Finlandia		
	Δp_{rel_t} Δme_{rel_t} Δw_{rel_t}	
$\Delta p_{rel_{t-1}}$	0,17 (0,96) -0,33 (-1,91) -0,21 (-1,51)	
$\Delta p_{rel_{t-2}}$	0,15 (0,98) -0,01 (-0,06) -0,20 (-1,67)	
$\Delta me_{rel_{t-1}}$	0,09 (0,62) 0,35 (2,32) 0,24 (2,00)	
$\Delta me_{rel_{t-2}}$	0,49 (3,40) 0,51 (3,61) 0,17 (1,53)	
$\Delta w_{rel_{t-1}}$	0,15 (0,68) -0,26 (-1,24) -0,07 (-0,40)	
$\Delta w_{rel_{t-2}}$	-0,20 (-1,01) 0,23 (1,15) -0,10 (-0,65)	
$mceFinlandia_{t-1}$	-0,46 (-2,58) 0,57 (3,23) 0,45 (3,21)	
$d00_t$	-0,00 (-0,06) 0,07 (3,96) -0,01 (-0,80)	
Francia		
	Δp_{rel_t} Δme_{rel_t} Δw_{rel_t}	
$\Delta p_{rel_{t-1}}$	0,28 (1,78) -0,1 (-0,89) $\Delta p_{rel_{t-1}}$	
$\Delta me_{rel_{t-1}}$	0,21 (1,47) 0,28 (1,97) $\Delta me_{rel_{t-1}}$	
$\Delta w_{rel_{t-1}}$	0,15 (0,60) -0,14 (-0,58) $\Delta w_{rel_{t-1}}$	
$mce1Francia_{t-1}$	-0,36 (-3,04) 0,33 (2,80) $mce1Francia_{t-1}$	
$mce2Francia_{t-1}$	-0,91 (-4,00) 0,12 (0,52) $mce2Francia_{t-1}$	
$\Delta ds97_t$	0,02 (1,53) 0,04 (3,07) $\Delta ds97_t$	
$\Delta ds97_{t-1}$	0,00 (0,33) 0,01 (0,52) $\Delta ds97_{t-1}$	
		0,02 (1,73)
		-0,02 (-1,48)

Cuadro A4: ESTRUCTURA DE LA DINÁMICA DE AJUSTE EN LA RELACIÓN DE LOS PRECIOS RELATIVOS (continuación)

	Italia					
	$\Delta p_{rel,t}$	$\Delta me_{rel,t}$	$\Delta w_{rel,t}$	$\Delta p_{rel,t-1}$	$\Delta me_{rel,t}$	$\Delta w_{rel,t}$
$\Delta p_{rel,t-1}$	0,11 (0,79)	0,56 (1,91)	-0,10 (-0,84)	$\Delta p_{rel,t-1}$	-0,18 (-0,64)	0,27 (1,75)
$\Delta me_{rel,t-1}$	-0,13 (-1,17)	-0,37 (-1,60)	-0,06 (-0,61)	$\Delta me_{rel,t-1}$	-0,24 (-0,91)	-0,29 (-2,05)
$\Delta w_{rel,t-1}$	-0,61 (-2,55)	0,57 (1,15)	0,49 (2,49)	$\Delta w_{rel,t-1}$	-0,27 (-0,68)	-0,14 (-0,65)
$mce_{Holanda,t-1}$	-0,26 (-6,31)	-0,16 (-1,79)	-0,03 (-0,93)	$mce_{Italia,t-1}$	-0,19 (-3,94)	-0,07 (-2,75)

Donde:

$$mce_{España} = p_{rel,t} - 0,76 me_{rel,t} - 0,18 ds87 + 0,03$$

$$mce_{Finlandia} = p_{rel,t} - 0,72 me_{rel,t} + 0,05$$

$$mce1_{Francia} = p_{rel,t} - 0,95 me_{rel,t} + 0,05 ds97 - 0,04$$

$$mce2_{Francia} = w_{rel,t} - 0,03 ds97 - 0,11$$

$$mce_{Holanda} = p_{rel,t} - 0,65 me_{rel,t} - 0,06$$

$$mce_{Italia} = p_{rel,t} - 1,86 me_{rel,t} + 2,55 w_{rel,t} - 0,59$$

Los estadísticos t se muestran entre paréntesis.

Fuente: Elaboración propia.

Cuadro A5: ANÁLISIS DESCRIPTIVO DE LAS SERIES Y CONTRASTES DE ESPECIFICACIÓN MULTIVARIANTES DE LA RELACIÓN $y' = [q_t, q_{c_t}, m\tilde{e}_{rel_t}, \tilde{w}_{rel_t}]$

	Austria	Bélgica	España	Finlandia	Francia	Holanda	Italia	Portugal
$E[\Delta q]$	0,006	0,002	0,017	0,003	0,000	0,004	0,010	0,012
$E[\Delta q_C]$	0,003	-0,005	0,007	-0,001	-0,007	-0,002	0,006	0,016
$E[\Delta m\tilde{e}_{rel}]$	0,006	0,007	0,006	0,007	0,008	0,006	0,003	0,001
$E[\Delta \tilde{w}_{rel}]$	0,006	0,017	-	0,007	0,010	0,007	0,008	-
LM (1)	16,68 [0,41]	11,51 [0,78]	11,75 [0,02]	23,56 [0,10]	20,41 [0,20]	28,63 [0,03]	14,88 [0,53]	2,38 [0,98]
LM (4)	10,84 [0,82]	18,99 [0,27]	10,95 [0,94]	18,34 [0,30]	23,23 [0,11]	17,42 [0,36]	15,45 [0,49]	12,11 [0,21]
Normalidad	5,99 [0,65]	4,24 [0,83]	12,71 [0,94]	15,71 [0,05]	8,76 [0,36]	7,29 [0,51]	15,19 [0,06]	3,05 [0,80]

Nota: los tests de autocorrelación LM (1) y LM (4) se distribuyen como una χ^2 (16) y los de normalidad como una χ^2 (8) en todos los países de la muestra excepto en España, donde ambos siguen una χ^2 (4), y en Portugal donde se distribuyen como una χ^2 (9) y χ^2 (6), respectivamente. Los p-valores se ofrecen entre corchetes.

Fuente: Elaboración propia.

Cuadro A6: DETERMINACIÓN DEL RANGO DE COINTEGRACIÓN DE LA RELACIÓN $y' = [q_t, q_{c,t}, m\tilde{e}_{rel,t}, \tilde{w}_{rel,t}]$

r	m-r	Test de la traza	Módulos de las raíces de la matriz de acompañamiento	Estadísticos t de los coeficiente α				
				α_1	q	q_c	$m\tilde{e}_{rel}$	\tilde{w}_{rel}
Austria	4	45,98	1,00; 1,00; 1,00; 0,79	α_1	4,56	1,10	3,36	-0,01
	3	21,56	1,00; 1,00; 0,80; 0,80	α_2	-1,61	-2,14	1,03	-1,66
	2	10,63	1,00; 0,82; 0,81; 0,81	α_3	1,10	0,24	-1,91	0,86
	3	3,17	VAR(1)	α_4	0,73	1,45	-0,86	-1,55
Bélgica	4	73,27***	1,00; 1,00; 1,00; 0,92; 0,29	α_1	-2,50	-0,62	0,94	-8,56
	3	29,34***	1,00; 1,00; 0,92; 0,53; 0,53	α_2	-2,61	-0,83	-3,38	0,06
	2	13,18	1,00; 0,92; 0,77; 0,77; 0,50	α_3	1,16	-0,08	-1,28	-1,62
	3	4,70	VAR(2)	α_4	-1,58	-2,22	1,23	-0,34
España	2	20,15**	1,00; 0,60; 0,60; 0,55	α_1	-3,94	-	2,10	-
	1	7,20	VAR(2)	α_2	-0,69	-	-2,45	-
Finlandia	4	64,87***	1,00; 1,00; 1,00; 0,43; 0,37	α_1	-2,25	-2,28	5,42	-3,26
	3	30,34	1,00; 1,00; 0,58; 0,58; 0,41	α_2	3,76	3,18	-0,02	-0,44
	2	12,25	1,00; 0,97; 0,61; 0,61; 0,350	α_3	-0,96	-1,23	2,29	2,35
	3	3,97	VAR(2)	α_4	1,06	1,24	0,21	1,05
Francia	4	64,56***	1,00; 1,00; 1,00; 0,81	α_1	-1,74	-0,69	-1,67	-5,27
	3	35,98**	1,00; 1,00; 0,86; 0,47	α_2	-0,66	-1,82	3,22	-1,38
	2	13,68	1,00; 0,89; 0,82; 0,21	α_3	-3,44	-3,34	-0,19	1,99
	3	2,80	VAR(1)	α_4	-0,28	-0,37	-1,36	0,46
Holanda	4	45,58	1,00; 1,00; 1,00; 0,92	α_1	-1,25	1,37	-1,72	-3,51
	3	19,76	1,00; 1,00; 0,91; 0,71	α_2	1,77	0,22	0,83	-0,94
	2	7,59	1,00; 0,87; 0,87; 0,59	α_3	-0,57	-0,94	-1,60	0,35
	3	0,94	VAR(1)	α_4	0,82	0,89-	0,72	0,77
Italia	4	50,80*	1,00; 1,00; 1,00; 0,68; 0,46	α_1	0,31	1,34	1,31	0,54
	3	26,64	1,00; 1,00; 0,89; 0,89; 0,35	α_2	3,12	2,80	-0,77	3,52
	2	8,12	1,00; 0,87; 0,87; 0,72; 0,39	α_3	1,83	1,89	-1,83	-0,21
	3	1,26	VAR(2)	α_4	0,49	0,49	0,80	-0,81
Portugal	3	33,41*	1,00; 1,00; 0,51; 0,51; 0,26	α_1	-2,36	-1,89	-3,15	-
	2	15,70	1,00; 0,65; 0,65; 0,61; 0,61	α_2	0,41	-0,72	-1,67	-
	2	2,03	VAR(2)	α_3	1,28	1,33	-0,99	-

Nota: ***, ** y * indican, respectivamente, que la hipótesis nula se rechaza al 1%, 5% y 10%. Los valores críticos del test de la traza se han obtenido de Johansen (1995). Entre paréntesis se muestra el número de retardos del VAR; en los países en los que se ha utilizado un número de retardos mayor que 1, sólo se ofrecen los módulos de las cinco mayores raíces.

Fuente: Elaboración propia.

Cuadro A7: CONTRASTE DE LAS HIPÓTESIS DE LARGO PLAZO DE LA RELACIÓN $y' = [q_t, q_{c_t}, m\tilde{e}_{rel,t}, \tilde{w}_{rel,t}]$

	Tests de exclusión					Tests de estacionariedad				
	q	q_c	$m\tilde{e}_{rel}$	\tilde{w}_{rel}	constante	q	q_c	$m\tilde{e}_{rel}$	\tilde{w}_{rel}	
Austria	2,33 [0,13]	4,38 [0,03]	8,51 [0,00]	0,44 [0,51]	0,89 [0,34]	13,51 [0,01]	13,53 [0,01]	12,04 [0,02]	18,27[0,00]	
	2,34 [0,31]	4,86 [0,09]	9,68 [0,01]	0,51 [0,77]	2,73 [0,25]	4,16 [0,25]	4,09 [0,25]	2,03 [0,57]	6,21 [0,10]	
Bélgica	3,13 [0,07]	5,23 [0,02]	2,43 [0,12]	0,49 [0,48]	2,79 [0,09]	29,95 [0,00]	30,74 [0,00]	40,68 [0,00]	39,53 [0,00]	
	4,05 [0,13]	9,32 [0,01]	8,85 [0,01]	0,90 [0,64]	8,43 [0,01]	11,68 [0,01]	11,83 [0,01]	13,43 [0,00]	12,98 [0,00]	
España	5,41 [0,02]	-	3,90 [0,04]	-	5,36 [0,02]	3,90 [0,04]	-	5,41 [0,02]	-	
Finlandia	0,27 [0,61]	0,35 [0,55]	9,73 [0,00]	15,79 [0,00]	6,11 [0,00]	21,37 [0,00]	24,70 [0,00]	25,67 [0,00]	25,01 [0,00]	
	7,21 [0,03]	5,51 [0,06]	13,21 [0,00]	25,05 [0,00]	13,95 [0,00]	5,96 [0,05]	9,14 [0,01]	10,24 [0,01]	10,26 [0,01]	
Francia	2,21 [0,14]	0,00 [0,99]	0,02 [0,88]	0,05 [0,82]	2,99 [0,08]	2,77 [0,43]	8,00 [0,04]	8,01 [0,04]	8,37 [0,04]	
	4,07 [0,13]	0,30 [0,86]	6,86 [0,03]	10,45 [0,00]	9,32 [0,01]	2,57 [0,98]	7,43 [0,59]	7,65 [0,57]	7,74 [0,56]	
Holanda	2,40 [0,12]	5,45 [0,02]	1,50 [0,22]	0,39 [0,53]	0,10 [0,75]	19,68 [0,00]	23,05 [0,00]	19,32 [0,00]	13,52 [0,00]	
	7,18 [0,03]	6,53 [0,04]	2,68 [0,26]	5,85 [0,05]	4,97 [0,08]	10,27 [0,02]	11,45 [0,01]	11,45 [0,01]	11,75 [0,01]	
Italia	2,59 [0,11]	3,47 [0,06]	1,14 [0,29]	5,50 [0,02]	0,01 [0,92]	14,14 [0,01]	14,24 [0,01]	11,32 [0,02]	14,16 [0,01]	
	9,82 [0,01]	10,30 [0,01]	1,20 [0,55]	12,42 [0,00]	2,96 [0,23]	9,00 [0,03]	9,10 [0,03]	5,68 [0,13]	10,55 [0,01]	
Portugal	0,65 [0,42]	0,40 [0,53]	3,95 [0,05]	-	1,66 [0,20]	14,95 [0,00]	14,89 [0,00]	12,68 [0,01]	-	
	12,16 [0,00]	12,40 [0,00]	10,40 [0,01]	-	11,16 [0,00]	9,37 [0,00]	7,99 [0,00]	4,70 [0,03]	-	

Nota: en la primera fila se ofrecen los tests realizados con $r = 1$ y en la segunda con $r = 2$. De acuerdo con la información ofrecida en el cuadro A6, el rango elegido fue $r = 1$ en todos los países salvo en Bélgica y Finlandia, donde fue $r = 2$. En Austria y Holanda no se obtuvo claramente una relación de cointegración. Los p-valores aparecen entre corchetes.

Fuente: Elaboración propia.

Cuadro A8: ESTRUCTURA DE LA DINÁMICA DE AJUSTE EN LA RELACIÓN DE LOS TIPOS DE CAMBIO REALES (continuación)

	Δq_t	$\Delta m\tilde{e}_{rel,t}$	Δq_t	$\Delta m\tilde{e}_{rel,t}$	Δq_{c_t}	$\Delta m\tilde{e}_{rel,t}$	$\Delta \tilde{w}_{rel,t}$
<i>mceEspaña</i> _{<i>t-1</i>}	-0,38 (-3,90)	0,12 (1,90)			-0,01 (-0,03)	0,15 (0,92)	0,13 (1,26)
<i>d83</i> _{<i>t</i>}	-0,12 (-2,74)	-0,01 (-0,25)	$\Delta m\tilde{e}_{rel,t-1}$		0,37 (0,67)	0,76 (2,51)	0,18 (0,94)
<i>d93</i> _{<i>t</i>}	-0,14 (-3,30)	-0,00 (-0,06)	$mceItalia$ _{<i>t-1</i>}		0,19 (1,22)	0,07 (0,87)	0,03 (0,49)
			<i>d93</i> _{<i>t</i>}		-0,21 (-3,98)	-0,03 (-0,85)	0,00 (0,07)

Portugal

	Δq_t	Δq_{c_t}	$\Delta m\tilde{e}_{rel,t}$
Δq_{t-1}	-0,48 (-0,93)	-0,76 (-1,32)	-0,32 (-1,21)
$\Delta q_{c,t-1}$	0,65 (1,42)	0,81 (1,57)	0,24 (1,03)
$\Delta m\tilde{e}_{rel,t-1}$	0,40 (1,34)	0,59 (1,74)	-0,20 (-1,30)
<i>mcePortugal</i> _{<i>t-1</i>}	0,19 (1,42)	0,28 (1,78)	0,24 (3,48)

Donde:

$$\begin{aligned}
 mce1Bélgica &= q_t - 1,28 q_{c_t} - 0,40 m\tilde{e}_{rel,t} - 0,90 \\
 mce2Bélgica &= q_{ct} - 0,28 q_t + 0,72 m\tilde{e}_{rel,t} + 2,09 \\
 mce1Finlandia &= q_t - 1,17 q_{c_t} - 3,08 m\tilde{e}_{rel,t} + 5,73 \tilde{w}_{rel,t} - 0,83 \\
 mce2Finlandia &= q_{ct} - 1,10 q_t + 0,28 m\tilde{e}_{rel,t} - 0,17 \\
 mceEspaña &= q_t - 1,35 m\tilde{e}_{rel,t} + 4,40 \\
 mceItalia &= q_t - 1,04 q_{c_t} - 1,29 \tilde{w}_{rel,t} \\
 mcePortugal &= q_t - 0,99 q_{c_t} - 1,35 m\tilde{e}_{rel,t}
 \end{aligned}$$

Los estadísticos *t* se muestran entre paréntesis.

Fuente: Elaboración propia.

Cuadro A9: TESTS DE COINTEGRACIÓN DE GREGORY-HANSEN EN PRESENCIA DE UN CAMBIO ESTRUCTURAL EN LA RELACIÓN DE LOS TIPOS DE CAMBIO REALES

	C	C/T	C/S	C/S/T
Austria	$ADF^* = -4,05$ (4) [1994] $Z_t^* = -3,82$ [1989] $Z_\alpha^* = -18,77$ [1989]	$ADF^* = -4,05$ (4) [1994] $Z_t^* = -4,13$ [1990] $Z_\alpha^* = -21,52$ [1990]	$ADF^* = -5,44$ (0) [1994] $Z_t^* = -5,55$ [1989] $Z_\alpha^* = -29,12$ [1989]	$ADF^* = -5,22$ (0) [1989] $Z_t^* = -5,32$ [1989] $Z_\alpha^* = -28,09$ [1989]
Holanda	$ADF^* = -4,83$ (3) [1988] $Z_t^* = -3,80$ [1994] $Z_\alpha^* = -20,37$ [1994]	$ADF^* = -4,69$ (3) [1994] $Z_t^* = -4,29$ [1994] $Z_\alpha^* = -23,40$ [1994]	$ADF^* = -4,42$ (3) [1992] $Z_t^* = -5,48$ [1992] $Z_\alpha^* = -30,99$ [1992]	$ADF^* = -5,84$ (0) [1992] $Z_t^* = -5,95$ [1992] $Z_\alpha^* = -33,84$ [1990]

Nota: los valores críticos de estos tests se han obtenido de Gregory y Hansen (1996a, 1996b). El número de retardos (entre paréntesis) utilizado para los tests ADF^* es el mayor para el que el residuo en primeras diferencias es significativo, empezando por un retardo igual a 6. Entre corchetes se muestra el período de ruptura. Los modelos estimados son:

Modelo C:

$$q_t = \mu_1 + \mu_2 \varphi_\pi + \rho_1 q_{c_t} + \alpha_1 m \tilde{e}_{rel,t} + \eta_1 \tilde{w}_{rel,t} + \varepsilon_t$$

Modelo C / T:

$$q_t = \mu_1 + \mu_2 \varphi_\pi + \delta_1 t + \rho_1 q_{c_t} + \alpha_1 m \tilde{e}_{rel,t} + \eta_1 \tilde{w}_{rel,t} + \varepsilon_t$$

Modelo C / S:

$$q_t = \mu_1 + \mu_2 \varphi_\pi + \rho_1 q_{c_t} + \alpha_1 m \tilde{e}_{rel,t} + \eta_1 \tilde{w}_{rel,t} + \rho_2 q_{s_t} \varphi_\pi + \alpha_2 m \tilde{e}_{rel,t} \varphi_\pi + \eta_2 \tilde{w}_{rel,t} \varphi_\pi + \varepsilon_t$$

Modelo C / S / T:

$$q_t = \mu_1 + \mu_2 \varphi_\pi + \delta_1 t + \delta_2 t \varphi_\pi + \rho_1 q_{c_t} + \alpha_1 m \tilde{e}_{rel,t} + \eta_1 \tilde{w}_{rel,t} + \rho_2 q_{s_t} \varphi_\pi + \alpha_2 m \tilde{e}_{rel,t} \varphi_\pi + \eta_2 \tilde{w}_{rel,t} \varphi_\pi + \varepsilon_t$$

donde φ_π es 0 si $t \leq (\tau T)$ y 1 si $t > (\tau T)$; el parámetro desconocido a priori $\tau \in (0, 1)$ indica el momento relativo del cambio estructural.

Fuente: Elaboración propia.



REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- Alberola, E. y T. Tyrväinen (1999): “¿Hay margen para los diferenciales de inflación en la Unión Económica y Monetaria?”, *Moneda y Crédito*, vol. 208, págs. 65-120.
- Alexius, A. y J. Nilsson (2000): “Real exchange rates and fundamentals: evidence from 15 OECD countries”, *Open Economies Review*, vol. 11, n.º 4, págs. 383-397.
- Asea, P. y E. Mendoza (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*, vol. 72, n.º 6, págs. 584-596.
- Benigno, G. y C. Thoenissen (2003): “Equilibrium exchange rates and supply-side performance”, *Economic Journal*, vol. 113, n.º 486, págs. 103-124.
- Bergin, P.R. (2003): “A model of relative national price levels under pricing to market”, *European Economic Review*, vol. 47, n.º 3, págs. 569-586.
- Camarero, M. y C. Tamarit (2002): “A panel cointegration approach to the estimation of the peseta real exchange rate”, *Journal of Macroeconomics*, vol. 24, n.º 3, págs. 371-393.
- Canzoneri, M., R. Cumby, B. Diba y G. Eudey (1998): “Trends in European productivity: implications for real exchange rates and inflation differentials”, *Oesterreichische Nationalbank Working Paper* n.º 27.
- Canzoneri, M., R. Cumby, B. Diba y G. Eudey (2002): “Productivity trends in Europe: implications for real exchange rates, real interest rates and inflation”, *Review of International Economics*, vol. 10, n.º 3, págs. 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., A. Giovannini y H.C. Wolf (1994): “International evidence on tradables and nontradables inflation”, *European Economic Review*, vol. 38, n.º 6, págs. 1225-1244.
- Engel, Ch. (1999), “Accounting for U.S. real exchange rate changes,” *Journal of Political Economy*, vol. 107, n.º 3, págs. 507-538.
- Evans, C. (1992): “Productivity shocks and real business cycles”, *Journal of Monetary Economics*, vol. 29, n.º 2, págs. 191-208.
- Faria, J.R. y M. León-Ledesma (2003): “Testing the Balassa-Samuelson effect: implications for growth and the PPP”, *Journal of Macroeconomics*, vol. 25, n.º 2, págs. 241-253.
- Faruqe, H. (1995): “Long-run determinants of the real exchange rate: a stock-flow perspective”, *International Monetary Fund Staff Papers*, vol. 42, n.º 1, págs. 80-107.
- Froot, K.A. y K. Rogoff (1995): “Perspectives on PPP and long-run real exchange rates”, en G. Grossman and K. Rogoff (eds.): *Handbook of International Economics*, vol. III, Elsevier Science B.V., págs. 1647-1688.
- Gregory, A.W. y B.E. Hansen (1996a): “Residual-based tests for cointegration in models with regime shifts”, *Journal of Econometrics*, vol. 70, n.º 1, págs. 99-126.
- Gregory, A.W. y B.E. Hansen (1996b): “Tests for cointegration in models with regime and trend shifts”, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, vol. 58, n.º 3, págs. 555-560.
- Hansen, B.E. (1992): “Tests for parameter instability in regressions with I(1) processes”, *Journal of Business and Economic Statistics*, vol. 10, n.º 2, págs. 321-335.
- Hansen, H. y S. Johansen (1993): “Recursive estimation in cointegrated VAR-models”, Preprint n.º 1, Institute of Mathematical Statistics, University of Copenhagen, Copenhagen.
- Hendry, D. y K. Juselius (2001): “Explaining cointegration analysis, part. II”, *The Energy Journal*, vol. 22, n.º 1, págs. 75-101.

- Hsieh, D. (1982): "The determination of the real exchange rate: the productivity approach", *Journal of International Economics*, vol. 12, n.º 3-4, págs. 355-362.
- Johansen, S. (1988): "Statistical analysis of cointegrating vectors", *Journal of Economic Dynamics and Control*, vol. 12, n.º 2-3, págs. 231-254.
- Johansen, S. (1995): *Likelihood-based inference in cointegrated vector autoregressive models*, Oxford: Oxford University Press.
- Johansen, S. (2002): "A small sample correction for the test of cointegrating rank in the Vector Autoregressive Model", *Econometrica*, vol. 70, n.º 5, págs. 1929-1961.
- Lane, P.R. y G.M. Milesi-Ferretti (2002): "External wealth, the trade balance, and the real exchange rate", *European Economic Review*, vol. 46, n.º 6, págs. 1049-1071.
- MacDonald, R. (1998): "What do we really know about real exchange rates?", Oesterreichische Nationalbank Working Paper n.º 28.
- Mackinnon, J.G. (1991): "Critical values for cointegration tests", en R. F. Engle y C. W. J. Granger (eds.): *Long-run economic relationships: readings in cointegration*, Oxford University Press, págs. 267-276.
- Marston, R. (1987): "Real exchange rates and productivity growth in the United States and Japan", en S. Arndt y D. Richardson (eds.): *Real-financial linkages among open economies*, MIT Press, Cambridge, MA., págs. 71-96.
- Newey, W. y K. West (1987): "A simple positive semi-definite, heteroskedasticity and autocorrelation consistent covariance matrix", *Econometrica*, vol. 55, n.º 2, págs. 703-708.
- Nielsen, B. y A. Rahbek (2000): "Similarity issues in cointegration analysis", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, vol. 62, n.º 1, págs. 5-22.
- Ng, S. y P. Perron (2001). "Lag length selection and the construction of unit root tests with good size and power," *Econometrica*, vol. 69, n.º 6, págs. 1519-1554.
- Obstfeld, M. y K. Rogoff (1996): *Foundations of International Macroeconomics*, MIT Press, capítulo 4.
- OECD (2001): "OECD productivity manual: a guide to the measurement of industry-level and aggregate productivity growth", OECD, Paris.
- Ortega, E. (2003): "Persistent inflation differentials in Europe", Banco de España Working Paper n.º 0305.
- Rogoff, K. (1992): "Traded goods consumption smoothing and the random walk behaviour of the real exchange rate", National Bureau of Economic Research Working Paper n.º 4119.
- Rogoff, K. (1996): "The Purchasing Power Parity puzzle: a reappraisal", *Journal of Economic Literature*, vol. 34, n.º 2, págs. 647-668.
- Samuelson, P. (1964): "Theoretical notes on trade problems", *Review of Economics and Statistics*, vol. 46, n.º 2, págs. 145-154.
- Strauss, J. (1996): "The cointegrating relationship between productivity, real exchange rates and Purchasing Power Parity", *Journal of Macroeconomics*, vol. 18, n.º 2, págs. 299-313.
- Strauss, J. (1997): "The influence of traded and nontraded wages on relative prices and real exchange rates", *Economics Letters*, vol. 55, n.º 3, págs. 391-395.

Fecha de recepción del original: abril, 2004

Versión final: febrero, 2006

ABSTRACT

Two basic assumptions of the Balassa-Samuelson model are the equality of wages across the tradable and non-tradable sectors and the validity of the PPP theory for tradables. In this paper, we analyse whether these assumptions are verified within a group of Eurozone countries. In general terms, our results indicate that neither hypothesis is confirmed over the period analysed (1973-2003). Next, we broaden the discussion to investigate whether, in each country, there is a cointegration relationship between relative prices, productivities and wages. We also look for a possible long-term relationship between real exchange rates, real exchange rates for tradables, and the differences in relative productivities and wages of Eurozone countries vis-a-vis Germany. We find that the role of wages in these relationships is hardly significant, but that there is strong evidence that prices in the tradable sector are an important explanatory variable of real exchange rates.

Key words: real exchange rates, productivity, nontradables, cointegration.

JEL classification: C32, F31, F41.