



W
49
(9905)

Documento de trabajo

**Paridad del poder adquisitivo:
cointegración y cambios estructurales**

**Amalia Morales Zumaquero
Rodrigo Peruga Urrea**

No. 9905

Septiembre 1999

ICAE

Instituto Complutense de Análisis Económico

UNIVERSIDAD COMPLUTENSE

FACULTAD DE ECONOMICAS

Campus de Somosaguas

28223 MADRID

Teléfono 91 394 26 11 - FAX 91 294 26 13

Internet: <http://www.ucm.es/info/icae/>

E-mail: icaesec@ccee.ucm.es

ICAE

Instituto Complutense de Análisis Económico

UNIVERSIDAD COMPLUTENSE

**PARIDAD DEL PODER ADQUISITIVO:
COINTEGRACIÓN Y CAMBIOS ESTRUCTURALES**

Amalia MORALES ZUMAQUERO*
Rodrigo PERUGA URREA**

RESUMEN

Este trabajo tiene tres objetivos. El primero, analizar si existe evidencia de cointegración entre el tipo de cambio nominal bilateral y los precios relativos internacionales. En este análisis no es suficiente considerar la significatividad de los contrastes de cointegración sino que, además, es necesario ver si el coeficiente de la relación es significativo y presenta el signo correcto, lo que apoyaría el cumplimiento de la Paridad del Poder Adquisitivo (PPA). El segundo, detectar si hay evidencia de inestabilidad paramétrica en la relación de cointegración, analizando la presencia o no de cointegración en submuestras. El tercer objetivo es extraer conclusiones globales acerca de la interpretación económica de las regularidades empíricas observadas. Si al tener en cuenta la presencia de inestabilidad paramétrica el cumplimiento de la PPA se verifica en mayor medida, los resultados del presente trabajo diferirán substancialmente de los de trabajos previos, que emplean las técnicas de cointegración para contrastar la PPA sin contemplar la posibilidad de cambios estructurales.

ABSTRACT

The aims of this paper are three. The first one, to analyze the cointegration relation between nominal exchange rate and international relative prices. We require not only the cointegration tests significance but the relation parameter significance with the right sign. It would support the Purchasing Power Parity (PPP) hypothesis. The second one, to examine the instability evidence and the subsamples cointegration. The third aim is to reach some global conclusions. If we provide evidence in favor of PPP using cointegration and structural changes, the results of this paper will differentiate quite from the previous papers.

* Dto. de Teoría e Historia Económica, Facultad de CC. Económicas, Universidad de Málaga. E-mail: amalia@uma.es.

** Dto. de Fundamentos del Análisis Económico II, Facultad de CC. Económicas, Universidad Complutense de Madrid. E-mail: rodrigop@eucmax.sim.ucm.es.

2-19836760
NBE → 5318404963
C 27953178

1.- INTRODUCCIÓN

La literatura existente sobre la contrastación empírica de la Paridad del Poder Adquisitivo (PPA) puede ser agrupada en tres etapas de contrastes: 1) contrastes clásicos en los que la hipótesis nula consiste en que la PPA se cumple (Frenkel 1978a, 1978b, 1981 y Krugman, 1978); 2) contrastes en los que la hipótesis nula estriba en que las desviaciones de la PPA son permanentes, es decir, el tipo de cambio real contiene una raíz unitaria (Roll, 1979; Darby, 1980; Adler y Lehmann, 1983; Hakkio, 1984; Huizinga, 1987; Reig, 1988; Meese y Rogoff, 1988; Abuaf y Jorion, 1990; Mark, 1990; Chowdhury y Sdogati, 1993 y Cheung y Lai, 1993) y 3) los contrastes más recientes, basados en las técnicas de cointegración, en los que la hipótesis nula es que las desviaciones de cualquier combinación de precios y tipos de cambio son permanentes (Edison y Klovland, 1987; Taylor, 1988; Enders, 1988; Corbae y Ouliaris, 1988, 1990; Canarella, Pollard y Lai, 1990; Kim, 1990; Ardeni y Lubian, 1991; Fisher y Park, 1991; Ngama y Sosvilla-Rivero, 1991; Kugler y Lenz, 1993; Chowdhury y Sdogati, 1993; Pérez Jurado y Vega, 1993; Beyaert y García-Solanes, 1995; Rogers y Jenkins, 1995; Gámez *et al.* 1996; Ledesma *et al.*, 1997).

¿Se puede dar un paso más y hablar de una cuarta etapa en la contrastación empírica de la PPA? El objetivo de este trabajo es dar respuesta a esta pregunta y con tal propósito, se contrasta empíricamente la validez de la PPA combinando el concepto de cointegración con el de cambio estructural o inestabilidad paramétrica en la relación de cointegración.

Hasta el momento, sólo un número muy reducido de trabajos incorpora en su análisis la posibilidad de inestabilidad paramétrica. Canarella, Pollard y Lai (1990) incorporan a la cointegración la posibilidad de que algunos parámetros cambien con el tiempo. Corbae y Ouliaris (1990) introducen en su análisis cambios estructurales en fechas precisas. Por otra parte, Perron y Vogelsang (1992), aplican a series de tipo de cambio real el contraste desarrollado por Perron (1990), para detectar un posible cambio estructural en la media de una serie.

Para Canarella, Pollard y Lai (1990) la falta de cointegración entre el tipo de cambio y los precios relativos puede ser el resultado de la no estacionariedad de los propios parámetros de la regresión de cointegración. Al tenerse en cuenta la posibilidad de inestabilidad en los parámetros, obtienen evidencia más favorable sobre el cumplimiento de la PPA.

Corbae y Ouliaris (1990), utilizando el contraste de Perron (1989), consideran la existencia de dos cambios estructurales en fechas conocidas. Sin embargo, a pesar de incorporar al análisis la posibilidad de cambio estructural, la evidencia es desfavorable al cumplimiento de la PPA.

Perron (1990) puso de manifiesto que la presencia de un cambio estructural en la media de una serie sesgaba los contrastes tradicionales de raíces unitarias hacia la aceptación de la hipótesis nula. En esta línea se encuentra el trabajo de Perron y Vogelsang (1992). Estos autores aplican el contraste de Perron (1990) a la serie de tipo de cambio real entre Estados Unidos y Finlandia, construida con el IPC, y a la serie de tipo de cambio real entre Estados Unidos y el Reino Unido, construida con el deflactor implícito del PIB. Las dos series de tipo de cambio real resultan ser estacionarias, al permitirse la existencia de un cambio estructural en la media de las series. Sin embargo, la evidencia obtenida de la aplicación del tradicional contraste de Dickey-Fuller muestra la existencia de una raíz unitaria en las series de tipo de cambio real. Por tanto, estos resultados muestran que la presencia de cambios estructurales, al sesgar los contrastes tradicionales de raíces unitarias hacia la aceptación de la hipótesis nula, conduce a un rechazo del cumplimiento de la PPA.

Por tanto, debido a la escasa literatura que incorpora en su análisis la posibilidad de cambios estructurales, se abre un nuevo campo de estudio que tiene como propósito aportar nueva evidencia sobre el cumplimiento de la PPA, combinando el concepto de cointegración con el de cambio estructural. El fin último es detectar si la presencia de cambios estructurales obstaculiza el cumplimiento de la PPA. Con tal finalidad, se contemplará la posibilidad de inestabilidad paramétrica en la relación de cointegración entre el tipo de cambio nominal y los precios relativos internacionales.

Los objetivos básicos del trabajo son tres. El primero, analizar si existe evidencia de cointegración entre el tipo de cambio nominal bilateral y los precios relativos internacionales. En este análisis no es suficiente considerar la significatividad de los contrastes de cointegración sino que, además, es necesario ver si el coeficiente de la relación es significativo y presenta el signo correcto, lo que apoyaría el cumplimiento de la PPA. Si el coeficiente de la estimación no presentase el signo correcto, no se sabría qué relación económica estaría recogiendo el análisis estadístico. El segundo, detectar si hay evidencia de inestabilidad paramétrica en la relación de cointegración, analizando la presencia o no de cointegración en submuestras. El tercer objetivo es extraer conclusiones

globales acerca de la interpretación económica de las regularidades empíricas observadas sobre el comportamiento del tipo de cambio nominal y de los precios relativos internacionales.

Respecto al primer objetivo, es decir, analizar si hay evidencia de cointegración, existen básicamente dos grandes grupos de técnicas: las técnicas multivariantes de estimación (Johansen 1988, 1991) y las técnicas de estimación uniecuacionales (Engle y Granger, 1987). En el presente estudio se elige el método de regresión con el propósito de obtener cuál es la evidencia de cointegración inestable presente en todas las relaciones bilaterales posibles entre los países objeto de análisis. La cuestión que inmediatamente surge es qué variable tomar como variable dependiente. Habitualmente, la literatura previa ha tomado como variable dependiente el tipo de cambio, sin embargo, en nuestro análisis se procede a estimar tanto la regresión que toma el tipo de cambio como variable dependiente (regresión directa) como la regresión que toma los precios relativos (regresión recíproca), por tres razones principales: en primer lugar, para analizar en qué medida la evidencia de cointegración que se obtiene depende de la variable elegida como dependiente, en segundo lugar, para analizar cómo influye el orden de la regresión en la evidencia de inestabilidad y en tercer lugar, por el comportamiento estocástico diferente del tipo de cambio nominal, variable bastante volátil, y de los precios relativos, variable que evoluciona más suavemente en el tiempo. Este comportamiento distinto entre ambas variables llevaría a pensar que la regresión más adecuada sería la que tomase como variable explicativa la variable más suave, es decir, los precios relativos. En resumen, elegir la regresión correcta supone por un lado, una ganancia en términos de eficiencia (estimar la regresión inadecuada sería ineficiente) y por otro lado, supone la eliminación del sesgo derivado de la endogeneidad. Por tanto, la PPA se contrasta estimando la regresión:

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

donde el tipo de cambio se toma como variable dependiente, se impone desde el principio la restricción de simetría¹ y se verifica la de homogeneidad, es decir, si $\beta = 1$, de acuerdo

¹ Entre los trabajos que imponen la restricción de simetría para la contrastación empírica de la PPA destacan el de Frenkel (1981), Hakio (1984), Taylor (1988), Kim (1990), Canarella, Polard y Lai (1990) y Pérez Jurado y Vega (1993).

con la versión absoluta de la PPA. Asimismo, se estima la regresión que toma como variable dependiente los precios relativos:

$$(p_t - p_t^*) = \varphi' + \beta' s_t + \varepsilon'_t \quad (2)$$

Las estimaciones de las expresiones (1) y (2) se efectúan para dos índices de precios agregados (Índice de Precios al Consumo, IPC e Índice de Precios del Productor, IPP) y para siete categorías de índices de precios al consumo desagregados. Para ello, se utilizan el estimador MCO y el estimador corregido de Phillips y Hansen (1990) que tiene la ventaja de proporcionar estimadores del vector de cointegración corregidos del posible sesgo por endogeneidad de los regresores y autocorrelación (frente a los estimadores mínimos cuadrados ordinarios, que en presencia de autocorrelación o endogeneidad de los regresores, pueden estar sesgados). Se emplean estos dos estimadores con el fin de detectar si hay diferencias substanciales entre los parámetros estimados. Por último, el estadístico de Wald proporciona la significatividad del parámetro β y permite contrastar la hipótesis de homogeneidad.

Una vez estimado el modelo, se aplica un contraste de raíces unitarias sobre los residuos de la ecuación estimados por MCO². Se elige el tradicional estadístico *ADF*.

Para lograr el segundo objetivo, es decir, detectar la presencia o no de inestabilidad en la relación de cointegración, se emplea el estadístico *InfADF* propuesto por Gregory y Hansen (1996) y el estadístico *MeanADF* propuesto por Peruga y Fernández (1997). Asociado con el estadístico *InfADF* estará la posición muestral *NinfADF*, como estimador del punto de corte.

Respecto al tercer objetivo, extraer conclusiones globales a partir de la información obtenida de los contrastes, se procede de la siguiente manera:

1) En las relaciones bilaterales en las que los resultados de los contrastes señalan, tanto en la estimación de la regresión directa como en la recíproca, evidencia de cointegración, se concluye que la PPA se cumple en su versión relativa si el parámetro de la estimación es positivo y significativo. Además, si se cumple la hipótesis de homogeneidad, habrá evidencia favorable al cumplimiento de la PPA en su versión

² Puesto que la distribución asintótica de los residuos estimados por Phillips y Hansen (1990) no es conocida, no se puede aplicar el contraste *ADF* sobre tales residuos.

absoluta.

2) En aquellas relaciones bilaterales en las que hay evidencia de inestabilidad en la relación de cointegración, pueden presentarse dos situaciones: que el punto de corte, que se obtiene a partir de la regresión directa y recíproca, coincida o que no coincida. Si el punto de corte coincide se toma como referencia para analizar si hay evidencia de cointegración por submuestras³ y si el punto de corte no coincide se ensayarán ambos puntos de corte para verificar si hay evidencia de cointegración en alguna de las submuestras. Además, se verificará si los dos puntos de corte están o no asociados a los puntos de corte derivados del análisis univariante de los datos⁴.

3) En las relaciones bilaterales en las que los estadísticos no señalan evidencia de cointegración en el análisis por submuestras, se concluye que la PPA no se cumple. Procediendo de esta manera y con toda la información obtenida se podrá concluir si la evidencia de cointegración o de inestabilidad en la relación de cointegración se concentra en determinadas relaciones bilaterales o se concentra en subíndices de precios concretos. Se esperaría una mayor evidencia de cointegración entre el tipo de cambio nominal y los precios relativos internacionales en los sectores de bienes comerciables.

En conclusión, si al tener en cuenta la presencia de inestabilidad paramétrica el cumplimiento de la PPA se verifica en mayor medida, los resultados del presente trabajo diferirán substancialmente de los de trabajos previos, que emplean la cointegración para contrastar la PPA sin contemplar la posibilidad de cambios estructurales.

El trabajo se estructura como sigue. En el apartado 2 se describe la metodología empleada en el análisis. En el apartado 3 se especifican los datos empleados. En el apartado 4 se describen, detalladamente, los resultados de cointegración y de inestabilidad en la relación de cointegración obtenida para cada índice de precios empleado. Por último, en el apartado 5 se resumen los resultados globales y se extraen un conjunto de conclusiones finales.

³ El análisis de cointegración por submuestras sólo se efectúa en aquellas que presentan un número de observaciones suficientes.

⁴ En algunos casos el punto de corte que determina las submuestras cointegradas procede de la evidencia de inestabilidad obtenida del análisis univariante de los datos. Los resultados de dicho análisis están a disposición de quien lo solicite.

2.- METODOLOGÍA

La metodología econométrica empleada consta de dos etapas. En una primera etapa se estiman vectores de cointegración y se calculan contrastes de cointegración y en una segunda etapa, se procede a detectar si hay evidencia de inestabilidad paramétrica en los vectores de cointegración.

Para la estimación de vectores de cointegración existen dos procedimientos básicos: las técnicas multivariantes de estimación (Johansen 1988, 1991) y las técnicas de estimación uniecuacionales (Granger y Engle, 1987). En este trabajo se elige el procedimiento de regresión. En particular se emplea, junto al tradicional estimador MCO, el estimador corregido propuesto por Phillips y Hansen (1990) ("fully modified estimator"), que tiene la ventaja de proporcionar estimadores del vector de cointegración corregidos del posible sesgo por endogeneidad de los regresores y autocorrelación.

Se considera la regresión multivariante, $y_t = x_t\beta + u_t$, donde x_t es un proceso multivariante no estacionario, por ejemplo, $x_t = x_{t-1} + u_{2t}$, siendo u_{1t} y u_{2t} procesos estacionarios en sentido débil. El método de Engel y Granger (1987) consiste en estimar el vector de parámetros β por MCO. Sin embargo, en presencia de autocorrelación o endogeneidad los estimadores MCO pueden estar sesgados. Para corregir el posible sesgo, Phillips y Hansen (1990) derivan el estimador corregido ("fully modified estimator") β^+ .

Se define primero el vector de perturbaciones $u_t = (u_{1t}, u_{2t})'$, y las llamadas matrices de varianzas y covarianzas del largo plazo uni y bidireccionales:

$$\Lambda = \lim_{T \rightarrow \infty} \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T \sum_{j=1}^2 E[u_j u_t'], \quad (3)$$

$$\Omega = \lim_{T \rightarrow \infty} \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T \sum_{j=1}^2 E[u_j u_t] \quad (4)$$

Estas matrices pueden partitionarse, según u_t , como

$$\Omega = \begin{pmatrix} \Omega_{11} & \Omega_{12} \\ \Omega_{21} & \Omega_{22} \end{pmatrix}; \quad \Lambda = \begin{pmatrix} \Lambda_{11} & \Lambda_{12} \\ \Lambda_{21} & \Lambda_{22} \end{pmatrix} \quad (5)$$

a partir de las cuales se construyen las siguientes expresiones:

$$\Omega_{11,2} = \Omega_{11} - \Omega_{11}\Omega_{22}^{-1}\Omega_{21} \quad (6)$$

y

$$\Lambda_{21}^* = \Lambda_{21} - \Lambda_{22}\Omega_{22}^{-1}\Omega_{21} \quad (7)$$

donde $\Omega_{11,2}$ puede interpretarse como la variancia a largo plazo de u_{1t} condicionada a u_{2t} , mientras que Λ_{21}^* representa el sesgo por endogeneidad de los regresores.

El estimador corregido tiene la siguiente expresión:

$$\beta^* = \left(\sum_{i=1}^T (y_i^* x_i' - (0, \Lambda_{21}^*)) \right) \left(\sum_{i=1}^T x_i x_i' \right)^{-1} \quad (8)$$

donde $y_i^* = y_i - \Omega_{12}\Omega_{22}^{-1}u_{2t}$

En la práctica, las matrices del largo plazo Ω y Λ se estiman no paramétricamente por el método propuesto por Andrews y Monahan (1992).

Para la contrastación de hipótesis lineales se propone un estadístico modificado de Wald, similar al utilizado en regresión lineal,

$$G = (R\beta - r) \left[R \left(\Omega_{11,2} \otimes \left(\sum_{i=1}^T x_i x_i' \right)^{-1} \right) R' \right]^{-1} (R\beta - r) \quad (9)$$

donde $(R\beta - r)$ es la restricción lineal objeto de contraste. Una de las aplicaciones del estadístico es la contrastación de la significatividad individual de los parámetros. Bajo la hipótesis nula, el estadístico G se distribuye asintóticamente como una χ^2 , con tantos grados de libertad como restricciones independientes haya (rango de R). Además, este estadístico modificado de Wald permitirá contrastar la hipótesis de homogeneidad.

Una vez estimado el modelo por *MCO* y según el método de Phillips y Hansen (1990), se aplica un contraste de raíces unitarias sobre los residuos estimados por *MCO*,

\hat{u}_t . Se elige el tradicional estadístico *ADF*, basado en el estadístico t sobre el parámetro α , en la ecuación

$$\Delta \hat{u}_{1t} = \delta_0 + \alpha \hat{u}_{1t-1} + \sum_{i=1}^k \delta_i \Delta \hat{u}_{1t-i} + \xi_t \quad (10)$$

donde k se determina siguiendo el criterio propuesto por Perron y Vogelsang (1992). La distribución en muestras finitas de dicho estadístico ha sido tabulada por MacKinnon (1991).

Para detectar la presencia de inestabilidad paramétrica en los vectores de cointegración, se utilizan dos estadísticos: el propuesto por Gregory y Hansen (1996) y el estadístico propuesto por Peruga y Fernández (1997). Estos estadísticos son una extensión del contraste de cointegración propuesto por Engle y Granger (1987), que verifica la presencia de raíces unitarias en los residuos de la regresión de cointegración. Ambos contrastan la hipótesis nula de ausencia de cointegración frente a la alternativa de cointegración en presencia de cambios estructurales.

Gregory y Hansen (1996) parten del modelo,

$$Y_t = \mu_1 + \mu_2 \varphi_{\pi} + \alpha_1 X_t + \alpha_2 X_t \varphi_{\pi} + \varepsilon_t \quad t=1, \dots, T \quad (11)$$

donde X_t es un vector de regresores $I(1)$, ε_t es $I(0)$ y φ_{π} es una variable ficticia definida de la siguiente forma:

$$\varphi_{\pi} = \begin{cases} 0 & \text{si } t \leq \tau T \\ 1 & \text{si } t > \tau T \end{cases}, \quad (12)$$

con $[\tau T]$ denotando la parte entera de " τT ", y τ es un parámetro desconocido perteneciente al intervalo $(0,1)$.

Para cada posible punto de corte τ , dentro del intervalo $\tau \in [0.15, 0.85]^3$ se calcula un estadístico *ADF*(τ) que, bajo la hipótesis nula, tiene la distribución de Dickey-Fuller. Sin

³ Este intervalo se puede elegir arbitrariamente pero habitualmente se emplea $\tau \in [0.15, 0.85]$, valores utilizados y propuestos por Banerjee *et al.* (1992).

embargo, cuando el punto de corte es desconocido, Gregory y Hansen proponen el estadístico

$$InfADF = \min_{\tau \in [15, 85]} ADF(t), \quad (13)$$

es decir, el ínfimo de todos los valores calculados. Estos autores han tabulado la distribución asintótica del estadístico *InfADF* para varias especificaciones alternativas de la regresión de cointegración. Asociada al estadístico *InfADF* estará la posición muestral *NinfADF*, como posible estimador del punto de corte.

Peruga y Fernández (1997) proponen, además, el estadístico

$$MeanADF = \frac{1}{7T} \sum_{\tau \in [15, 85]} ADF(t), \quad (14)$$

es decir, la media de todos los valores calculados. Dichos autores tabulan la distribución del estadístico *MeanADF* y examinan la potencia de ambos estadísticos frente a los contrastes de inestabilidad paramétrica en relaciones de cointegración propuestos por Hansen (1992) y Hansen y Johansen (1993). Los resultados más sobresalientes de los experimentos de simulación efectuados por Peruga y Fernández (1997), que interesa destacar en este trabajo, se pueden sintetizar en los siguientes puntos:

1) La potencia asintótica de los contrastes es buena. La potencia sólo se ve reducida ligeramente cuando el punto de corte se encuentra fuera del intervalo considerado $\tau \in [15, 85]$, o existe más de un punto de corte. Esta potencia impide discriminar entre modelos cointegrados con y sin cambio estructural. El contraste *MeanADF* presenta un comportamiento similar al *InfADF*, aunque con una leve disminución de la potencia.

2) En muestras finitas, el contraste *InfADF* sigue mostrando una apreciable potencia, incluso en muestras muy pequeñas. La potencia del estadístico *MeanADF* es menor que la de su homólogo *InfADF*, excepto frente a alternativas con cointegración, donde la potencia es mayor. Por lo tanto, el estadístico *MeanADF* muestra mayor potencia frente a alternativas sin cambio estructural que frente a alternativas con él, presentando un comportamiento superior al contraste de cointegración más tradicional *ADF*. La potencia de

ambos contrastes sigue disminuyendo en presencia de más de un punto de corte.

3) En general, los estadísticos calculados a partir del supremo tienen mayor potencia que aquellos obtenidos a partir de la media.

En este trabajo, debido a los buenos resultados de potencia obtenidos por Fernández y Peruga (1997), se opta por la utilización de los contrastes *InfADF*, con el correspondiente estimador del punto de corte *NinfADF*, y *MeanADF*. En la Tabla 1 se muestran los porcentajes de rechazo de la hipótesis nula de no cointegración para los estadísticos *InfADF*, *MeanADF* y *ADF*, bajo siete modelos alternativos y distintos tamaños muestrales. Los valores críticos de estos contrastes se muestran en la Tabla 2.

3.- DESCRIPCIÓN DE LOS DATOS

En este trabajo se emplean datos de índices de precios agregados y desagregados sin desestacionalizar para un conjunto de países comunitarios: Alemania, Bélgica, España, Francia, Holanda, Italia y Reino Unido. En cuanto a los índices de precios agregados, se emplean el índice de precios al consumo (IPC) y el índice de precios del productor (IPP). Estas series se toman de Estadísticas Financieras Internacionales del Fondo Monetario Internacional. Para el IPC, el período de análisis se extiende desde 1975:1 hasta 1995:12 (252 observaciones mensuales). Para el IPP, el período de estudio se extiende desde 1975:1 hasta 1995:12 (252 observaciones mensuales) para todos los países, excepto para Alemania, Bélgica y Francia. Para Alemania, el período de análisis abarca desde 1975:1 hasta 1995:10 y para Bélgica (debido a un cambio de definición de la serie) desde 1980:3 hasta 1995:12. El año base del índice es el año 1990. Para Francia no se dispone de la serie del IPP.

En cuanto a los índices de precios desagregados se emplean siete categorías de índices que han sido tomados para todos los países, excepto para España, de *Eurostatistics*, estadísticas publicadas por *Eurostat*. Concretamente, los índices de precios al consumo desagregados son *alimentos excluyendo bebidas y comidas fuera de casa*, P1; *vestido y calzado, incluidas reparaciones*, P2; *vivienda (alquileres, combustible y energía)*, P3; *menaje y servicios para el hogar*, P4; *transportes y comunicaciones*, P6; *esparcimiento, enseñanza y cultura*, P7 y *otros bienes y servicios*, P8. En principio, se consideran como subíndices de precios de bienes comerciables P1, P2 y P4 y como subíndices de precios de

bienes no comerciables P3, P6, P7 y P8. El año base de estas series de índices de precios desagregados es el año 1985⁶.

Las series de índices desagregados de precios al consumo, publicadas por *Eurostat* para España, presentan una ruptura en el año 1992. Estas series, ya homogeneizadas, se toman del Instituto Nacional de Estadística (INE). La definición de los subíndices publicados por el INE es idéntica a la publicada por *Eurostat*.

El período objeto de estudio varía ligeramente por países. En primer lugar, para Bélgica, Francia, Italia y Reino Unido la muestra comprende el período 1975:1-1995:12, para todos los subíndices. En segundo lugar, para Holanda desde 1975:1-1995:12 para todos los subíndices, excepto para el P8, que se extiende desde 1980:3 hasta 1995:12. En tercer lugar, para España desde 1976:1 hasta 1995:12 para todos los subíndices y por último, para Alemania se extiende desde 1976:1 hasta 1995:7, para todos los subíndices.

4.- DESCRIPCIÓN DE LOS RESULTADOS GLOBALES

En este apartado se aplica la metodología anterior, sistemáticamente, a todas las relaciones y variables posibles. Los resultados del análisis de inestabilidad en la relación de cointegración entre el tipo de cambio nominal y los precios relativos internacionales, contruidos a partir de los distintos índices de precios, se presentan en las Tablas 3, 5, 7, 9 y 11 para las muestras completas y en las Tablas 2, 4, 6, 8 y 10 para las submuestras⁷. En cada tabla se suministra información sobre el valor del coeficiente β de la estimación por MCO (β_{mco}), sobre el coeficiente de la estimación corregida (β_{m}) y su significatividad, sobre el cumplimiento o no de la hipótesis de homogeneidad, sobre los estadísticos *ADF*, *InfADF* y *MeanADF* y el estimador del punto de corte *NinfADF*. La información se suministra tanto para la regresión directa como para la regresión recíproca.

Antes de pasar a una descripción detallada de los resultados que se han obtenido, hay que señalar que en el análisis de cointegración la relación bilateral ESP-ITA no se ha

⁶ Como puede observarse, hay un salto del subíndice P4 al P6. El subíndice P5, *medicina y conservación de la salud* (también publicado por *Eurostat*), no se utiliza en este análisis por no existir series homogéneas para todos los países objeto de estudio.

⁷ En las Tablas 2, 4, 6, 8 y 10 no se recogen exhaustivamente los resultados de los estadísticos para todas y cada una de las submuestras que se determinan a partir de los distintos puntos de corte, sino sólo aquellos resultados que ayudan a determinar la evidencia o no de cointegración en una submuestra.

considerado porque, según el análisis univariante de los datos, el tipo de cambio nominal bilateral entre España e Italia es estacionario. Por otro lado, hay evidencia de que algunos precios relativos internacionales son I(2), o bien presentan un cambio en el orden de integración de I(2) a I(1) o a la inversa. Para hacer el análisis homogéneo, se opta por no eliminar, en principio, las relaciones bilaterales con precios relativos I(2), I(2)-I(1) o I(1)-I(2)⁸ (u otro cambio en el orden de integración).

Finalmente en la Tabla 13 se resumen los resultados obtenidos del análisis de cointegración y de inestabilidad en la relación de cointegración, para cada uno de los índices de precios utilizados.

4.4.1.- Índices de precios agregados

En este subapartado se describe la evidencia de cointegración e inestabilidad en la relación de cointegración entre el tipo de cambio nominal bilateral y los precios relativos internacionales, contruidos a partir del IPC y del IPP. La evidencia se agrupa en los tres posibles resultados que se pueden obtener: cointegración en toda la muestra, cointegración en parte de la muestra y no cointegración. Los resultados globales se presentan en las Tablas 3(a) y 3(b).

1) Índice de Precios al Consumo

En cuanto al IPC, no hay evidencia de cointegración en toda la muestra en ninguno de los 20 casos posibles, hay evidencia de cointegración en parte de la muestra o cointegración inestable en 13 de los 20 casos totales y por último, en 7 casos no hay evidencia de cointegración. Los resultados se muestran en las Tablas 3(a) y 4(a).

Evidencia de cointegración en toda la muestra

De la Tabla 3(a) se concluye que no existe ninguna relación bilateral en la que haya evidencia de cointegración en toda la muestra, ya que en ningún caso, tanto para la regresión directa como para la recíproca, los estadísticos *ADF*, *InfADF* y *MeanADF* rechazan, a la vez, la hipótesis nula.

Por tanto, no se obtendría evidencia favorable a la cointegración entre el tipo de

⁸ Asintóticamente se exige que tanto la serie de tipo de cambio nominal como la serie de precios relativos sean I(1) para el análisis de cointegración. Como se está trabajando con muestras finitas se opta por no eliminar del análisis aquellas relaciones en las que hay precios relativos I(2) o parcialmente I(2). Para estos casos se verá, en el análisis posterior, que la evidencia que se obtiene favorable a la cointegración es, en general, pequeña (como cabría esperar).

cambio nominal bilateral y los precios relativos bilaterales, contruidos a partir del IPC (resultado habitual en la evidencia empírica previa), si no se considerase en el análisis la posible existencia de inestabilidad en la relación de cointegración.

Evidencia de cointegración en parte de la muestra⁹

En las relaciones ALE-BEL, ALE-FRA, ALE-HOL, ALE-ITA, ALE-UK, BEL-FRA, BEL-HOL, BEL-ITA, FRA-HOL, FRA-ITA, HOL-ITA, HOL-UK e ITA-UK hay evidencia de cointegración en parte de la muestra. Se observa que España no aparece en ninguna de las relaciones bilaterales donde hay evidencia de cointegración en parte de la muestra. Los resultados numéricos para las submuestras están recogidos en la Tabla 4 (a).

En el análisis de cointegración efectuado para toda la muestra se ha obtenido que en las relaciones ALE-BEL, ALE-UK, FRA-HOL y HOL-UK los puntos de corte determinados por el estadístico *InfADF* coinciden, tanto para la regresión directa como para la recíproca. En la relación ALE-BEL este estadístico sólo es significativo para la regresión directa y en las relaciones ALE-UK, FRA-HOL y HOL-UK no ha resultado ser significativo. Este punto de corte común se toma como referencia para fijar las submuestras estables en las que se analizará si hay evidencia de cointegración, teniéndose en cuenta, además, la inestabilidad presente en las variables originales (por ejemplo, en las relaciones ALE-UK, FRA-HOL y HOL-UK).

En las relaciones ALE-FRA, ALE-HOL, ALE-ITA, BEL-FRA, BEL-HOL, BEL-ITA, FRA-ITA, HOL-ITA e ITA-UK los puntos de corte que señala el estadístico *NinfADF*, para ambas regresiones, no coinciden.

En general, en todas estas relaciones se ensaya con los dos puntos de corte obtenidos para la regresión directa y la recíproca, teniéndose en cuenta los puntos de corte de las variables originales a la hora de llevar a cabo el análisis por submuestras.

En las relaciones ALE-FRA, ALE-HOL, ALE-ITA, BEL-HOL, FRA-ITA e ITA-UK las submuestras donde hay evidencia de cointegración se han fijado a partir de los puntos de inestabilidad detectados en la relación de cointegración. En la relación BEL-ITA la submuestra cointegrada se ha delimitado a partir de un punto de corte detectado en la relación de cointegración y de un punto de inestabilidad detectado en el análisis univariante de las variables originales. En las relaciones BEL-FRA y HOL-ITA la submuestra

⁹ A lo largo de todo el análisis, para algunas relaciones bilaterales se concluye evidencia de cointegración en parte de la muestra, aunque no todos los contrastes rechazan la hipótesis nula. Estos casos se interpretan como casos donde la evidencia de cointegración es marginal.

cointegrada se ha fijado a partir de puntos de corte de las variables originales.

En general, para todas las relaciones bilaterales en las que se ha detectado evidencia de cointegración en parte de la muestra, el parámetro de la estimación, β_n , resulta ser significativo y presenta el signo correcto (positivo). Este resultado es favorable al cumplimiento de la PPA en su versión relativa. Respecto a la hipótesis de homogeneidad sólo se cumple para 4 de las 13 relaciones en las que se ha detectado evidencia de cointegración en parte de la muestra (ALE-FRA, ALE-HOL, FRA-HOL y HOL-UK). En todas estas relaciones y para las submuestras correspondientes cointegradas, se puede afirmar que se cumple la PPA en su versión absoluta.

Evidencia de no cointegración

En las relaciones ALE-ESP, BEL-ESP, BEL-UK, ESP-FRA, ESP-HOL, ESP-UK y FRA-UK se ha concluido evidencia de no cointegración (tras efectuar el correspondiente análisis por submuestras).

En resumen, para el IPC se obtiene que, al contemplar la posibilidad de inestabilidad en la relación de cointegración y/o la inestabilidad detectada en las variables originales, la evidencia de cointegración aumenta substancialmente: de ninguna relación bilateral con evidencia de cointegración en toda la muestra a 13 relaciones bilaterales con evidencia de cointegración en parte de la muestra.

Por último, señalar que en el análisis univariante de los datos se obtuvo que los precios relativos internacionales, contruidos con el IPC, en las relaciones bilaterales ALE-BEL, ALE-ESP, BEL-ESP, BEL-HOL, ESP-HOL y FRA-HOL eran I(2). De estas 6 relaciones sólo se ha obtenido evidencia de cointegración en parte de la muestra en 3: ALE-BEL, BEL-HOL y FRA-HOL. En cuanto a aquellas relaciones para las cuales el precio relativo internacional presenta un cambio en el orden de integración de I(1) a I(2) (ALE-FRA, ALE-ITA, BEL-ITA, HOL-ITA), la evidencia es favorable a cointegración en parte de la muestra¹⁰.

2) Índice de Precios del Productor

Respecto al IPP, en 1 de los 14 casos posibles hay evidencia de cointegración en toda la muestra, en 6 casos hay cointegración en parte de la muestra y en los 7 restantes

¹⁰ En el apartado de resultados finales se mostrarán cómo quedarían los resultados, en cuanto al número de relaciones cointegradas, si se eliminasen del análisis las relaciones en las que los precios relativos son I(2) o presentan un cambio en el orden de integración.

casos no hay evidencia de cointegración. Los resultados se muestran en la Tablas 3(b) y 4(b).

Evidencia de cointegración en toda la muestra

Sólo en la relación bilateral BEL-UK hay evidencia de cointegración en toda la muestra, ya que los estadísticos rechazan la hipótesis nula de ausencia de cointegración, tanto en la regresión directa como en la regresión recíproca. Para esta relación, el parámetro de la estimación es positivo y significativo, resultado que apoya el cumplimiento de la PPA en su versión relativa. Sin embargo, la hipótesis de homogeneidad no se satisface.

Por tanto, si no se tuviese en cuenta la existencia de inestabilidad paramétrica en la relación de cointegración ni la inestabilidad en las variables originales, sólo habría evidencia de cointegración en 1 de las 14 relaciones bilaterales posibles.

Evidencia de cointegración en parte de la muestra

En las relaciones ALE-ITA, ALE-UK, BEL-ITA, ESP-UK, HOL-ITA, y HOL-UK se ha obtenido evidencia de cointegración en parte de la muestra. Los resultados numéricos del análisis por submuestras están recogidos en la Tabla 4(b).

En el análisis efectuado para toda la muestra en las relaciones ALE-UK, BEL-ITA y HOL-UK el estadístico *InfADF* rechaza la hipótesis nula tanto en la regresión directa como en la recíproca, siendo los puntos de corte prácticamente iguales en ambas regresiones. En las relaciones ALE-UK y HOL-UK, este punto de corte se emplea para delimitar las submuestras estables en las que se analiza si existe evidencia de cointegración. En la relación BEL-ITA se emplea, tanto un punto de corte determinado en el análisis de inestabilidad en la relación de cointegración, como un punto de corte resultante del análisis univariante.

En las relaciones ALE-ITA, ESP-UK y HOL-ITA el punto de corte señalado por el estimador *NinfADF* no es el mismo en la regresión directa que en la recíproca. En las relaciones ALE-ITA y ESP-UK, las submuestras se fijan a partir de los puntos de inestabilidad detectados en la relación de cointegración. En la relación HOL-ITA se emplean, tanto un punto de corte determinado en el análisis de inestabilidad en la relación de cointegración, como un punto de corte resultante del análisis univariante.

Para todas estas relaciones con evidencia de cointegración en parte de la muestra, el parámetro de la estimación ha resultado ser positivo y significativo, por lo que la PPA

relativa se cumple. Respecto a la hipótesis de homogeneidad sólo se cumple en la relación bilateral ALE-ITA.

Evidencia de no cointegración

En las relaciones ALE-BEL, ALE-ESP, ALE-HOL, BEL-ESP, BEL-HOL, ESP-HOL e ITA-UK no se ha detectado evidencia de cointegración, tras efectuar un análisis por submuestras, tanto a partir de los puntos de corte determinados por el *NinfADF*, como, en los casos que procede, a partir de los puntos de corte que se han obtenido del análisis univariante.

En resumen, al contemplar la posibilidad de inestabilidad en la relación de cointegración y/o la inestabilidad detectada en las variables originales, la evidencia de cointegración ha aumentado substancialmente: de sólo detectarse 1 relación bilateral con evidencia de cointegración en toda la muestra, se pasa a detectar 6 relaciones bilaterales con evidencia de cointegración en parte de la muestra.

Por último, señalar que los precios relativos internacionales de las relaciones bilaterales ALE-ESP, BEL-HOL, BEL-UK y ESP-HOL resultaron ser I(2). Para la relación BEL-UK, la evidencia de cointegración ha resultado ser favorable, pero para el resto de relaciones no hay cointegración¹¹.

4.4.2 - Índices de precios desagregados

A continuación, se procede a describir cuál es la evidencia que se desprende para los índices de precios desagregados. Los resultados están recogidos en las Tablas 5-12.

1) Alimentos menos bebidas y comidas fuera de casa, P1

En cuanto al subíndice P1, la evidencia de cointegración ha resultado ser muy elevada: 16 casos de los 20 posibles. De entre estos 16 casos, en sólo 2 hay evidencia de cointegración en toda la muestra, en 14 hay evidencia de cointegración en parte de la muestra y en los 4 casos restantes, la evidencia no es favorable a la existencia de cointegración. Los resultados se presentan en las Tablas 5(a) y 6(a).

Evidencia de cointegración en toda la muestra

En las relaciones ALE-FRA y BEL-FRA, la evidencia ha resultado ser favorable a la existencia de cointegración en toda la muestra. Los estadísticos *ADF*, *InfADF* y

¹¹ Véanse notas 8 y 10.

MeanADF rechazan la hipótesis nula para la relación ALE-FRA, tanto en la regresión directa como en la recíproca (marginamente). En la relación BEL-FRA todos los estadísticos rechazan la hipótesis nula (salvo el *MeanADF* en la regresión recíproca). Además, en ambas relaciones el parámetro de la estimación es positivo y significativo, por lo que la PPA en su versión relativa se cumple. Respecto a la hipótesis de homogeneidad no se verifica en ninguna de las dos regresiones.

En resumen, si no se tuviese en cuenta la existencia de inestabilidad en la relación de cointegración, se concluiría evidencia de una relación a largo plazo entre el tipo de cambio nominal y los precios relativos sólo para 2 de las 20 relaciones bilaterales posibles.

Evidencia de cointegración en parte de la muestra

En las relaciones ALE-BEL, ALE-ESP, ALE-ITA, ALE-UK, BEL-ESP, BEL-HOL, BEL-ITA, ESP-FRA, ESP-HOL, FRA-HOL, FRA-ITA, HOL-ITA, HOL-UK, ITA-UK la evidencia es favorable a cointegración en parte de la muestra.

Estas relaciones se pueden agrupar en aquellas en las que el estimador *NinfADF* señala un punto de corte idéntico en la regresión directa y en la recíproca y aquellas en las que los puntos de corte no son coincidentes. En las relaciones ALE-ESP, ALE-ITA, ALE-UK, BEL-ESP, ESP-FRA, ESP-HOL, FRA-HOL, FRA-ITA y HOL-UK los puntos de corte resultantes para las dos regresiones son, prácticamente, iguales. Este punto de corte común, en todas las relaciones integradas en este grupo, se toma como referencia para llevar a cabo el análisis por submuestras. Por otra parte, en las relaciones ALE-BEL, BEL-HOL, BEL-ITA, HOL-ITA y ITA-UK los puntos de corte resultantes de ambas regresiones no coinciden. En todas estas relaciones, para determinar las submuestras cointegradas, se ensaya con los puntos de corte resultantes del análisis de inestabilidad en la relación de cointegración, excepto en la relación HOL-ITA donde, para la fijación de submuestras, se hace uso de la información sobre los puntos de corte de las variables originales.

Finalmente, en todas estas relaciones, con evidencia de cointegración en parte de la muestra, el parámetro de la estimación resulta ser positivo y significativo, resultado que confirma el cumplimiento de la PPA relativa. La hipótesis de homogeneidad sólo se satisface en las submuestras cointegradas correspondientes a las relaciones bilaterales ALE-ESP, ESP-FRA y ESP-HOL. Hay, por tanto, escasa evidencia favorable al cumplimiento de la PPA en su versión absoluta.

Evidencia de no cointegración

En las relaciones ALE-HOL, BEL-UK, ESP-UK, FRA-UK no hay evidencia favorable a la cointegración porque, tras el análisis por submuestras, los estadísticos no han rechazado la hipótesis nula de no cointegración.

En resumen, para el subíndice de precios P1, se obtiene evidencia de cointegración en 16 de las 20 relaciones bilaterales posibles. Por tanto, al considerar en el análisis la presencia de inestabilidad el número de relaciones en las que se detecta cointegración aumenta considerablemente. Esta elevada evidencia favorable a la presencia de cointegración es, además, coherente con la naturaleza comerciable de este subíndice de precios. Más adelante se observará si este comportamiento se repite para los subíndices P3 y P5, que pueden ser considerados, también, como representativos de precios de bienes comerciables.

Por último, señalar que del análisis univariante de los datos se obtuvo que el precio relativo construido con el subíndice P1, para la relación bilateral ALE-FRA, era I(2)-I(1). En esta relación se ha obtenido evidencia de cointegración en toda la muestra¹².

2) Vestido y calzado, incluyendo reparaciones, P2

De las 20 posibles relaciones bilaterales, no hay ninguna que presente evidencia de cointegración en toda la muestra, en 7 casos hay evidencia de cointegración en parte de la muestra y en los 13 casos restantes no hay cointegración. Los resultados están recogidos en las Tablas 5(b) y 6(b).

Evidencia de cointegración en toda la muestra

En ninguna relación bilateral hay evidencia de cointegración en toda la muestra ya que los estadísticos no rechazan la hipótesis nula de ausencia de cointegración (ni para la regresión directa ni para la recíproca). Por tanto, si no se considerase en el análisis la existencia de cambios estructurales, no habría ninguna evidencia favorable a cointegración entre el tipo de cambio y los precios relativos bilaterales, construidos con el subíndice de precios P2.

Evidencia de cointegración en parte de la muestra

En las relaciones ALE-FRA, ALE-ITA, BEL-ITA, ESP-UK, FRA-HOL, FRA-ITA y FRA-UK hay evidencia de cointegración en parte de la muestra.

En las relaciones ALE-ITA y BEL-ITA (Tabla 6(b)), el estimador *NinfADF* señala

¹² Véanse notas 8 y 10.

que los puntos de corte de las regresiones directa y recíproca coinciden. En la relación ALE-ITA este punto de corte común delimita las submuestras, en las que, posteriormente, se obtiene evidencia de cointegración. En la relación BEL-ITA, para delimitar las submuestras estables cointegradas, se hace uso de un punto de corte resultante del análisis univariante de las series.

En las relaciones ALE-FRA, ESP-UK, FRA-HOL, FRA-ITA y FRA-UK, los puntos de corte de las regresiones directa y recíproca no coinciden. En las relaciones ESP-UK y FRA-ITA y FRA-UK se ensayan con estos puntos de corte, para tratar de determinar si hay cointegración por submuestras. En el resto de relaciones, además, se hace uso de los puntos de corte resultantes del análisis univariante de los datos.

En todas las submuestras en las que se ha concluido evidencia de cointegración la PPA se cumple en su versión relativa, puesto que el parámetro de la estimación ha resultado ser positivo y significativo. Respecto a la hipótesis de homogeneidad sólo se satisface en 3 de las 7 relaciones bilaterales en las que hay evidencia de cointegración en parte de la muestra (ALE-FRA, BEL-ITA y FRA-UK).

Evidencia de no cointegración

No hay evidencia de cointegración en 13 de las 20 relaciones bilaterales posibles (ALE-BEL, ALE-ESP, ALE-HOL, ALE-UK, BEL-ESP, BEL-FRA, BEL-HOL, BEL-UK, ESP-FRA, ESP-HOL, HOL-ITA, HOL-UK e ITA-UK).

En resumen, para el subíndice P2 se obtiene evidencia de cointegración en parte de la muestra en 7 de las 20 relaciones bilaterales posibles. La evidencia de cointegración se ha reducido respecto a la evidencia obtenida para el subíndice P1.

Por último, señalar que del análisis univariante se obtuvo que los precios relativos para las relaciones ALE-FRA, ALE-BEL, ALE-ESP y FRA-UK eran $I(2)$. En las relaciones ALE-FRA y FRA-UK la evidencia ha resultado ser favorable a cointegración en parte de la muestra. Por otro lado, aparecen tres relaciones bilaterales en las que los precios relativos resultaron presentar un cambio en el orden de integración. Para la relación ALE-ITA el precio relativo resultó ser $I(2)-I(1)$ y la evidencia que se obtiene es de cointegración en parte de la muestra. Para la relación ALE-UK el precio relativo resultó ser $I(1)-I(2)-I(1)$ y para la relación BEL-FRA $I(2)-I(1)$. La evidencia, en ambas relaciones, ha sido negativa a la presencia de cointegración¹³.

¹³ Véanse notas 8 y 10.

3) Vivienda (alquileres, combustible y energía), P3

En 2 casos hay evidencia de cointegración en toda la muestra, en 8 casos hay evidencia de cointegración en parte de la muestra y, por último, en 10 casos no hay evidencia de cointegración. Por tanto, existe alguna evidencia de cointegración en 10 de las 20 relaciones bilaterales posibles. Los resultados numéricos están recogidos en las Tablas 7(a) y 8(a).

Evidencia de cointegración en toda la muestra

Hay evidencia de cointegración en toda la muestra en las relaciones ALE-HOL e ITA-UK (en esta relación la evidencia es marginal). En ambas relaciones, el parámetro de la estimación es positivo y significativo, por lo que, la PPA relativa se cumple. Respecto a la hipótesis de homogeneidad sólo se cumple en la relación ITA-UK.

Si no se procediera a un análisis de inestabilidad en la relación de cointegración, la evidencia favorable a la cointegración resultaría ser muy escasa.

Evidencia de cointegración en parte de la muestra

En las relaciones ALE-FRA, ALE-ITA, BEL-ESP, BEL-FRA, BEL-ITA, FRA-HOL, FRA-ITA y HOL-ITA hay evidencia de cointegración en parte de la muestra.

Los puntos de corte resultantes para la regresión directa y la recíproca son comunes sólo en la relación BEL-ESP, tomándose como referencia para el análisis por submuestras. En el resto de relaciones no hay coincidencia entre los puntos de corte. Dentro de este grupo en las relaciones ALE-FRA, BEL-FRA, FRA-HOL y FRA-ITA las submuestras cointegradas quedan delimitadas a partir de los puntos de corte que recogen inestabilidad en la relación de cointegración. En las relaciones ALE-ITA, BEL-ITA y HOL-ITA, para la fijación de submuestras, se emplean puntos de corte de las variables originales. Los resultados numéricos para las submuestras están recogidos en la Tabla 8(a).

En todas las submuestras cointegradas la evidencia apoya el cumplimiento de la PPA relativa por ser el parámetro de la estimación positivo y significativo. Por último, en las relaciones ALE-FRA, BEL-ESP y FRA-HOL la evidencia es favorable al cumplimiento de la hipótesis de homogeneidad.

Evidencia de no cointegración

En 10 de las 20 relaciones posibles (ALE-BEL, ALE-ESP, ALE-UK, BEL-HOL, BEL-UK, ESP-FRA, ESP-HOL, ESP-UK, FRA-UK, HOL-UK) no se ha obtenido evidencia favorable a la existencia de cointegración.

En resumen, para el subíndice P3 se obtiene alguna evidencia de cointegración en 10 relaciones de las 20 posibles. Se observa que el número de relaciones en las que hay alguna evidencia de cointegración no se reduce respecto a los subíndices ya analizados (P1 y P2), contrariamente a lo que cabría esperar, por ser P3 un subíndice de precios de bienes no comerciables. La explicación a esta evidencia puede residir en que dentro de este subíndice se incluyen la energía y el combustible (petróleo), productos altamente comerciables.

Por último, señalar que del análisis del comportamiento univariante de los datos, se obtuvo que existían cuatro precios relativos en los que había evidencia de algún cambio estructural en el orden de integración. Para la relación bilateral ALE-HOL el precio relativo era $I(1)-I(0)$. Para esta relación hay evidencia de cointegración en toda la muestra. Para la relación ALE-UK se obtuvo que el precio relativo era $I(1)-I(2)$ y no se ha obtenido evidencia de cointegración. Para la relación ESP-UK se obtuvo que el precio relativo era $I(0)-I(1)$ y no se ha obtenido evidencia de cointegración. Por último, evidencia de no cointegración se ha obtenido, también, para la relación ESP-FRA, donde el precio relativo resultó ser $I(1)-I(0)-I(1)$ ¹⁴.

4) Menaje y servicios para el hogar, P4

Según los resultados globales recogidos en la Tabla 7(b), para el subíndice P4, sólo en 1 relación bilateral hay evidencia de cointegración en toda la muestra, en 7 hay evidencia de cointegración en parte de la muestra y en 12 no hay evidencia de cointegración.

Evidencia de cointegración en toda la muestra

La evidencia de cointegración en toda la muestra se presenta en la relación bilateral ALE-FRA, ya que los estadísticos *ADF*, *InfADF* y *MeanADF* rechazan la hipótesis nula, tanto en la regresión directa como en la recíproca (el estadístico *InfADF* no rechaza en la regresión recíproca). Además, el parámetro β_{pt} de la estimación es significativo y positivo por lo que la evidencia es favorable al cumplimiento de la PPA en su versión relativa. La hipótesis de homogeneidad se cumple, pudiéndose afirmar que, para esta relación, la evidencia apoya el cumplimiento de la PPA en su versión absoluta.

Evidencia de cointegración en parte de la muestra

Hay evidencia de cointegración en parte de la muestra en las relaciones ALE-ITA,

ESP-FRA, FRA-HOL, FRA-ITA, HOL-ITA, HOL-UK e ITA-UK. En todas, los puntos de corte que señala el análisis de inestabilidad en la relación de cointegración son diferentes (aunque en algunas relaciones están muy próximos). Por tanto, se ensaya con ambos puntos de corte para fijar las submuestras cointegradas. Sólo en la relación FRA-ITA las submuestras se fijan tomando como referencia la inestabilidad de las variables originales. Los resultados se ofrecen en la Tabla 8(b).

La PPA relativa se cumple en todas las relaciones al ser el parámetro de la estimación positivo y significativo. La hipótesis de homogeneidad no se cumple en ninguna de las relaciones bilaterales en las que se ha detectado evidencia de cointegración en parte de la muestra.

Evidencia de no cointegración

En las 12 relaciones bilaterales restantes (ALE-BEL, ALE-ESP, ALE-HOL, ALE-UK, BEL-ESP, BEL-FRA, BEL-HOL, BEL-ITA, BEL-UK, ESP-HOL, ESP-UK, FRA-UK) no se obtiene evidencia de cointegración.

En resumen, para el subíndice de precios P4, de las 20 relaciones bilaterales posibles, en 8 hay alguna evidencia favorable a la cointegración. De estas 8 relaciones hay que resaltar que sólo en 1 hay evidencia de cointegración en toda la muestra y el resto de relaciones cointegradas se han obtenido al incorporar en el análisis la posible existencia de inestabilidad. Por último, señalar que del análisis univariante de los datos se obtuvo que los precios relativos para las relaciones ALE-BEL, ALE-ESP, BEL-ESP y ESP-HOL eran $I(2)$. En ninguna de las 4 relaciones hay evidencia de cointegración. Por otro lado, en la relación ALE-FRA el precio relativo resultó ser $I(1)-I(2)$ y para esta relación hay evidencia de cointegración en toda la muestra. En las relaciones bilaterales ESP-FRA y FRA-HOL el precio relativo resultó ser $I(2)-I(1)$ e $I(1)-I(2)$, respectivamente y la evidencia ha sido favorable a cointegración en parte de la muestra¹⁵.

5) Transportes y comunicaciones, P6

De los 20 casos totales, sólo en 1 hay evidencia de cointegración en toda la muestra, en 12 casos hay evidencia de cointegración en parte de la muestra y en los 7 casos restantes no hay cointegración. En las Tablas 9(a) y 10(a) se ilustran los resultados globales.

Evidencia de cointegración en toda la muestra

¹⁴ Véanse notas 8 y 10.

¹⁵ Véanse notas 8 y 10.

En la relación bilateral BEL-FRA se ha detectado evidencia de cointegración en toda la muestra. Por tanto, sin tener en cuenta la posible inestabilidad en la relación de cointegración y en las variables originales sólo se habría obtenido un caso de evidencia favorable a la cointegración para este subíndice de precios.

Evidencia de cointegración en parte de la muestra

En las relaciones bilaterales ALE-BEL, ALE-HOL, ALE-ITA, ALE-UK, BEL-HOL, BEL-ITA, ESP-FRA, FRA-HOL, FRA-ITA, HOL-ITA, HOL-UK, ITA-UK se ha detectado evidencia de cointegración en parte de la muestra. Los resultados, por submuestras están recogidos en la Tabla 10(a).

En las relaciones ALE-UK y HOL-UK los puntos de corte resultantes del análisis de inestabilidad coinciden. Este punto de corte se toma para fijar las submuestras cointegradas. El parámetro de la estimación ha resultado ser positivo y significativo para las dos relaciones y la hipótesis de homogeneidad se cumple para la relación HOL-UK.

En las 10 restantes relaciones los puntos de corte que señala el estimador *NinfADF*, para la muestra completa, en la regresión directa y la recíproca, no coinciden. En las relaciones ALE-BEL, ALE-ITA, ESP-FRA, FRA-ITA, HOL-ITA e ITA-UK las submuestras se han fijado a partir del punto de corte resultante de la inestabilidad en la relación de cointegración. En las relaciones ALE-HOL, BEL-ITA y FRA-HOL las submuestras cointegradas se delimitan a partir de un punto de inestabilidad de las variables originales.

Por último, en todas las submuestras cointegradas la PPA se cumple en su versión relativa. En su versión absoluta sólo hay evidencia favorable a su cumplimiento en las relaciones bilaterales FRA-HOL y HOL-UK.

Evidencia de no cointegración

En las 7 restantes relaciones bilaterales (ALE-ESP, ALE-FRA, BEL-ESP, BEL-UK, ESP-HOL, ESP-UK, FRA-UK) no hay evidencia de cointegración. Se llega a este resultado bien observando el valor de los estadísticos para la muestra completa o bien llevando a cabo el correspondiente análisis por submuestras.

En resumen, para el subíndice P6, se obtienen 12 relaciones en las que hay evidencia de cointegración en parte de la muestra.

Por último, en el análisis univariante de los datos se obtuvo que el precio relativo para la relación bilateral BEL-HOL era $I(1)-I(0)$. En esta relación no se ha obtenido

evidencia favorable a la cointegración¹⁶.

6) Esparcimiento, enseñanza y cultura, P7

En ninguno de los 20 casos hay evidencia de cointegración en toda la muestra. Aparecen 11 casos en los que hay cointegración en parte de la muestra y en los 9 casos restantes no hay cointegración. Los resultados globales están recogidos en las Tablas 9(b) y 10(b).

Evidencia de cointegración en toda la muestra

Para el subíndice de precios P7 no se ha detectado ninguna relación bilateral con evidencia de cointegración en toda la muestra.

Evidencia de cointegración en parte de la muestra

En las relaciones ALE-BEL, ALE-ITA, ALE-UK, BEL-ITA, ESP-FRA, ESP-UK, FRA-HOL, FRA-ITA, HOL-ITA, HOL-UK, ITA-UK se ha detectado cointegración en parte de la muestra.

Para las relaciones ALE-UK, ESP-FRA, FRA-HOL y HOL-UK (Tabla 10 (b)) los puntos de inestabilidad coinciden tanto en la regresión directa como en la recíproca. En todas las relaciones este punto de corte común se toma como referencia para delimitar las submuestras en las que hay evidencia de cointegración excepto en la relación FRA-HOL donde, además, se utiliza la inestabilidad detectada en las variables originales.

En las relaciones ALE-BEL, ALE-ITA, BEL-ITA, ESP-UK, FRA-ITA, HOL-ITA e ITA-UK el punto de corte determinado por el estimador *NinfADF* no coincide en la regresión directa y en la recíproca. En las relaciones ALE-BEL, ALE-ITA, ESP-UK e ITA-UK las submuestras se fijan a partir de los puntos de corte detectados tras el análisis de inestabilidad en la relación de cointegración. En las relaciones FRA-ITA y HOL-ITA las submuestras quedan fijadas a partir de un punto de corte detectado en las variables originales. En la relación bilateral BEL-ITA, para fijar la submuestra cointegrada, se emplea tanto un punto de corte resultante del análisis de inestabilidad en la relación de cointegración, como un punto de corte resultante del análisis univariante de los datos.

En todas las submuestras donde hay evidencia de cointegración, el parámetro de la estimación es positivo y significativo por lo que la evidencia es favorable al cumplimiento de la PPA relativa. En cuanto a la hipótesis de homogeneidad sólo se cumple en 3

¹⁶ Véanse notas 8 y 10.

relaciones bilaterales (ALE-UK, ESP-UK y HOL-UK).

Evidencia de no cointegración

En las 9 restantes relaciones (ALE-ESP, ALE-FRA, ALE-HOL, BEL-ESP, BEL-FRA, BEL-HOL, BEL-UK, ESP-HOL, FRA-UK) la evidencia que se desprende es de no cointegración.

En resumen, para el subíndice P7 se han obtenido 11 relaciones bilaterales que presentan evidencia de cointegración en parte de la muestra.

Por último, respecto a las relaciones con precios relativos I(2), sólo hay una (ALE-FRA). Para esta relación la evidencia no ha sido favorable a la existencia de cointegración. En la relación FRA-HOL, el precio relativo es I(2)-I(1) y la evidencia obtenida es de cointegración en parte de la muestra¹⁷.

7) Otros bienes y servicios, P8

En 1 de los 20 casos hay evidencia de cointegración en toda la muestra, en 9 de los casos la evidencia es favorable a cointegración en parte de la muestra y en los 10 casos restantes no hay cointegración. Los resultados globales están recogidos en la Tabla 11.

Evidencia de cointegración en toda la muestra

En la relación bilateral ESP-FRA la evidencia es favorable a cointegración en toda la muestra. En esta relación la evidencia es favorable al cumplimiento de la PPA relativa, ya que el parámetro de la estimación es positivo y significativo. La hipótesis de homogeneidad se rechaza.

Evidencia de cointegración en parte de la muestra

En las relaciones ALE-BEL, ALE-ITA, BEL-UK, ESP-UK, FRA-HOL, FRA-ITA, FRA-UK, HOL-ITA e ITA-UK la evidencia ha resultado ser de cointegración en parte de la muestra.

En las relaciones ALE-BEL, ALE-ITA, BEL-UK, ESP-UK, FRA-HOL y FRA-UK los puntos de corte, que señala el estimador *NinfADF*, coinciden para las regresiones directa y recíproca. Este punto de corte se emplea para delimitar las submuestras cointegradas en las relaciones BEL-UK, ESP-UK, FRA-HOL y FRA-UK. En la relación ALE-ITA la submuestra cointegrada se delimita a partir de un punto de corte detectado en el análisis univariante de las variables originales. Por último, en la relación ALE-BEL se

¹⁷ Véanse notas 8 y 10.

emplean tanto un punto de corte resultante del análisis de inestabilidad en la relación, como un punto de corte de las variables originales.

En las relaciones FRA-ITA, HOL-ITA e ITA-UK el punto de corte señalado por el estimador *NinfADF* no coinciden. Se ensayará con ambos puntos de corte para delimitar las submuestras cointegradas y en algunos casos (FRA-ITA, HOL-ITA) se emplean los puntos de corte de las variables originales.

En todas las relaciones donde se ha detectado cointegración inestable se cumple la PPA. La hipótesis de homogeneidad sólo se cumple para las relaciones bilaterales BEL-UK, ESP-UK y FRA-UK.

Evidencia de no cointegración

En las 10 restantes relaciones (ALE-ESP, ALE-FRA, ALE-HOL, ALE-UK, BEL-ESP, BEL-FRA, BEL-HOL, BEL-ITA, ESP-HOL, HOL-UK) la evidencia es de no cointegración.

En resumen, para el subíndice P8 se ha obtenido un número de 10 relaciones en las que hay alguna evidencia de cointegración. De estas 10 relaciones, 9 han resultado por incorporar en el análisis la posibilidad de cambios estructurales.

Por último, en este subíndice de precios hay 6 relaciones bilaterales para las que el precio relativo resultó ser I(2), según el análisis univariante de los datos: ALE-FRA, ALE-ITA, BEL-FRA, BEL-HOL, BEL-ITA y ESP-HOL. La relación ALE-ITA es la única en que se ha detectado evidencia de cointegración en parte de la muestra. Por otro lado, en el análisis univariante de los datos se obtuvo que el precio relativo, construido a partir del subíndice P8, para la relación bilateral FRA-HOL era I(1)-I(0). En esta relación la evidencia ha sido favorable a cointegración en parte de la muestra¹⁸.

4.5.- RESUMEN DE RESULTADOS Y CONSIDERACIONES FINALES

La Tabla 13 resume los resultados obtenidos en cuanto al número de relaciones bilaterales¹⁹ en las que se detecta alguna evidencia de cointegración: cointegración en toda

¹⁸ Véanse notas 8 y 10.

¹⁹ Sería interesante estudiar hasta qué punto el tener en cuenta las relaciones multilaterales de las variables podría influir en el cumplimiento de la PPA. Por ejemplo, se podría realizar un análisis de cointegración con datos de panel para los siete países de la muestra o bien aplicar contrastes de raíces unitarias a datos de panel del tipo de cambio real. Sin embargo, en línea con los propósitos de este trabajo, existe una limitación en el sentido de que no se cuentan aún con contrastes de raíces unitarias que detecten cambios estructurales en un

la muestra, cointegración en parte de la muestra y evidencia de no cointegración. Estos resultados se presentan para cada uno de los índices de precios utilizados.

De este resumen de resultados se pretende extraer algún patrón de comportamiento común en cuanto a las relaciones bilaterales específicas en las que se detecta cointegración y en cuanto a la naturaleza comerciable o no comerciable de los subíndices de precios.

Índices de precios agregados

De los resultados recogidos en la primera columna de la Tabla 13 para el IPC se concluye que los contrastes tradicionales de cointegración no señalarían ningún caso en el que hubiese evidencia de cointegración en toda la muestra. Sin embargo, si se considera en el análisis la posibilidad de inestabilidad paramétrica el número de relaciones bilaterales en las que hay evidencia de cointegración en parte de la muestra aumenta a 13, es decir el 65% de los casos. Por tanto, los contrastes de cointegración que permiten la incorporación de inestabilidad paramétrica brindan un apoyo más amplio al cumplimiento de la PPA.

En las 13 relaciones bilaterales en las que hay evidencia de cointegración en parte de la muestra, el parámetro de la estimación es significativo y positivo y sólo en 4 no se rechaza la hipótesis de homogeneidad, por lo que hay mayor apoyo al cumplimiento de la PPA en su versión relativa.

En la segunda columna de la Tabla 13 se resumen los resultados globales para el IPP. Según estos resultados, los contrastes de cointegración tradicionales detectarían evidencia de cointegración en toda la muestra sólo en 1 relación bilateral de las 14 relaciones posibles. Al permitirse contrastar cointegración con inestabilidad paramétrica el número de relaciones se incrementa, obteniéndose 6 relaciones con evidencia de cointegración en parte de la muestra. Por tanto, para este índice de precios hay evidencia de cointegración en el 50% de los casos. De nuevo, los contrastes de cointegración que permiten inestabilidad paramétrica apoyan más ampliamente el cumplimiento de la PPA.

Por otro lado, en todas las relaciones en las que hay evidencia de cointegración el parámetro de la estimación ha resultado significativo y positivo, aceptándose la hipótesis de homogeneidad sólo en un caso, por lo que los resultados apoyan el cumplimiento de la PPA

contexto multilateral. En el transcurso de la realización de este trabajo se llevó a cabo un análisis de tendencias comunes siguiendo la metodología de Gonzalo y Granger (1995). Los resultados que se obtenían eran muy sensibles a los datos y muestras, debido a la importante presencia de multicolinealidad entre los diferentes subíndices de precios.

en su versión relativa.

Por último, si se compara el comportamiento de los dos índices de precios agregados se puede afirmar que, en ambos, al contemplar la existencia de posibles cambios estructurales la evidencia de cointegración aumenta. Esta evidencia, para el IPC se presenta en el 65% de los casos y para el IPP en el 50% de los casos²⁰. Por otra parte, los resultados en ambos índices de precios apoyan el cumplimiento de la PPA en su versión relativa.

Índices de precios desagregados

En las columnas 3-9 de la Tabla 13 se resumen los resultados globales para los distintos subíndices de precios.

Para el subíndice *alimentos menos bebidas y comidas fuera de casa (P1)*, los contrastes de cointegración tradicionales señalarían evidencia de cointegración en toda la muestra sólo en 2 casos. Cuando se contrasta cointegración permitiéndose la posibilidad de inestabilidad paramétrica el número de relaciones en las que existe cointegración aumenta considerablemente a 14 casos. Por tanto, para el subíndice de precios P1 hay evidencia de cointegración en el 80% de los casos. Por otro lado, en todas las relaciones en las que hay evidencia de cointegración el parámetro de la estimación es positivo y significativo. Respecto a la hipótesis de homogeneidad, no se cumple en ninguna de las 2 relaciones en las que se ha obtenido evidencia de cointegración en toda la muestra y se cumple en 3 de las 14 relaciones bilaterales en las que se ha detectado evidencia de cointegración en parte de la muestra. Por tanto, la evidencia apoya en mayor medida la PPA en su versión relativa.

Para el subíndice *vestido y calzado, incluyendo reparaciones (P2)*, los contrastes tradicionales no señalarían ningún caso de evidencia de cointegración en toda la muestra. Sin embargo, al considerar la posibilidad de inestabilidad paramétrica, el número de relaciones para las que existe alguna evidencia de cointegración aumenta a 7 (35% de los casos). La hipótesis de homogeneidad se satisface en 3 de las 7 relaciones con evidencia de cointegración en parte de la muestra, por lo que la evidencia apoya más ampliamente el cumplimiento de la PPA en su versión relativa.

²⁰ La evidencia de cointegración obtenida para el IPC es ligeramente mayor a la obtenida para el IPP, resultado anómalo si se piensa que en el IPP la presencia de bienes comerciables es mayor que en el IPC.

Para el subíndice *vivienda (alquileres, combustible y energía) (P3)*, los contrastes tradicionales señalarían evidencia de cointegración en toda la muestra sólo en 2 casos. Cuando se incorpora en el análisis la posibilidad de inestabilidad paramétrica en la relación de cointegración, el número de relaciones cointegradas en parte de la muestra aumenta substancialmente, detectándose 8 casos de los 20 posibles. Por tanto en el 50% de los casos hay evidencia de cointegración para este subíndice de precios. Asimismo, en las 10 relaciones con evidencia de cointegración el parámetro de la estimación es positivo y significativo y la hipótesis de homogeneidad se cumple para cuatro relaciones bilaterales. De nuevo, la evidencia brinda mayor apoyo al cumplimiento de la PPA en su versión relativa.

Para el subíndice *menaje y servicios para el hogar (P4)*, la evidencia de cointegración está presente en 8 de los 20 casos posibles (40% de los casos). De los 8 casos sólo en 1 hay evidencia de cointegración en toda la muestra y el resto se ha obtenido al permitir la existencia de inestabilidad paramétrica.

De las 8 relaciones cointegradas sólo en una se cumple la hipótesis de homogeneidad, por lo que la evidencia brinda mayor apoyo al cumplimiento de la PPA en su versión relativa.

Para el subíndice *transportes y comunicaciones (P6)*, los contrastes tradicionales de cointegración sólo habrían detectado cointegración en toda la muestra en 1 relación de las 20 posibles, pero al considerar inestabilidad paramétrica el número de relaciones bilaterales donde hay evidencia de cointegración aumenta a 11 casos. Por tanto, la evidencia de cointegración es del 60% de los casos para este subíndice de precios.

En todas las relaciones cointegradas el parámetro de la estimación ha resultado ser significativo y positivo y la hipótesis de homogeneidad se cumple sólo en 2 de las 12 relaciones bilaterales en las que se ha detectado evidencia de cointegración, por lo que, de nuevo, la evidencia resulta ser más favorable al cumplimiento de la PPA en su versión relativa.

Para el subíndice *esparcimiento, enseñanza y cultura (P7)*, los contrastes de cointegración tradicionales no señalarían ninguna relación bilateral con evidencia de cointegración en toda la muestra. Cuando se contrasta cointegración permitiéndose la posibilidad de inestabilidad paramétrica el número de relaciones en las que existe cointegración aumenta considerablemente a 11 casos. Por tanto, para el subíndice de

precios P7 hay evidencia de cointegración en el 55% de los casos. Por otro lado, en todas las relaciones en las que hay evidencia de cointegración el parámetro de la estimación es positivo y significativo. Respecto a la hipótesis de homogeneidad, se cumple en 2 relaciones de las que se ha obtenido evidencia de cointegración. Por tanto, la evidencia apoya en mayor medida la PPA en su versión relativa.

Para el subíndice *otros bienes y servicios (P8)*, los contrastes tradicionales de cointegración sólo detectarían 1 relación bilateral con evidencia de cointegración en toda la muestra. Sin embargo, los contrastes que incorporan inestabilidad paramétrica permiten detectar 9 casos en los que hay evidencia de cointegración en parte de la muestra. Por tanto, hay evidencia de cointegración en este subíndice en el 50% de las relaciones bilaterales.

Por otro lado, de las 10 relaciones cointegradas, la hipótesis de homogeneidad se cumple en 3, por lo que la evidencia brinda mayor apoyo al cumplimiento de la PPA en su versión relativa.

Por último, en la Tabla 14 se muestra cómo quedarían los resultados, en cuanto al número de relaciones bilaterales con evidencia de cointegración, si se eliminasen del análisis aquellas relaciones con precios relativos I(2) o aquellos que presentan un cambio en el orden de integración (relaciones que se han venido comentando en la descripción de los resultados). Se observa que únicamente en el IPC y en los subíndices P2 y P4 la evidencia de cointegración se reduciría. Para el resto de subíndices los resultados permanecerían prácticamente inalterados, ya que la evidencia de cointegración es reducida, como cabría esperar, en aquellos relaciones con precios relativos I(2) o con cambio en el orden de integración.

Del resumen de resultados efectuado se extraen un conjunto de consideraciones finales:

- 1) Los resultados obtenidos para los índices de precios agregados ponen de manifiesto que la evidencia de cointegración entre el tipo de cambio nominal bilateral y los precios relativos internacionales aumenta, substancialmente, cuando se tiene en cuenta la presencia de cambios estructurales, es decir, de inestabilidad en la relación a largo plazo entre el tipo de cambio nominal y los precios relativos internacionales. Además, en todas las relaciones en las que se ha detectado evidencia de cointegración en toda la muestra o de cointegración en parte de la muestra, el parámetro de la estimación es significativo y

presenta el signo correcto (positivo), por lo que se apoya el cumplimiento de la PPA en su versión relativa. En general, la hipótesis de homogeneidad se rechaza en la mayoría de relaciones en las que hay alguna evidencia de cointegración, bien en la muestra completa o bien en submuestras.

2) Los resultados obtenidos para los índices de precios desagregados, al igual que en los índices agregados, muestran que la evidencia de cointegración entre el tipo de cambio nominal bilateral y los precios relativos internacionales aumenta, substancialmente, cuando se tiene en cuenta la presencia de cambios estructurales.

Entre los índices de precios desagregados el número de relaciones bilaterales en las que hay alguna evidencia de cointegración oscila entre un máximo de 16 para el subíndice P1 (resultado bastante coherente con el carácter altamente comerciable de este subíndice de precios) y un mínimo de 7, para el subíndice P2. Asimismo, el número medio de relaciones bilaterales en las que hay evidencia de cointegración en los índices de precios de bienes comerciables (P1, P2, P4) es aproximadamente de 10 relaciones y el número medio de relaciones para los índices de precios de bienes no comerciables es de 11 relaciones. Por lo tanto, contrariamente a lo que cabría esperar, las pequeñas diferencias entre los distintos índices no parecen deberse al carácter comerciable o no de los bienes que incorporan. En conclusión, no se aprecia un comportamiento diferencial entre los subíndices de precios de bienes comerciables (P1, P2, P4) y aquellos que se catalogarían de no comerciables (P3, P6, P7, P8), ya que, las relaciones de cointegración no parecen concentrarse en los primeros.

3) En cuanto a la localización de los puntos de corte suele ser la misma para una misma relación bilateral a lo largo de los distintos índices de precios.

4) En general, la agregación no cambia los resultados cuantitativos ni cualitativos que se han obtenido. La evidencia favorable a la cointegración en las relaciones ALE-BEL, ALE-FRA, ALE-ITA, ALE-UK, BEL-FRA, BEL-ITA, FRA-HOL, FRA-ITA, HOL-ITA, HOL-UK e ITA-UK en los índices de precios desagregados se mantiene para los índices de precios agregados.

5) Por países, como puede verse en la Tabla 15, Italia es el país que aparece un número mayor de veces involucrado en alguna relación bilateral cointegrada, tanto por subíndices como en conjunto. El segundo país que presenta mayor evidencia de cointegración es Francia, seguido de Holanda y Alemania, Reino Unido, Bélgica y por

último, el país donde hay menor evidencia de cointegración es España.

6) La evidencia de cointegración es reducida en las relaciones bilaterales en las que los precios relativos han resultado ser $I(2)$, $I(1)-I(2)$, $I(2)-I(1)$ o han presentado algún otro cambio estructural en el orden de integración. Si se eliminan del análisis los resultados apenas difieren de los obtenidos.

En resumen, la aportación básica del análisis empírico realizado, respecto a anteriores aportaciones empíricas, es que la utilización conjunta de técnicas de cointegración y de inestabilidad paramétrica ha proporcionado mayor evidencia favorable al cumplimiento de la PPA. De aquí se concluye que la inestabilidad, bien en la propia relación de cointegración o bien en las variables originales, contribuye a ocultar, en buena medida, la relación existente a largo plazo entre el tipo de cambio nominal y los precios relativos internacionales. Por tanto, sin duda alguna, en los resultados que se han obtenido hay una ganancia neta, debido a la metodología empleada, en cuanto a la evidencia favorable obtenida sobre el cumplimiento de la PPA.

BIBLIOGRAFÍA

- Abuaf, N., y P. Jorion, 1990, "Purchasing Power Parity in the Long Run", *Journal of Finance* 45, 157-174.
- Adler, M. y B. Lehmann, 1983, "Desviations from Purchasing Power Parity in the Long Run", *Journal of Finance* 39, 1471-1487.
- Ardeni, P.G. y D. Lubian, 1991, "Is There Trend Reversion in Purchasing Power Parity?", *European Economic Review* 35, 1035-1055.
- Andrews, D.W.K. y J.C. Monahan, 1992, "An Improved Heteroskedasticity and Autocorrelation Consistent Covariance Matrix Estimator", *Econometrica* 60, 953-966.
- Beyaert A. y J. García-Solanes, 1995, "New Tests of Purchasing Power Parity: The Case of the Peseta Exchange Rate", Documento de Trabajo, Universidad de Murcia.
- Canarella, G., K. Pollard y K.S. Lai, 1990, "Cointegration Between Exchange Rates and Relative Prices: Another View", *European Economic Review* 34, 1303-1322.
- Cheung Y.W y K.S. Lai, 1993a, "Long-run Purchasing Power Parity During the Recent Float", *Journal of International Economics* 34, 181-192.
- Chowdhury, A.R. y F. Sdogati, 1993, "Purchasing Power Parity in the Major EMS Countries: The Role of Price and Exchange Rate Adjustment", *Journal of Macroeconomics* 1 (vol.15), 25-45.
- Corbae, D. y S. Ouliaris, 1988, "Cointegration and Tests of Purchasing Power Parity", *Review of Economics and Statistics* 70, 508-521.
- Corbae, D. y S. Ouliaris, 1990, "A Test of Long-run Purchasing Power Parity Allowing for Structural Breaks", *The Economic Record*, Marzo, 26-33.
- Darby, M., 1980, "Does Purchasing Power Parity work?", *National Bureau of Economic Research*, WP 607.
- Edison, H.J. y J.T. Klovland, 1987, "A Quantitative Reassessment of Purchasing Power Parity Hypothesis: Evidence from Norway and the United Kingdom", *Journal of Applied Econometrics* 2, 309-333.
- Engle, R. y C. Granger, 1987, "Cointegration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing", *Econometrica* 55, 251-276.
- Fernández, J.L. y R. Peruga, 1997, "A Secuential ADF Test for a Broken Trend", Universidad Complutense de Madrid, mimeo.
- Fisher, E. y J.Y. Park, 1991, "Testing Purchasing Power Parity Under the Null Hypothesis of Co-integration", *The Economic Journal* 101, 1476-1484.
- Frenkel, J.A., 1978a, "Purchasing Power Parity. Doctrinal Perspective and Evidence from the 1920s", *Journal of internacional Economics* 8, 169-191.
- Frenkel, J.A., 1978b, "Quantifying International Capital Mobility in the 1980s" en National saving and economic performance, D. Bernheim y J. Shoven (eds.), University of Chicago Press, Chicago, 227-260.
- Gámez, C., A. Morales y J.L. Torres, 1997, "Desviaciones de la Paridad del Poder Adquisitivo: ¿Rigideces de Precios o Bienes no Comercializables? " *Hacienda Pública Española* 138 (vol. 3), 41-57.
- Gregory, A.W. y B.E. Hansen, 1996, "Residual-Based Tests for Cointegration in Models with Regimen Shifts", *Journal of Econometrics* 10, 321-335.
- Hakkio, C., 1984, "A Reexamination of Purchasing Power Parity", *Journal of International Economics* 17, 265-277.
- Harris, R., 1995, Cointegration Analysis in Econometric Modelling, Prentice Hall (eds.), Harvester Wheatsheaf, 1995.
- Huizinga, J., 1987, "An Empirical Investigation of the Long Run Behavior of Real Exchange Rates", en K. Brunner y A. Meltzer (eds.), *Carnegie-Rochester Series on Public Policy* 27, 149-215.
- Johansen, S., 1988, "Statistical Analysis of Cointegration Vectors" *Journal of Economic Dynamic and Control* 12, 231-254.
- Johansen, S., 1991, "Estimation and Hypothesis Testing of Cointegration Vectors in a Gaussian Vector Autoregressive Models", *Econometrica* 59, 1551-1581.
- Kim, Y., 1990, "Purchasing Power Parity in the Long Run: A Cointegration Approach", *Journal of Money, Credit and Banking* 22 (vol. 4), 491-503.
- Krugman, P., 1978, "Purchasing Power Parity and Exchange Rates. Another Look at the Evidence", *Journal of International Economics* 8, 397-407.
- Kugler, P. y C. Lenz, 1991, "Multivariate Cointegration Analysis and Long-run Validity of PPP", *The Review of Economics and Statistics* 75, 180-184.
- Ledesma, F.J. et al., 1997, "Paridad del Poder Adquisitivo: Una Reconsideración", FEDEA Documento de Trabajo 97-01.
- Mackinnon, J.G., 1991, "Critical Values for Cointegration Tests", in Long-Run Economic Relationships: Reading in Cointegration, R.Engle y Granger (eds.), Oxford University Press.
- Mark, N.C., 1990, "Real end Nominal Exchange Rates in the Long-Run: An Empirical Investigation", *Journal of International Economics* 28, 115-136.
- Meese, R. y K. Rogoff, 1988, "Was it Real? The Exchange Rate Interest Differential Relation over the Modern Floating Exchange Rate Period", *Journal of Finance* 49, 933-948.

Ngama Y.L. y S. Sosvilla-Rivero, 1991, "An Empirical Examination of Absolute Purchasing Power Parity: Spain 1977-1988", *Revista Española de Economía* 2 (vol. 8).

Pérez Jurado, M. y J.L. Vega, 1993, "Paridad del Poder de Compra: Un Análisis Empírico", Documento de Trabajo 9322, Banco de España.

Perron, P., 1989, "The Great Crash, the Oil Price Shock, y the Unit Root Hypothesis", *Econometrica* 57, 1361-1401.

Perron P. y T.J. Vogelsang, 1992, "Nonstationarity and Level Shifts with an Application to Purchasing Power Parity", *Journal of Business and Economics Statistics* 10, 301-320.

Phillips, P.C.B. y B.E. Hansen, 1990, "Statistical Inference in Instrumental Variables Regression with I(1) Processes" *Review of Economic Studies* 57, 99-125.

Reig, E., 1988, "Tipo de Cambio y Paridad del Poder Adquisitivo: Una Contratación para el Caso Español", en J. Velarde, J.L. García Delgado y A. Pedreño (eds.) *El sector Exterior de la Economía Española. Doce Estudios*, Cap. 11, 303-342.

Rogers, J.H. y M. Jenkins, 1995, "Haircuts or Hysteresis? Sources of Movements in Real Exchange Rates", *Journal of International Economics* 38, 339-360.

Roll, R., 1979, "Violations of Purchasing Power Parity and their Implications for Efficient International Commodity Markets", en *International Finance and Trade*, M. Sarnat y G. Szego (eds.), Ballinger, Cambridge MA.

Taylor, M.P., 1988, "An Empirical Examination of long-run Purchasing Power Parity Using Cointegration Techniques", *Applied Economics* 20, 1369-1381.

TABLA 1 PORCENTAJE DE RECHAZO DE LA HIPÓTESIS NULA EN LOS ESTADÍSTICOS ADF, InfADF y MeanADF

		InfADF		MeanADF		ADF	
		90%	95%	90%	95%	90%	95%
T=1000	NC	0.115	0.058	0.092	0.042	0.100	0.050
	C	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000
	SC1	1.000	1.000	0.960	0.919	0.600	0.497
	SC2	1.000	1.000	0.804	0.724	0.281	0.195
	SC3	0.894	0.805	0.571	0.518	0.242	0.205
	DCS1	0.626	0.552	0.327	0.233	0.145	0.090
	DCS2	0.966	0.946	0.859	0.786	0.279	0.190
T=250	NC	0.168	0.092	0.114	0.058	0.090	0.047
	C	0.990	0.970	0.999	0.998	0.982	0.939
	SC1	0.997	0.991	0.772	0.663	0.504	0.385
	SC2	0.998	0.993	0.567	0.457	0.240	0.153
	SC3	0.774	0.683	0.432	0.354	0.221	0.172
	DCS1	0.370	0.270	0.214	0.143	0.146	0.085
	DCS2	0.840	0.754	0.625	0.500	0.245	0.154
T=100	NC	0.192	0.114	0.122	0.066	0.084	0.041
	C	0.555	0.395	0.724	0.567	0.416	0.263
	SC1	0.720	0.595	0.490	0.337	0.239	0.146
	SC2	0.788	0.673	0.330	0.203	0.118	0.064
	SC3	0.546	0.417	0.286	0.192	0.107	0.063
	DCS1	0.297	0.217	0.160	0.096	0.089	0.044
	DCS2	0.535	0.387	0.354	0.217	0.115	0.058
T=50	NC	0.229	0.142	0.148	0.082	0.073	0.038
	C	0.343	0.225	0.389	0.248	0.157	0.087
	SC1	0.510	0.389	0.317	0.193	0.129	0.070
	SC2	0.617	0.502	0.204	0.112	0.066	0.033
	SC3	0.408	0.296	0.200	0.122	0.059	0.029
	DCS1	0.269	0.186	0.135	0.076	0.049	0.024
	DCS2	0.377	0.257	0.203	0.112	0.063	0.032

Nota. NC modelo no cointegrado, C modelo cointegrado sin cambio estructural, SC1, SC2 y SC3 modelos cointegrados con un sólo cambio estructural, DCS1 y DCS2 modelos cointegrados con doble cambio estructural.

**TABLA 2 VALORES CRÍTICOS ESTADÍSTICOS
ADF, INFADF Y MEANADF**

	5%	10%
ADF (n=1)		
T=50	-2.920	-2.597
T=100	-2.890	-2.581
T=150	-2.880	-2.576
T=250	-2.873	-2.572
INFADF	-4.908	-4.633
MEANADF	-3.783	-3.517

**TABLA 3 INESTABILIDAD RELACIÓN DE COINTEGRACIÓN
PERÍODO MUESTRAL COMPLETO**

(a) NXRT-RIPC							(b) NXRT-RIPP						
	β_{PH}	β_{MCO}	ADF	INF	MEAN	PC		β_{PH}	β_{MCO}	ADF	INF	MEAN	PC
ALE-BEL 75:1-95:12	1.870* 1.685*	1.312 1.409	-2.844* -3.031*	-5.266* -4.189	-3.318 -3.216	82:4 82:4	ALE-BEL 80:2-95:10	0.537 0.366*	0.311 4.327	-2.750** -1.299	-5.199* -3.258	-2.929 -2.002	82:8 87:2
ALE-ESP 75:1-95:12	1.102* 1.217*	0.853 0.883	-1.957 -2.048	-3.805 -3.851	-2.379 -2.742	89:6 89:6	ALE-ESP 75:1-95:10	1.332* 1.678*	1.012 1.065	-2.321 -2.431	-3.623 -3.569	-2.938 -3.007	92:6 84:12
ALE-FRA 75:1-95:12	0.903* 0.856*	0.978 1.011	-2.852* -2.839*	-4.001 -3.933	-3.200 -3.129	78:9 79:10	ALE-FRA 75:1-95:10	-	-	-	-	-	-
ALE-HOL 75:1-95:12	0.744* 1.942*	0.708 1.447	-1.685 -2.517**	-6.328* -5.057*	-4.153* -3.558**	83:2 88:5	ALE-HOL 75:1-95:10	1.411* 3.478*	1.033 2.815	-1.689 -3.511*	-4.860** -4.297	-2.293 -3.837	79:11 79:5
ALE-ITA 75:1-95:12	1.037* 1.499*	0.836 1.854	-1.343 -1.431	-4.006 -3.403	-2.392 -2.742	92:10 85:1	ALE-ITA 75:1-95:10	1.049* 1.169*	0.966 1.003	-2.235 -2.322	-4.255 -3.974	-3.105 -3.007	90:5 89:8
ALE-UK 75:1-95:12	2.137* 2.089*	0.767 1.055	-1.683 -2.033	-3.753 -4.491	-2.587 -2.460	79:8 79:8	ALE-UK 75:1-95:10	1.720* 1.328*	0.788 0.983	-2.111 -2.340	-5.038* -5.378*	-3.272 -2.694	79:11 79:8
BEL-ESP 75:1-95:12	1.063* 1.625*	0.703 0.791	-2.269 -2.225	-3.636 -3.526	-2.726 -2.814	89:3 89:6	BEL-ESP 80:2-95:12	0.977* 1.173*	0.784 0.946	-2.039 -1.731	-4.429 -4.253	-2.906 -2.888	89:8 87:11
BEL-FRA 75:1-95:12	1.185* 1.575*	0.688 0.864	-2.600** -2.009	-4.046 -4.338	-3.157 -2.489	79:11 80:8	BEL-FRA 80:2-95:12	-	-	-	-	-	-
BEL-HOL 75:1-95:12	1.383* 1.464*	1.173 1.339	-2.324 -2.095	-8.278* -4.202	-3.090 -2.754	81:12 83:12	BEL-HOL 80:2-95:12	0.333 0.707	0.149 6.519	-2.391 -1.209	-5.530* -2.669	-2.947 -1.940	82:8 87:1
BEL-ITA 75:1-95:12	1.185* -4.220	0.705 0.862	-1.222 -1.304	-3.338 -3.456	-2.504 -2.412	92:10 82:6	BEL-ITA 80:2-95:12	0.781* 0.865*	0.743 0.868	-1.596 -1.838	-5.209* -4.669**	-3.205 -3.165	90:11 90:5
BEL-UK 75:1-95:12	3.247* 1.857*	0.495 1.680	-1.493 -2.122	-3.980 -4.547**	-2.784 -3.197	79:8 79:8	BEL-UK 80:2-95:12	0.847* 0.851*	0.835 0.927	-4.467* -3.097*	-5.819* -4.874**	-4.498* -3.609**	91:2 88:1
ESP-FRA 75:1-95:12	0.861* 1.079*	0.678 1.079	-2.279 -2.278	-4.533** -4.786**	-2.858 -3.092	89:4 89:4	ESP-FRA 76:1-95:12	-	-	-	-	-	-
ESP-HOL 75:1-95:12	1.091* 1.375*	0.799 0.853	-1.909 -1.924	-3.863 -3.748	-2.355 -2.557	89:4 89:6	ESP-HOL 75:1-95:12	1.599* 2.337*	0.964 1.039	-1.572 -1.643	-3.425 -3.157	-2.518 -2.711	92:9 79:8
ESP-UK 75:1-95:12	1.145* 1.896*	0.911 1.371	-1.995 -1.484	-3.986 -3.932	-2.966 -2.425	81:3 85:7	ESP-UK 76:1-95:12	1.812* 2.051*	1.597 1.967	-3.026* -2.732**	-4.297 -2.989	-3.645** -2.629	84:12 92:10
FRA-HOL 75:1-95:12	1.131* 1.080*	0.919 0.960	-3.345* -3.228*	-4.492 -3.790	-3.443 -3.137	78:10 78:8	FRA-HOL 75:1-95:12	-	-	-	-	-	-
FRA-ITA 75:1-95:12	0.930* 7.175	0.717 0.956	-1.367 -1.544	-4.562 -3.654	-2.904 -2.818	92:10 82:10	FRA-ITA 75:1-95:12	-	-	-	-	-	-
FRA-UK 75:1-95:12	2.162* 7.949	0.726 4.106	-1.753 -2.242	-3.532 -4.624**	-2.221 -3.025	79:10 90:3	FRA-UK 75:1-95:12	-	-	-	-	-	-
HOL-ITA 75:1-95:12	1.064* 2.737*	0.801 0.873	-1.452 -1.483	-4.316 -3.690	-2.554 -2.658	90:2 87:4	HOL-ITA 75:1-95:12	1.061* 1.454*	0.925 0.978	-1.907 -1.986	-3.563 -3.370	-2.677 -2.514	92:6 91:3
HOL-UK 75:1-95:12	2.116* 1.999*	0.726 1.043	-1.823 -2.010	-3.902 -4.302	-2.704 -2.415	78:9 78:9	HOL-UK 75:1-95:12	2.129* 1.477*	0.725 1.004	-1.857 -2.110	-4.841** -5.338*	-3.200 -2.502	79:10 79:9
ITA-UK 75:1-95:12	0.941* 1.533*	0.879 1.258	-2.798** -2.223	-4.759** -4.993*	-3.568** -2.516	82:9 83:5	ITA-UK 75:1-95:12	1.346* 1.842*	1.403 1.803	-3.209* -2.690**	-4.300 -4.459	-3.739** -2.884	82:9 83:5

Nota. Para cada relación y período muestral se ofrecen los parámetros estimados β_{mco} y β_{ph} y los resultados de los contrastes correspondientes a la regresión directa (arriba) y a la regresión recíproca (abajo). Los valores críticos de los distintos estadísticos aparecen recogidos en la Tabla 2. Los símbolos * y ** indican significatividad al 5% y al 10%, respectivamente y la letra h indica que se acepta la hipótesis de homogeneidad.

TABLA 4 (a) INESTABILIDAD RELACIÓN DE COINTEGRACIÓN SUBMUESTRAS

NXRT-RIPC						
	β_{PH}	β_{MCO}	ADF	INF	MEAN	PC
ALE-BEL 75:1-82:4	1.983* 1.390*	0.853 1.339	-0.338 -1.795	-4.467 -4.715**	-3.457 -3.558**	80:7 77:1
82:4-95:12	0.658* 1.815*	0.488 0.713	-3.571* -3.284*	-4.307 -3.251	-3.713* -2.487	86:6 84:10
ALE-ESP 75:1-89:6	0.973* 0.919*	0.857 0.891	-2.614** -2.558**	-3.584 -3.630	-2.925 -2.780	78:11 77:10
ALE-FRA 79:10-95:12	1.117** 1.071**	1.119 1.188	-2.765** -3.052*	-3.767 -3.837	-3.387 -3.559**	86:9 84:9
ALE-HOL 75:1-88:5	0.920** 1.056**	0.823 1.038	-3.621* -3.390*	-4.968* -6.309*	-4.110* -4.202*	82:12 77:1
88:5-95:12	0.208 0.588	0.168 0.825	-7.337* -3.297*	-9.215* -4.354	-7.922* -3.441	93:9 92:5
ALE-ITA 75:1-92:10	0.781* 0.812*	0.747 0.773	-2.998* -2.884**	-4.879* -4.927*	-3.361 -3.311	79:9 79:10
79:9-92:10	0.716* 0.719*	0.706 0.735	-4.083* -4.126*	-5.015* -5.504*	-4.521* -4.298*	85:4 89:1
ALE-UK 79:8-95:12	1.414* 1.554*	1.323 1.662	-3.120* -3.598*	-4.037 -5.312*	-2.879 -3.741*	93:3 89:4
80:5-90:8	1.404* 1.333*	1.416 1.776	-2.790** -2.697**	-4.553* -4.593*	-3.568** -2.271	86:5 88:2
BEL-ESP 75:1-89:3	0.886* 1.359*	0.703 1.359	-2.555 -2.134	-4.365 -3.813	-2.881 -2.599	78:10 76:10
89:3-95:12	2.682* 2.761*	2.425 2.955	-2.006 -2.187	-5.138* -2.919	-2.723 -2.418	92:4 91:1
BEL-FRA 80:8-95:12	1.394* 1.550*	1.182 1.497	-2.794** -3.683*	-4.462 -4.628**	-3.399 -4.328*	87:2 92:11
82:2-95:12	1.601* 1.795*	1.559 1.898	-4.216* -3.512*	-7.188* -6.388*	-5.966* -5.134*	94:10 93:9
BEL-HOL 75:1-83:12	2.495* 2.655*	2.509 2.906	-2.160 -1.815	-8.080* -3.682	-3.091 -1.985	81:12 82:8
83:12-95:12	0.355* 0.673*	0.293 1.053	-2.852** -2.938*	-4.942* -4.586**	-3.738* -3.505**	89:8 89:2
BEL-ITA 75:1-92:10	0.660* 1.539*	0.574 0.664	-2.532 -2.188	-3.835 -2.928	-2.838 -2.584	79:5 81:3
79:1-92:10	0.486* 0.515*	0.450 0.564	-2.228 -2.857**	-7.503* -6.020*	-3.634** -3.426	85:4 82:4

TABLA 4 (b) INESTABILIDAD RELACIÓN DE COINTEGRACIÓN SUBMUESTRAS

NXRT-RIPP						
	β_{PH}	β_{MCO}	ADF	INF	MEAN	PC
ALE-BEL 82:8-95:10	-0.231 -6.830	-0.030 -9.905	-2.191 -1.839	-4.991** -3.039	-2.688 -2.461	87:5 92:3
ALE-ESP 75:1-92:6	1.068* 1.148*	0.942 0.973	-3.034* -3.004*	-4.349 -4.158	-3.234 -3.029	78:11 78:11
ALE-HOL 79:11-95:10	0.725* 1.716*	0.476 2.227	-2.185 -2.132	-8.092* -6.006*	-3.993* -4.530*	82:12 91:1
ALE-ITA 75:1-90:5	0.930* 0.932*	0.920 0.939	-3.171* -3.084*	-5.083* -4.896**	-3.265 -2.969	79:9 79:9
79:9-90:5	0.962** 0.965**	0.962 1.004	-2.658** -3.638*	-5.194* -4.569**	-1.513 -2.497	85:10 88:10
ALE-UK 79:8-95:10	1.466* 1.359*	1.268 1.413	-4.141* -4.410*	-4.820** -5.248*	-4.145* -4.077*	88:2 88:6
BEL-ESP 80:2-89:8	0.777* 1.072*	0.703 0.822	-2.249 -1.759	-3.787 -4.182	-2.929 -2.395	87:9 86:5
BEL-HOL 82:8-95:12	-0.128 -1.290	-0.119 -15.507	-1.749 -1.720	-5.566* -2.960	-2.563 -2.498	87:2 95:4

Nota. Para cada relación y período muestral se ofrecen los parámetros estimados β_{MCO} y β_{PH} y los resultados de los contrastes correspondientes a la regresión directa (arriba) y a la regresión recíproca (abajo). Los valores críticos de los distintos estadísticos aparecen recogidos en la Tabla 2. Los símbolos * y ** indican significatividad al 5% y al 10%, respectivamente y la letra h indica que se acepta la hipótesis de homogeneidad. Las fechas en negrita señalan que el punto de corte utilizado en la fijación de las submuestras cointegradas se toma del análisis univariante de las variables originales. El sombreado señala las submuestras cointegradas.

TABLA 5 INESTABILIDAD RELACIÓN DE COINTEGRACIÓN PERÍODO MUESTRAL COMPLETO

(a) NXRT-RIPC1							(b) NXRT-RIPC2						
	β_{PI}	β_{MCO}	ADF	INF	MEAN	PC		β_{PI}	β_{MCO}	ADF	INF	MEAN	PC
ALE-BEL 76:1-95:7	1.432*	1.212	-2.437	-5.095*	-3.038	81:6	ALE-BEL 76:1-95:7	1.621*	0.845	-1.472	-4.806**	-2.124	82:2
	1.651*	1.423	-2.234	-5.535*	-2.841	83:10		-2.018	1.367	-1.023	-3.208	-1.828	86:4
ALE-ESP 76:1-95:7	0.922*	0.791	-2.545**	-3.843	-2.724	89:5	ALE-ESP 76:1-95:7	0.799*	0.703	-2.112	-3.541	-2.544	90:8
	1.388*	0.854	-2.376	-4.512	-3.022	89:1		1.653*	0.765	-1.986	-3.137	-2.477	89:1
ALE-FRA 76:1-95:7	0.793*	0.809	-3.738*	-4.972*	-3.505**	82:7	ALE-FRA 76:1-95:7	0.904*	0.871	-2.800*	-5.388*	-4.070*	82:4
	0.743*	0.833	-3.707*	-4.462	-3.284	78:11		0.998*	0.907	-2.582**	-2.633	-2.633	86:3
ALE-HOL 76:1-95:7	0.358	-0.119	-2.619**	-4.590	-2.670	82:12	ALE-HOL 76:1-95:7	-0.061	-0.083	-2.126	-4.581	-2.870	83:8
	-1.820	-4.780	-2.119	-8.057*	-3.890*	88:8		-0.506	-0.544	-0.533	-3.998	-1.435	90:2
ALE-ITA 76:1-95:7	0.757*	0.783	-0.120	-6.341*	-1.977	91:5	ALE-ITA 76:1-95:7	0.775*	0.745	-1.045	-7.908*	-2.472	91:4
	0.720*	0.836	-0.361	-6.303*	-2.566	91:7		3.035	0.804	-1.106	-5.987*	-2.681	91:7
ALE-UK 76:1-95:7	3.499*	0.822	-1.457	-3.926	-2.919	79:9	ALE-UK 76:1-95:7	19.564	1.864	-0.457	-3.472	-1.906	84:3
	2.268*	1.215	-1.849	-4.779**	-2.507	79:8		6.622	7.837	-2.517**	-3.389	-2.686	89:3
BEL-ESP 76:1-95:12	0.864*	0.646	-2.203	-4.667**	-3.162	89:4	BEL-ESP 76:1-95:12	0.809*	0.565	-1.368	-3.702	-2.873	92:10
	1.909*	0.754	-2.310	-4.008	-3.013	89:6		-6.699	0.715	-1.546	-3.514	-2.741	78:5
BEL-FRA 75:1-95:12	0.683*	0.531	-3.050*	-4.624**	-3.542**	80:6	BEL-FRA 75:1-95:12	0.315	0.594	-1.872	-3.407	-2.604	86:3
	0.690*	0.632	-2.540**	-4.965*	-2.802	79:12		1.301*	0.851	-1.326	-3.522	-2.212	80:4
BEL-HOL 75:1-95:12	1.083*	0.953	-2.407	-8.606*	-3.008	81:12	BEL-HOL 75:1-95:12	0.302*	0.358	-1.756	-7.845*	-2.622	81:12
	1.123*	1.101	-2.138	-5.173*	-2.816	84:1		0.661*	0.702	-0.803	-3.465	-2.126	88:4
BEL-ITA 75:1-95:12	0.867*	0.691	-1.643	-4.434	-2.870	91:4	BEL-ITA 75:1-95:12	1.207*	0.649	-0.806	-3.335	-2.462	82:4
	1.834*	0.799	-1.709	-3.604	-2.707	80:7		-1.087	0.839	-1.104	-4.115	-2.501	82:3
BEL-UK 75:1-95:12	2.295*	0.522	-1.503	-3.875	-2.910	79:8	BEL-UK 75:1-95:12	-0.994	-0.884	-2.424	-3.480	-2.920	88:5
	1.515*	1.671	-2.057	-4.706*	-3.052	79:9		-2.806	-3.105	-2.216	-2.858	-2.303	83:12
ESP-FRA 76:1-95:12	0.863*	0.769	-2.168	-4.768*	-3.018	88:5	ESP-FRA 76:1-95:12	0.513*	0.548	-2.061	-3.839	-2.693	89:7
	0.955*	1.040	-2.292	-5.154*	-3.095	88:2		0.934*	0.770	-2.545**	-4.242	-3.137	89:5
ESP-HOL 76:1-95:12	0.942*	0.726	-1.955	-4.264	-2.665	89:4	ESP-HOL 76:1-95:12	0.562*	0.559	-2.522**	-3.469	-2.661	89:7
	1.765*	0.791	-1.879	-4.482	-2.925	89:1		0.613*	0.623	-2.374	-3.836	-2.681	89:5
ESP-UK 76:1-95:12	0.878*	0.676	-2.128	-3.953	-2.926	81:2	ESP-UK 76:1-95:12	0.629*	0.332	-2.073	-4.742**	-3.662**	85:8
	2.417*	1.307	-1.312	-4.440	-2.571	85:2		-3.193	0.567	-1.335	-4.667**	-2.912	86:8
FRA-HOL 75:1-95:12	0.884*	0.726	-3.600*	-4.310	-3.651**	78:7	FRA-HOL 75:1-95:12	0.580*	0.584	-3.147*	-4.729**	-4.101*	82:12
	0.848*	0.754	-3.487*	-4.076	-3.331	78:2		0.663*	0.667	-2.447	-4.394	-2.974	89:2
FRA-ITA 75:1-95:12	0.842*	0.854	-2.170	-5.842*	-3.417	91:10	FRA-ITA 75:1-95:12	0.858*	0.675	-1.405	-4.214	-2.978	90:7
	1.079*	1.032	-2.230	-4.146	-3.301	92:3		1.802*	0.910	-1.741	-4.177	-3.191	82:7
FRA-UK 75:1-95:12	1.704*	1.054	-1.817	-2.897	-2.224	81:12	FRA-UK 75:1-95:12	0.442*	0.082	-0.774	-3.262	-2.202	90:7
	2.660*	3.575	-2.002	-4.309	-2.564	82:7		-11.277	5.069	-0.607	-4.984*	-2.646	84:3
HOL-ITA 75:1-95:12	0.895*	0.759	-1.899	-4.516	-2.843	90:7	HOL-ITA 75:1-95:12	0.627*	0.632	-2.588**	-3.672	-2.735	89:7
	1.458*	0.812	-1.915	-3.781	-2.831	89:7		0.657*	0.682	-2.307	-3.865	-2.825	89:6
HOL-UK 75:1-95:12	2.020*	0.730	-1.891	-4.410	-3.026	79:7	HOL-UK 75:1-95:12	1.274*	1.216	-3.048*	-4.264	-3.293	85:4
	1.387*	1.029	-2.174	-5.028*	2.580	79:7		1.624*	1.804	-2.811**	-4.035	-3.074	89:4
ITA-UK 75:1-95:12	0.796*	0.767	-2.704**	-4.686**	-3.562**	82:9	ITA-UK 75:1-95:12	0.480*	0.370	-2.660**	-4.529	-3.651*	86:5
	1.355*	1.111	-2.066	-3.688	-2.454	83:5		0.887*	0.532	-2.213	-4.295	-2.544	86:5

Nota. Para cada relación y período muestral se ofrecen los parámetros estimados β_{MCO} y β_{PI} y los resultados de los contrastes correspondientes a la regresión directa (arriba) y a la regresión recíproca (abajo). Los valores críticos de los distintos estadísticos aparecen recogidos en la Tabla 2. Los símbolos * y ** indican significatividad al 5% y al 10%, respectivamente y la letra h indica que se acepta la hipótesis de homogeneidad.

TABLA 6(a) INESTABILIDAD RELACIÓN DE COINTEGRACIÓN SUBMUESTRAS

NXRT-RIPC1							NXRT-RIPC1						
	β_{PI}	β_{MCO}	ADF	INF	MEAN	PC		β_{PI}	β_{MCO}	ADF	INF	MEAN	PC
ALE-BEL 81:6-95:7	0.645*	0.645	-4.692*	-6.858*	-5.732*	83:7	ALE-BEL 81:6-95:7	0.988*	0.998	-2.253	-4.139	-2.492	84:2
	0.988*	0.998	-2.253	-4.139	-2.492	84:2		0.988*	0.998	-2.253	-4.139	-2.492	84:2
76:1-83:10	1.754*	1.763	-3.224*	-4.466	-3.203	79:7	76:1-83:10	2.762*	3.018	-4.157*	-6.557*	-5.204*	82:6
	2.762*	3.018	-4.157*	-6.557*	-5.204*	82:6		2.762*	3.018	-4.157*	-6.557*	-5.204*	82:6
83:10-95:7	0.391*	0.156	-2.755**	-4.345	-3.625**	85:10	83:10-95:7	1.518*	1.544	-2.281	-5.144*	-3.177	91:9
	1.518*	1.544	-2.281	-5.144*	-3.177	91:9		1.518*	1.544	-2.281	-5.144*	-3.177	91:9
ALE-ESP 76:1-89:5	0.871 ^h *	0.855	-3.205*	-4.590**	-3.515**	81:12	ALE-ESP 76:1-89:5	0.806 ^h *	0.908	-2.907*	-3.631*	-3.051	77:10
	0.806 ^h *	0.908	-2.907*	-3.631*	-3.051	77:10		0.806 ^h *	0.908	-2.907*	-3.631*	-3.051	77:10
89:5-95:7	2.073	0.897	-0.826	-6.484*	-2.724	92:11	89:5-95:7	2.925	4.563	-2.032	-6.355*	-4.588*	89:12
	2.925	4.563	-2.032	-6.355*	-4.588*	89:12		2.925	4.563	-2.032	-6.355*	-4.588*	89:12
ALE-HOL 76:1-82:12	0.996*	0.396	-3.714*	-3.941	-2.975	79:10	ALE-HOL 76:1-82:12	0.267*	0.319	-4.875*	-5.287*	-4.603*	78:1
	0.267*	0.319	-4.875*	-5.287*	-4.603*	78:1		0.267*	0.319	-4.875*	-5.287*	-4.603*	78:1
ALE-ITA 76:1-91:5	0.780*	0.709	-2.572**	-6.686*	-3.203	86:1	ALE-ITA 76:1-91:5	0.688*	0.723	-2.707**	-5.058*	-2.552	79:8
	0.688*	0.723	-2.707**	-5.058*	-2.552	79:8		0.688*	0.723	-2.707**	-5.058*	-2.552	79:8
ALE-UK 79:8-95:7	1.535*	1.490	-2.635*	-3.906	-2.925	90:6	ALE-UK 79:8-95:7	1.632*	1.754	-3.127*	-4.822**	-3.448**	90:3
	1.632*	1.754	-3.127*	-4.822**	-3.448**	90:3		1.632*	1.754	-3.127*	-4.822**	-3.448**	90:3
BEL-ESP 76:1-89:4	0.749*	0.657	-3.291*	-4.752**	-3.789*	79:1	BEL-ESP 76:1-89:4	1.121*	0.748	-2.891*	-4.729**	-3.170	78:10
	1.121*	0.748	-2.891*	-4.729**	-3.170	78:10		1.121*	0.748	-2.891*	-4.729**	-3.170	78:10
BEL-HOL 81:12-95:12	0.347*	0.271	-3.637*	-4.803**	-4.137*	90:5	BEL-HOL 81:12-95:12	0.463*	0.445	-2.640**	-4.601**	-3.053	84:7
	0.463*	0.445	-2.640**	-4.601**	-3.053	84:7		0.463*	0.445	-2.640**	-4.601**	-3.053	84:7
75:1-84:1	1.838*	1.616	-1.710	-7.948*	-2.792	81:12	75:1-84:1	2.218*	2.435	-1.568	-5.595*	-2.258	82:3
	2.218*	2.435	-1.568	-5.595*	-2.258	82:3		2.218*	2.435	-1.568	-5.595*	-2.258	82:3
84:1-95:12	0.432*	0.276	-3.307*	-5.344*	-4.038*	90:1	84:1-95:12	0.760*	1.070	-2.859**	-4.486**	-3.338	89:10
	0.760*	1.070	-2.859**	-4.486**	-3.338	89:10		0.760*	1.070	-2.859**	-4.486**	-3.338	89:10
BEL-ITA 75:1-91:4	0.616*	0.587	-2.529**	-3.867	-2.915	77:5	BEL-ITA 75:1-91:4	1.351*	0.666	-2.006	-3.509	-2.419	79:9
	1.351*	0.666	-2.006	-3.509	-2.419	79:9		1.351*	0.666	-2.006	-3.509	-2.419	79:9
80:7-95:12	0.942*	0.943	-2.099	-5.760*	-3.190	92:7	80:7-95:12	1.093*	1.161	-2.641**	-4.662**	-3.428	91:4
	1.093*	1.161	-2.641**	-4.662**	-3.428	91:4		1.093*	1.161	-2.641**	-4.662**	-3.428	91:4
80:7-91:4	0.627*	0.630	-2.918*	-7.252*	-3.589**	85:4	80:7-91:4	0.713*	0.800	-2.622**	-3.540	-2.442	89:8
	0.713*	0.800	-2.622**	-3.540	-2.442	89:8		0.713*	0.800	-2.622**	-3.540	-2.442	89:8
77:5-91:4	0.443*	0.448	-2.979*	-5.442*	-3.718**	85:4	77:5-91:4	0.725*	0.535	-2.629**	-3.825	-2.396	81:4
	0.725*	0.535	-2.629**	-3.825	-2.396	81:4							

TABLA 6(b) INESTABILIDAD RELACIÓN DE COINTEGRACIÓN
SUBMUESTRAS

NXRT-RIPC2						
	β_{PH}	β_{MCO}	ADF	INF	MEAN	PC
ALE-BEL 82:2-95:7	0.267* -0.180	0.185 0.323	-3.738* -1.925	-4.640** -3.319	-4.108* -2.509	88:10 89:3
ALE-ESP 76:1-90:8	0.791* 1.172*	0.695 0.750	-2.286 -1.904	-3.982 -2.551	-2.761 -2.092	82:2 86:6
ALE-FRA 82:4-95:7	0.596* 0.866*	0.600 0.683	-1.550 -1.454	-5.992* -4.606	-4.533* -2.281	86:9 92:4
76:1-86:3	0.995* 1.097*	0.951 1.034	-2.829** -2.165	-4.371 -2.755	-3.043 -1.902	82:4 84:9
86:3-95:7	0.363* 1.153*	0.339 1.153	-3.045* -0.899	-5.030* -1.830	-4.500* -1.408	93:2 89:4
76:1-91:12	0.930* ^h 1.173* ^h	0.871 0.911	-3.817* -3.378*	-5.201* -3.606	-3.868* -3.070	82:4 77:4
ALE-ITA 76:1-91:4	0.662* 0.650*	0.664 0.676	-3.774* -3.704*	-4.742** -4.585**	-4.108* -3.656**	79:9 79:9
ALE-UK 76:1-84:3	2.221* 13.612	0.125 20.015	-2.930* -3.137*	-4.610** -3.138	-3.259 -2.544	80:4 79:10
84:3-95:7	0.398 32.918	0.277 30.838	-0.056 -1.314	-4.476 -2.946	-2.725 -1.468	90:2 84:5
BEL-FRA 80:4-95:12	0.183 3.860	0.602 2.564	-0.545 -2.151	-6.571* -4.098	-2.764 -3.140	86:8 90:3
BEL-ESP 76:1-92:10	0.482* 1.089*	0.471 0.559	-3.125* -2.562**	-4.022 -3.762	-3.353 -2.693	79:1 79:6
78:5-95:12	1.352* 1.342*	0.837 1.129	-1.675 -2.526**	-3.677 -4.482	-2.366 -3.189	88:11 88:4
BEL-HOL 81:12-95:12	0.059 0.175	0.068 0.222	-3.074* -0.985	-4.777** -3.038	-4.030* -2.137	86:10 90:5
75:1-88:4	0.762* 1.630*	0.805 1.817	-1.072 -1.529	-8.452* -2.125	-1.983 -0.291	81:12 83:10
88:4-95:12	-0.039 -0.215	-0.039 -0.368	-3.393* -1.238	-4.643** -2.208	-3.801** -1.410	93:4 94:5
BEL-ITA 82:3-95:12	2.031* 2.276*	1.763 2.294	-1.960 -2.840**	-4.902* -4.552**	-2.875 -3.441	93:3 89:5
82:3-92:5	0.999* ^h 1.147* ^h	0.988 1.191	-2.643** -3.008*	-9.359* -4.229	-3.521** -3.391	85:3 89:2
ESP-FRA 76:1-89:5	0.341* 1.003*	0.493 0.687	-2.759** -2.309	-4.144 -3.879	-3.316 -2.783	85:12 79:7

NXRT-RIPC2						
	β_{PH}	β_{MCO}	ADF	INF	MEAN	PC
ESP-HOL 76:1-89:5	0.658* 0.712*	0.636 0.700	-1.565 -1.163	-4.106 -2.138	-2.265 -1.219	82:10 78:5
ESP-UK 76:1-85:8	0.701* 0.662*	0.674 0.755	-2.765** -2.673**	-3.811 -4.024	-3.524** -2.950	83:1 84:2
85:8-95:12	-0.316 -1.153	-0.252 -2.519	-2.829** -0.880	-3.839 -2.757	-2.990 -1.843	89:6 94:4
76:1-86:8	0.726* 0.718*	0.636 0.682	-2.876* -2.789**	-4.004 -4.174	-3.397 -2.571	83:1 84:7
86:8-95:12	-0.290 -2.400	-0.021 35.329	-2.096 -1.298	-3.383 -3.371	-2.641 -2.132	89:8 92:4
FRA-HOL 82:12-95:12	0.271* 0.337*	0.263 0.340	-1.455 -0.970	-7.068* -2.161	-2.149 -1.423	86:5 89:6
75:1-89:2	0.767* 0.824*	0.768 0.862	-3.419* -2.822**	-4.302 -3.464	-3.670** -2.787	75:5 84:7
75:1-91:6	0.668* 0.743*	0.675 0.766	-2.903* -2.988*	-4.152 -3.834	-3.678** -2.114	82:12 88:3
FRA-ITA 75:1-90:7	0.495* 1.295*	0.481 0.591	-3.375* -2.726**	-4.279 -4.263	-3.622** -2.862	82:3 82:2
82:7-95:12	1.399* 1.653*	1.404 1.860	-1.425 -1.729	-5.423* -5.585*	-2.485 -2.434	93:2 89:5
FRA-UK 75:1-84:3	0.951* ^h 1.148* ^h	1.109 1.517	-2.626** -2.624**	-5.189* -3.151	-3.637** -1.840	80:4 82:6
84:3-95:12	-8.764 -7.186	-2.181 -8.105	-1.805 -2.887**	-3.764 -3.223	-2.279 -2.939	90:6 88:5
HOL-ITA 75:1-89:7	0.642* 0.668*	0.651 0.694	-3.064* -2.852**	-3.592 -2.805	-3.245 -2.302	79:9 87:4
HOL-UK 75:1-85:4	0.230 2.628*	0.411 4.948	-2.698** -1.887	-2.996 -2.318	-2.287 -1.838	83:3 77:10
85:4-95:12	0.923* 1.131*	0.782 1.541	-1.623 -1.001	-3.876 -2.169	-2.526 -1.340	92:10 83:3
75:1-89:4	0.911* 3.059*	0.870 4.439	-2.381 -2.113	-3.739 -2.761	-2.650 -2.213	85:4 86:7
ITA-UK 75:1-86:2	0.739* 0.760*	0.683 0.760	-2.021 -1.641	-5.625* -4.282	-3.674** -2.111	80:6 83:3

Nota. Para cada relación y período muestral se ofrecen los parámetros estimados β_{PH} , β_{MCO} y los resultados de los contrastes correspondientes a la regresión directa (arriba) y a la regresión recíproca (abajo). Los valores críticos de los distintos estadísticos aparecen recogidos en la Tabla 2. Los símbolos * y ** indican significatividad al 5% y al 10%, respectivamente y la letra h indica que se acepta la hipótesis de homogeneidad. Las fechas en negrita señalan que el punto de corte utilizado en la fijación de las submuestras cointegradas se toma del análisis univariante de las variables originales. El sombreado señala las submuestras cointegradas.

TABLA 7 INESTABILIDAD RELACIÓN DE COINTEGRACIÓN
PERÍODO MUESTRAL COMPLETO

(a) NXRT-RIPC3							(b) NXRT-RIPC4						
	β_{PH}	β_{MCO}	ADF	INF	MEAN	PC	β_{PH}	β_{MCO}	ADF	INF	MEAN	PC	
ALE-BEL 76:1-95:7	0.347* 0.914*	1.017 1.242	-1.612 -1.766	-5.793* -3.710	2.455 -2.692	82:8 81:4	ALE-BEL 76:1-95:7	2.476* 17.921	1.477 2.217	-1.806 -1.797	-5.603* -4.282	-2.462 -2.397	82:8 83:6
ALE-ESP 76:1-95:7	1.335* 9.456	0.883 0.964	-2.115 -2.185	-3.498 -3.077	-2.493 -2.524	89:11 89:1	ALE-ESP 76:1-95:7	1.171* 1.926*	0.808 0.876	-2.043 -1.964	-3.523 -3.186	-2.530 -2.739	90:11 89:1
ALE-FRA 76:1-95:7	0.673* 0.635*	0.765 0.793	-3.310* -3.159*	-5.304* -4.363	-3.638** -3.125	82:7 79:10	ALE-FRA 76:1-95:7	0.908* ^h 0.830* ^h	0.981 1.017	-3.672* -3.380*	-4.900* -3.962	-4.214* -3.585**	82:4 92:8
ALE-HOL 76:1-95:7	0.345* 0.357*	0.328 0.395	-5.815* -4.502*	-6.200* -6.140*	-5.283* -4.809*	79:6 81:2	ALE-HOL 76:1-95:7	-0.396 -0.152	-0.453 -1.018	-3.255* -0.810	-6.360* -4.446	-4.271* -1.495	87:11 91:11
ALE-ITA 76:1-95:7	0.989* -0.643	0.676 0.775	-0.451 -0.108	-6.073* -4.899*	-2.176 -2.275	91:2 83:2	ALE-ITA 76:1-95:7	1.066* 1.371*	0.823 0.895	-0.977 -1.061	-6.159* -5.653*	-2.457 -2.652	90:8 91:6
ALE-UK 76:1-95:7	-0.488 1.719	0.456 0.757	-1.478 -1.777	-3.363 -3.198	-2.578 -2.250	86:3 78:8	ALE-UK 76:1-95:7	6.849* 3.907*	0.968 1.694	-1.288 -1.917	-3.603 -4.772**	-2.692 -2.565	86:3 78:9
BEL-ESP 76:1-95:12	0.969* 4.056	0.760 0.899	-2.391 -2.039	-4.312 -4.304	-2.849 -2.713	89:1 89:1	BEL-ESP 76:1-95:12	1.000* 42.696	0.594 0.735	-1.618 -1.713	-3.848 -3.517	-2.802 -2.807	92:10 79:5
BEL-FRA 75:1-95:12	0.492* 0.504*	0.529 0.632	-3.143* -2.165	-5.513* -5.268*	-3.449 -3.029	80:9 79:10	BEL-FRA 75:1-95:12	1.182* 4.431	0.550 0.754	-2.528 -1.864	-3.679 -4.067	-3.074 -2.348	81:5 80:4
BEL-HOL 75:1-95:12	1.693* 2.400	1.538 2.754	-1.910 -2.301	-5.941* -4.844*	-3.097 -3.319	82:8 81:9	BEL-HOL 75:1-95:12	1.247* 2.095*	0.950 1.249	-1.896 -1.495	-8.615* -3.757	-2.693 -2.342	81:12 83:10
BEL-ITA 75:1-95:12	0.837* 21.999	0.620 0.771	-1.533 -1.458	-3.986 -3.907	-2.410 -2.295	90:7 83:2	BEL-ITA 75:1-95:12	1.386* -5.171	0.664 0.826	-1.162 -1.305	-3.326 -3.949	-2.580 -2.470	89:8 81:2
BEL-UK 75:1-95:12	-0.241 0.940	0.310 0.967	-1.506 -3.740	-3.035 -3.740	-2.405 -2.655	79:8 86:7	BEL-UK 75:1-95:12	5.674* 2.354*	0.374 3.090	-1.222 -2.505**	-3.371 -4.761**	-2.663 -3.371	85:8 89:1
ESP-FRA 76:1-95:12	1.694* 1.780*	1.129 1.657	-2.328 -2.339	-3.897 -4.328	-2.659 -2.656	89:7 89:7	ESP-FRA 76:1-95:12	0.941* 1.221*	0.651 0.881	-2.189 -2.704**	-4.331 -4.678**	-3.023 -3.671**	89:12 89:2
ESP-HOL 76:1-95:12	1.409* 3.225*	0.982 1.105	-1.843 -1.719	-2.881 -2.815	-2.102 -2.009	82:9 89:12	ESP-HOL 76:1-95:12	0.988* 1.368*	0.713 0.772	-1.923 -1.937	-3.498 -3.202	-2.791 -2.736	90:1 89:1
ESP-UK 75:1-95:12	0.731 -28.289	0.234 24.730	-2.303 -1.618	-4.540 -3.102	-2.585 -2.191	80:2 79:7	ESP-UK 76:1-95:12	1.449* 4.628*	0.613 1.027	-2.109 -1.487	-4.408 -4.846**	-3.313 -2.849	86:8 86:3
FRA-HOL 75:1-95:12	1.045* 1.066*	0.925 0.985	-3.155 -2.875	-3.751 -3.613	-3.137 -2.929	83:1 78:8	FRA-HOL 75:1-95:12	1.020* 1.015*	0.805 0.843	-3.321* -3.150*	-4.484 -4.155	-3.398 -3.128	78:3 78:11
FRA-ITA 75:1-95:12	0.934* -8.105	0.653 1.048	-1.084 -1.261	-4.819** -4.424	-2.533 -2.825	91:11 82:9	FRA-ITA 75:1-95:12	1.043* 1.743*	0.742 0.973	-1.447 -1.720	-4.649** -3.709	-2.766 -3.010	90:7 83:4
FRA-UK 75:1-95:12	-1.233 -4.342	-0.071 -12.654	-0.814 -1.484	-4.245 -5.149*	-2.426 -2.810	89:5 89:1	FRA-UK 75:1-95:12	2.008* 6.657	0.529 7.308	-1.233 -1.920	-2.654 -3.497	-1.967 -2.368	92:2 85:12
HOL-ITA 75:1-95:12	1.006* 2.689*	0.793 0.891	-1.540 -1.498	-4.078 -3.587	-2.476 -2.738	90:4 87:4	HOL-ITA 75:1-95:12	1.004* 1.982*	0.763 0.822	-1.674 -1.725	-4.273 -3.521	-2.892 -2.860	89:2 87:4
HOL-UK 75:1-95:12	-0.426 1.092	0.528 0.856	-1.564 -1.762	-3.154 -3.021	-2.417 -2.173	88:12 79:8	HOL-UK 75:1-95:12	3.587* 2.121*	0.792 1.231	-1.694 -2.104	-4.369 -4.975*	-3.069 -2.511	80:2 79:8
ITA-UK 75:1-95:12	1.274* ^h 1.645* ^h	1.138 1.871	-2.810* -2.318	-5.304* -4.246	-3.668** -2.925	81:5 83:5	ITA-UK 75:1-95:12	0.768* 1.283*	0.643 1.008	-2.534** -1.924	-4.293 -3.694	-3.369 -2.328	79:9 86:3

Nota. Para cada relación y período muestral se ofrecen los parámetros estimados β_{PH} y β_{MCO} y los resultados de los contrastes correspondientes a la regresión directa (arriba) y a la regresión recíproca (abajo). Los valores críticos de los distintos estadísticos aparecen recogidos en la Tabla 2. Los símbolos * y ** indican significatividad al 5% y al 10%, respectivamente y la letra h indica que se acepta la hipótesis de homogeneidad.

TABLA 8(a) INESTABILIDAD RELACIÓN DE COINTEGRACIÓN SUBMUESTRAS

NXRT-RIPC3						
	β_{PH}	β_{MCO}	ADF	INF	MEAN	PC
ALE-BEL						
76:1-82:8	2.872* 0.543*	0.477 0.699	-1.813 -1.945	-6.050* -4.460	-2.786 -2.492	81:6 80:5
82:8-95:7	-0.096 -0.254	-0.252 -2.215	-3.663* -1.061	-5.232* -3.178	-4.024* -2.300	86:3 91:4
ALE-ESP						
76:1-89:11	1.233* 2.429*	0.902 0.978	-2.454 -2.121	-4.154 -3.072	-2.928 -2.432	82:12 78:11
ALE-FRA						
82:7-95:7	0.695* ^h 0.694* ^h	0.666 0.709	-4.270* -4.081*	-4.840* -4.814*	-4.431* -4.147*	86:4 90:3
79:10-95:7	0.933* ^h 0.935* ^h	0.875 0.919	-3.641* -3.942*	-5.776* -5.898*	-4.615* -4.979*	82:7 84:9
ALE-ITA						
76:1-91:2	0.600* 0.600*	0.597 0.623	-2.173 -1.865	-5.628* -4.787**	-2.554 -2.292	79:11 79:11
76:1-83:2	0.570* 0.539*	0.565 0.655	-1.865 -1.135	-6.441* -6.071*	-2.923 -3.221	79:11 79:10
83:2-95:7	2.357* 2.150*	1.123 1.677	-0.676 -2.032	-5.497* -4.484	-2.264 -2.862	92:6 90:2
79:1-92:6	0.598* 0.631*	0.587 0.624	-3.035* -3.335*	-4.795** -3.459	-2.984 -2.792	86:10 86:7
ALE-UK						
76:1-86:3	0.029 -0.153	0.090 1.163	-2.996* -1.116	-5.322* -4.619**	-3.700** -2.339	80:9 80:5
86:3-95:7	-1.322 -5.311	0.157 6.029	-0.204 -1.618	-4.254 -3.335	-2.746 -1.945	92:11 89:1
78:8-95:7	0.641* 1.045*	0.733 1.113	-2.188 -3.066*	-3.833 -4.991*	-2.640 -3.524**	92:1 87:12
BEL-ESP						
76:1-89:1	1.022* 1.016*	0.833 4.468	-3.067* -2.289	-3.788 -3.275	-3.237 -2.103	78:5 86:7
78:12-89:1	0.977* ^h 1.035* ^h	0.886 1.090	-3.415* -3.459*	-4.513** -4.417	-3.569** -3.429	84:3 88:1
BEL-FRA						
79:10-95:12	0.426* 0.432*	0.423 0.454	-4.780* -3.930*	-5.562* -5.506*	-4.965* -4.146*	91:5 81:10
BEL-HOL						
82:8-95:12	-0.337 -1.110	-0.238 -5.975	-2.586** -3.282*	-4.797** -4.636**	-3.591** -3.769**	86:12 92:4

Nota. Para cada relación y período muestral se ofrecen los parámetros estimados β_{MCO} y β_{PH} y los resultados de los contrastes correspondientes a la regresión directa (arriba) y a la regresión recíproca (abajo). Los valores críticos de los distintos estadísticos aparecen recogidos en la Tabla 2. Los símbolos * y ** indican significatividad al 5% y al 10%, respectivamente y la letra h indica que se acepta la hipótesis de homogeneidad. Las flechas en negrita señalan que el punto de corte utilizado en la fijación de las submuestras coincidentes se toma del análisis univariante de las variables originales. El sombreado señala las submuestras coincidentes.

TABLA 8(b) INESTABILIDAD RELACIÓN DE COINTEGRACIÓN SUBMUESTRAS

NXRT-RIPC4						
	β_{PH}	β_{MCO}	ADF	INF	MEAN	PC
ALE-BEL						
76:1-82:8	-3.068 -3.387	-1.699 -4.077	-1.406 -2.029	-3.566 -3.095	-2.096 -2.483	81:8 79:1
82:8-95:7	0.321* 0.604*	0.334 0.515	-3.877* -3.163*	-4.455 -4.091	-3.999* -2.559	93:4 84:9
ALE-ESP						
76:1-90:11	0.898 1.106*	0.774 0.825	-2.632** -2.332	-4.209 -3.131	-3.102 -2.598	82:12 79:1
76:1-89:1	0.921 1.061*	0.921 0.858	-2.498 -2.215	-4.230 -4.071	-3.216 -2.804	78:9 78:9
ALE-ITA						
76:1-91:6	0.733* 0.737*	0.731 0.751	-5.170* -4.766**	-5.936* -4.841**	-4.487* -3.414	85:10 80:3
ALE-UK						
76:1-86:3	0.760* -0.981	0.203 1.722	-2.872** -1.226	-5.100* -4.385	-3.585** -2.412	80:4 79:8
86:3-95:7	-3.081 4.590	1.230 4.300	-0.805 -1.220	-4.024 -3.664	-2.221 -2.152	92:12 89:10
78:9-95:7	1.885* 2.598*	2.201 2.815	-2.527** -2.834*	-3.639 -3.147	-2.709 -3.147	92:2 88:6
BEL-ESP						
76:1-92:10	0.617* 1.597*	0.497 0.587	-3.284* -2.687**	-4.061 -3.891	-3.455 -2.773	79:1 79:8
79:5-95:12	1.011* 1.329*	0.852 1.108	-1.751 -2.173	-3.918 -4.517	-2.515 -3.071	89:7 89:7
79:5-93:10	0.495* 0.763*	0.624 0.814	-3.029* -2.460	-3.759 -4.096	-3.239 -2.647	86:1 89:7
BEL-FRA						
81:5-95:12	1.991* 2.279*	1.603 2.409	-3.522* -5.495*	-4.033 -6.726*	-3.458 -5.653*	93:1 89:6
BEL-HOL						
81:12-95:12	0.320 -0.093	0.265 0.446	-4.272* -2.762**	-4.756** -3.768	-4.490* -2.906	90:7 84:4
83:10-95:12	-0.064 0.794	0.213 0.651	-2.973* -2.962*	-4.477 -4.899*	-4.489* -3.100	90:7 90:9
75:1-83:10	1.895* -13.133	1.173 8.993	-1.208 -0.946	-7.802* -3.777	-2.318 -1.714	81:12 82:2
BEL-ITA						
75:1-89:9	0.682* -5.112	0.535 0.651	-2.216 -1.654	-3.715 -4.020	-2.718 -2.275	80:3 80:4
81:2-95:12	1.782* 1.617*	0.362 0.590	-1.969 -2.675**	-4.125 -4.119	-2.004 -3.422	93:1 89:1
BEL-UK						
75:1-85:8	2.727* 2.388*	1.866 3.782	-2.914* -1.882	-4.131 -3.492	-3.041 -3.149	83:2 79:7
85:8-95:12	2.638* 2.299**	1.754 3.435	-2.329 -1.926	-4.277 -3.520	-2.941 -2.198	92:4 89:11
75:1-89:1	1.059* 1.758*	-0.085 -6.579	-2.371 -3.166*	-3.534 -4.686**	-2.766 -3.396	79:8 79:5
89:1-95:12	7.738* 5.333*	2.496 5.386	-1.797 -1.944	-3.730 -3.328	-2.590 -2.110	93:6 90:12
ESP-FRA						
76:1-89:12	0.644* 1.066*	0.571 0.754	-3.399* -3.324*	-4.319 -3.970	-3.627** -3.402	85:12 78:4
ESP-HOL						
76:1-90:1	0.814* 0.977*	0.690 0.740	-2.691** -2.408	-3.987 -3.684	-3.229 -2.682	78:8 79:1
ESP-UK						
76:1-86:3	1.332* 1.280*	1.159 1.343	-2.869** -2.829**	-4.023 -3.523	-3.253 -2.643	79:12 84:6
86:3-95:12	0.063 -10.472	0.565 13.007	-3.002 -1.221	-3.828 -5.219*	-2.925 -2.964	89:6 92:9
FRA-HOL						
78:11-95:12	0.811* 0.805*	0.813 0.843	-3.463* -3.636*	-4.079 -4.265	-3.522** -3.730**	80:9 83:9
FRA-ITA						
75:1-92:4	0.537* 0.893*	0.511 0.625	-3.659* -2.918*	-4.786** -3.790	-4.140* -2.903	82:3 82:3
FRA-UK						
75:1-92:2	0.987* 4.547	0.377 4.547	-2.090 -1.690	-3.682 -4.219	-2.366 -2.387	79:8 81:12
75:1-85:12	1.117* 4.076*	0.537 6.771	-1.275 -2.067	-5.008* -4.141	-2.842 -2.763	80:4 82:4
85:12-95:12	2.472* 2.940*	1.792 3.346	-2.769** -1.748	-4.185 -3.932	-3.081 -2.249	93:1 90:3
HOL-ITA						
75:1-89:2	0.741* 0.969*	0.699 0.733	-2.687** -2.442	-4.788* -4.641**	-3.278 -3.058	79:5 79:9
79:5-89:2	0.654* 0.665*	0.652 0.679	-3.695* -3.726*	-4.522** -3.995	-3.819** -3.554**	85:8 81:7
HOL-UK						
80:2-95:12	1.970* 1.920*	1.782 2.069	-3.145* -3.353*	-3.930 -4.326	-3.390 -3.387	90:7 89:5
79:8-95:12	1.822* 1.886*	1.675 2.003	-3.406* -3.372*	-3.948 -4.084	-3.366 -3.372	86:3 89:5
ITA-UK						
79:9-95:12	0.513* 3.095	0.208 1.349	-3.550* -1.583	-5.570* -4.165	-4.153* -2.359	86:5 86:3
75:1-86:3	1.178* 2.112*	1.120 1.445	-1.935 -1.334	-4.304 -3.315	-3.253 -2.301	79:8 82:9
86:3-95:12	1.726* 2.622*	1.468 3.028	-3.476* -3.811*	-4.497 -5.219*	-3.948* -3.360	91:11 89:6

Nota. Para cada relación y período muestral se ofrecen los parámetros estimados β_{MCO} y β_{PH} y los resultados de los contrastes correspondientes a la regresión directa (arriba) y a la regresión recíproca (abajo). Los valores críticos de los distintos estadísticos aparecen recogidos en la Tabla 2. Los símbolos * y ** indican significatividad al 5% y al 10%, respectivamente y la letra h indica que se acepta la hipótesis de homogeneidad. Las flechas en negrita señalan que el punto de corte utilizado en la fijación de las submuestras coincidentes se toma del análisis univariante de las variables originales. El sombreado señala las submuestras coincidentes.

TABLE 9 INESTABILIDAD RELACIÓN DE COINTEGRACIÓN PERÍODO MUESTRAL COMPLETO

(a) NXRT-RIPC6							(b) NXRT-RIPC7						
	β_{FR}	β_{MCO}	ADF	INF	MEAN	PC		β_{FR}	β_{MCO}	ADF	INF	MEAN	PC
ALE-BEL 76:1-95:7	1.563*	1.414	-2.144	-5.501*	-3.258	82:8	ALE-BEL 76:1-95:7	1.589*	1.061	-2.089	-6.658*	-2.790	82:5
	1.583*	1.570	-2.574**	-4.887*	-3.226	92:1		1.623*	1.196	-1.772	-4.556	-2.452	84:7
ALE-ESP 76:1-95:7	1.012*	0.817	-2.238	-3.777	-2.396	89:9	ALE-ESP 76:1-95:7	0.789*	0.782	-2.377	-3.635	-2.777	90:7
	1.196*	0.871	-1.973	-3.145	-2.353	80:2		1.018*	0.838	-2.314	-3.478	-2.621	89:7
ALE-FRA 76:1-95:7	0.674*	0.945	-1.710	-3.820	-2.871	82:7	ALE-FRA 76:1-95:7	0.713*	1.016	-2.111	-4.395	-3.207	82:6
	0.693*	1.004	-1.694	-3.561	-2.600	80:3		0.731*	1.062	-1.943	-3.802	-2.787	80:1
ALE-HOL 76:1-95:7	1.008*	0.395	-2.500**	-4.945*	-4.044*	82:2	ALE-HOL 76:1-95:7	0.398*	-0.035	-2.336	-5.603*	-3.264	82:12
	5.699	2.652	-2.395	-4.217	-2.888	91:8		1.321*	-14.910	-0.025	-5.065*	-2.409	90:4
ALE-ITA 76:1-95:7	1.444*	0.829	-0.431	-6.697*	-3.168	91:1	ALE-ITA 76:1-95:7	0.740*	0.707	-1.283	-7.155*	-2.683	92:6
	-0.742	0.923	-0.836	-4.379	-2.704	83:7		-6.165	0.770	-1.261	-5.964*	-3.006	89:5
ALE-UK 76:1-95:7	3.639*	0.822	-1.446	-4.500	-3.195	79:10	ALE-UK 76:1-95:7	0.736*	0.705	-1.601	-4.274	-3.152	79:9
	3.793*	1.370	-1.861	-5.646*	-2.568	79:9		5.402	1.120	-1.866	-4.957*	-2.510	79:9
BEL-ESP 76:1-95:12	0.802*	0.651	-2.248	-4.532	-2.864	90:9	BEL-ESP 76:1-95:12	0.759*	0.678	-2.126	-3.847	-3.026	91:8
	1.224*	0.741	-2.062	-3.755	-2.539	89:8		1.395*	0.786	-2.175	-3.406	-2.766	79:10
BEL-FRA 75:1-95:12	0.874*	0.680	-3.103*	-5.215*	-3.577**	78:5	BEL-FRA 76:1-95:12	1.010*	0.866	-2.131	-3.357	-2.680	87:1
	0.919*	0.810	-2.589**	-5.407*	-3.027	79:11		3.462	1.223	-1.659	-4.592	-2.351	80:6
BEL-HOL 75:1-95:12	1.452*	1.300	-2.536**	-4.998*	-3.113	82:4	BEL-HOL 76:1-95:12	1.086*	0.763	-2.089	-5.523*	-3.044	82:4
	1.428*	1.424	-2.767**	-4.135	-3.049	78:3		1.523	0.922	-1.843	-3.506	-2.514	84:4
BEL-ITA 75:1-95:12	1.074*	0.726	-1.284	-3.619	-2.788	82:4	BEL-ITA 76:1-95:12	0.962*	0.663	-1.376	-3.905	-2.453	91:12
	2.681*	0.872	-1.577	-4.291	-2.532	82:10		-2.132	0.809	-1.430	-3.208	-2.396	81:4
BEL-UK 75:1-95:12	3.121*	0.619	-1.560	-4.376	-2.753	79:9	BEL-UK 76:1-95:12	3.960*	0.467	-1.416	-3.669	-2.803	79:8
	1.740*	1.795	-2.310	-5.144*	-3.273	79:9		1.837*	2.007	-2.448	-4.606**	-3.355	79:8
ESP-FRA 76:1-95:12	0.694*	0.661	-2.290	-4.782**	-2.753	90:7	ESP-FRA 76:1-95:12	0.461*	0.588	-2.904**	-4.719**	-3.387	89:4
	0.579*	0.834	-2.254	-4.609**	-2.720	89:6		0.653*	0.752	-2.770**	-5.243*	-3.508**	89:4
ESP-HOL 76:1-95:12	0.910*	0.779	-2.053	-3.198	-2.400	89:6	ESP-HOL 76:1-95:12	0.799*	0.715	-2.433	-3.586	-2.771	90:7
	0.758*	0.840	-2.026	-3.178	-2.309	90:7		0.933*	0.769	-2.444	-3.404	-2.632	89:6
ESP-UK 76:1-95:12	1.191*	0.716	-1.980	-4.127	-3.346	83:6	ESP-UK 76:1-95:12	0.686	0.813	-2.019	-4.381	-3.456	81:2
	5.566	1.215	-0.943	-3.304	-2.165	86:11		6.070	1.405	-2.140	-4.597	-3.119	86:3
FRA-HOL 75:1-95:12	0.908*	0.909	-2.355	-4.169	-2.938	79:7	FRA-HOL 75:1-95:12	1.074*	0.902	-3.214*	-4.338	-3.343	78:8
	0.897*	0.960	-2.254	-4.807**	-2.725	78:9		1.046*	0.946	-3.086*	-3.825	-3.085	79:1
FRA-ITA 75:1-95:12	0.998*	0.757	-1.370	-4.387	-3.187	92:9	FRA-ITA 75:1-95:12	0.549*	0.548	-1.407	-4.235	-2.606	90:11
	1.363*	1.024	-1.872	-5.544*	-2.949	82:10		2.623	0.758	-1.483	-3.555	-2.584	82:10
FRA-UK 75:1-95:12	1.883*	1.013	-1.860	-3.004	-2.160	81:12	FRA-UK 75:1-95:12	2.466*	0.384	-1.395	-4.397	-3.020	79:8
	3.547	4.154	-2.654**	-4.018	-2.978	82:4		18.494	5.829	-2.840**	-5.198*	-4.033*	90:1
HOL-ITA 75:1-95:12	1.092*	0.826	-1.327	-4.368	-2.895	92:10	HOL-ITA 75:1-95:12	0.799*	0.695	-1.698	-4.307	-2.425	91:4
	2.563*	0.902	-1.571	-3.999	-2.974	83:6		2.676	0.757	-1.674	-3.318	-2.535	89:7
HOL-UK 75:1-95:12	2.578*	0.788	-1.549	-4.040	-2.739	79:8	HOL-UK 75:1-95:12	1.459*	0.657	-1.873	-4.392	-3.002	79:8
	2.362*	1.255	-1.984	-5.121*	-2.444	79:8		1.668*	0.943	-2.059	-4.850*	-2.494	79:8
ITA-UK 75:1-95:12	0.974*	0.775	-2.719**	-4.320	-3.231	80:4	ITA-UK 75:1-95:12	0.774*	0.661	-2.446	-5.266*	-3.317	81:9
	1.196*	1.135	-2.358	-4.312	-2.529	83:6		1.509*	1.149	-1.239	-3.387	-2.200	85:3

Nota. Para cada relación y período muestral se ofrecen los parámetros estimados β_{MCO} y β_{FR} y los resultados de los contrastes correspondientes a la regresión directa (arriba) y a la regresión recíproca (abajo). Los valores críticos de los distintos estadísticos aparecen recogidos en la Tabla 2. Los símbolos * y ** indican significatividad al 5% y al 10%, respectivamente y la letra h indica que se acepta la hipótesis de homogeneidad.

TABLE 10(a) INESTABILIDAD RELACIÓN DE COINTEGRACIÓN SUBMUESTRAS

NXRT-RIPC6							NXRT-RIPC6						
	β_{FR}	β_{MCO}	ADF	INF	MEAN	PC		β_{FR}	β_{MCO}	ADF	INF	MEAN	PC
ALE-BEL 76:1-92:1	1.497*	1.372	-3.668*	-5.223*	-3.672**	82:8	BEL-UK 79:9-95:12	1.886*	1.602	-3.516*	-4.013	-3.281	93:6
	1.459*	1.450	-4.066*	-5.008*	-4.229*	81:12		1.927*	2.170	-3.579*	-4.299	-3.160	90:10
ALE-ESP 76:1-89:9	0.942*	0.822	-4.189*	-2.972	-2.972	82:12	ESP-FRA 76:1-90:7	0.798*	0.738	-2.573**	-4.551**	-3.746**	79:1
	0.803*	0.872	-1.937	-2.304	-2.304	78:11		0.760*	0.922	-3.485*	-4.073	-3.017	85:11
80:2-95:7	1.230*	0.944	-4.090	-2.453	-2.453	90:6	ESP-HOL 76:1-90:7	0.919*	0.773	-1.888	-3.702	-2.758	82:12
ALE-FRA 76:1-82:7	1.960*	1.960	-1.763	-2.575	-2.575	90:3		0.725*	0.835	-1.742	-3.381	-2.116	78:11
	0.598*	0.636	-2.855**	-3.657	-2.830	80:3	ESP-UK 76:1-86:11	1.678*	1.636	-2.326	-4.272	-3.119	80:7
	0.776*	0.540	-2.310	-3.373	-2.446	79:12		1.693*	1.842	-2.361	-3.691	-2.454	80:4
82:7-95:7	0.085	0.810	-1.042	-4.949*	-2.499	86:9	86:11-95:12	-0.374	-0.422	-2.460	-4.350	-3.416	91:4
	1.338	1.365	-1.624	-3.352	-2.704	91:2		-1.379	-4.162	-0.125	-4.307	-1.942	94:8
80:3-95:7	0.664*	1.186	-1.853	-3.406	-2.735	91:7	FRA-HOL 79:7-95:12	1.102 ^h	1.132	-3.216*	-3.768	-2.749	84:8
	1.038*	1.341	-2.063	-3.460	-2.712	91:7		1.123 ^h	1.206	-2.711**	-4.602**	-3.107	85:2
ALE-HOL 76:1-86:3	2.224*	1.153	-2.801**	-3.821	-3.196	77:7	85:6-95:12	1.472 ^h	1.119	-3.086*	-5.177*	-3.901*	88:3
	2.791*	2.736	-4.249*	-5.907*	-4.602*	80:10		3.573 ^h	4.329	-2.805*	-4.905*	-3.575**	88:10
86:3-95:7	0.042	0.032	-2.835**	-9.145*	-5.298*	92:9	FRA-ITA 75:1-92:9	0.535*	0.535	-3.330*	-4.515**	-3.621*	82:9
	-0.706	0.601	-3.359	-3.359	-2.238	90:6		0.749*	0.642	-2.775**	-5.376*	-2.862	82:9
ALE-ITA 76:1-91:1	0.719*	0.719	-2.533**	-5.414*	-3.166	79:9	FRA-UK 82:4-95:12	1.974*	1.378	-2.259	-3.236	-2.225	92:12
	0.695*	0.737	-2.439	-5.527*	-3.110	79:9		2.234*	2.786	-2.068	-3.528	-2.515	90:10
79:9-91:1	0.772*	0.766	-4.716*	-5.306*	-4.531*	85:4	HOL-ITA 75:1-92:10	0.746*	0.726	-2.680**	-5.071*	-3.123	79:9
	0.785*	0.794	-4.892*	-5.649*	-4.297*	82:10		0.770*	0.748	-2.575**	-4.931*	-3.155	79:9
ALE-UK 79:9-95:7	2.142*	1.811	-3.889*	-4.438	-3.445	93:3	79:9-92:10	0.761*	0.749	-3.668*	-4.597*	-3.899*	85:4
	2.065*	2.182	-4.224*	-5.717*	-4.414*	87:11		0.800*	0.790	-3.861*	-4.701*	-3.316	82:10
BEL-ESP 76:1-90:9	0.733*	0.616	-2.635**	-4.164	-2.967	79:1	HOL-UK 79:8-95:12	1.620 ^h	1.655	-3.045*	-3.457	-2.981	92:12
	1.562*	0.709	-2.042	-3.340	-2.275	78:9		1.908 ^h	2.054	-3.531*	-4.815*	-3.427	90:10
BEL-HOL 75:1-85:2:4	0.430*	0.451	-2.193	-7.178*	-3.537**	81:3	ITA-UK 80:4-95:12	0.451*	0.132	-3.339*	-4.246	-3.755*	93:4
	2.072	1.465	-2.038	-3.155	-2.286	77:10		1.154*	3.216	-2.242	-4.200	-2.681	83:8
82:4-95:12	0.788*	0.202	-2.533**	-4.885**	-3.330	86:7							
	2.874*	6.314	-3.127*	-3.749	-3.314	85:2							
78:3-95:12	1.876*	1.534	-2.873**	-4.705**	-3.474	84:3							
	1.829*	1.694	-3.093*	-4.286	-3.474	84:12							
BEL-ITA 75:1-82:4	0.975*	0.863	-2.083	-5.396*	-4.152*	78:4							
	1.345*	0.996	-1.842	-4.398	-3.429	79:11							
82:4-95:12	1.742*	1.308	-2.323	-7.387*	-3.568**	92:10							
	1.703*	1.694	-3.371*	-5.322*	-3.804**	92:10							

TABLA 10 (b) INESTABILIDAD RELACIÓN DE COINTEGRACIÓN SUBMUESTRAS

NXRT-RIPC7							NXRT-RIPC7						
	β_{FH}	β_{MCO}	ADF	INF	MEAN	PC		β_{FH}	β_{MCO}	ADF	INF	MEAN	PC
ALE-BEL 76:1-82:5	4.072 1.721*	0.978 1.930	-1.816 -2.897**	-5.749* -4.949*	-3.153 -3.593**	81:4 81:3	ESP-FRA 76:1-89:4	0.420* 0.658*	0.587 0.762	-3.725* -2.638**	-4.687** -4.281	-3.800** -3.224	85:12 87:1
82:5-95:7	0.306* 0.803*	0.310 0.485	-4.045* -3.090*	-4.810** -3.296	-4.089* -2.657	90:7 85:2	89:4-95:12	1.498* 1.502*	1.508 1.502	-1.982 -2.195	-5.501* -3.696	-2.582 -2.616	92:10 91:11
ALE-ESP 76:1-90:7	0.799* 0.876*	0.799 0.830	-2.417 -2.168	-3.975 -3.122	-2.915 -2.480	82:12 78:9	ESP-HOL 76:1-90:7	0.829* 1.164*	0.725 0.781	-2.356 -2.019	-3.655 -2.762	-2.803 -2.178	82:12 78:7
ALE-FRA 76:1-82:6	0.607* 0.467*	0.692 0.877	-2.881** -2.174	-3.383 -3.193	-2.777 -2.421	80:6 79:10	ESP-UK 76:1-86:3	1.570** 1.720**	1.450 1.832	-2.933* -3.144*	-4.556** -4.044	-3.175 -3.276	79:12 80:4
82:6-95:7	0.260 0.749*	1.000 1.257	-1.685 -1.413	-4.761** -3.438	-3.435 -2.769	86:9 93:7	86:3-95:12	-0.052 1.697	0.297 10.392	-2.886** -0.261	-4.101 -3.793	-3.062 -1.991	85:6 89:6
80:1-95:7	0.999* 0.778*	1.334 1.253	-2.649** -2.319	-3.953 -3.986	-3.416 -3.385	88:6 88:4	81:2-95:12	-0.151 6.269	-0.043 -17.157	-2.471 -3.037*	-3.837 -3.784	-3.107 -2.526	87:1 86:3
ALE-ITA 76:1-92:6	0.624* 0.685*	0.625 0.648	-2.761** -2.380	-6.290* -5.522*	-3.861** -3.789**	85:7 89:1	FRA-HOL 79:1-95:12	0.883* 0.953*	0.929 0.953	-2.828** 2.956*	-4.283 -3.906	-3.217 -3.406	82:4 82:5
76:1-89:5	0.661* 0.676*	0.666 0.676	-2.601** -4.635*	-7.962* -4.612**	-4.531* -3.687**	79:8 79:9	83:8-95:12	0.777* 0.893*	0.727 0.847	-3.204* -3.276*	-4.799** -4.081	-3.583** -3.334	86:4 90:3
ALE-HOL 76:1-82:12	1.296* 0.357*	0.825 0.394	-1.964 -4.087*	-3.954 -4.238	-3.047 -3.612*	78:11 81:11	FRA-ITA 75:1-92:4	0.364* 1.949*	0.368 0.514	-3.301* -2.179	-4.705** -3.337	-3.904* -2.498	78:7 82:3
ALE-UK 79:9-95:7	1.061** 1.606**	1.388 1.700	-2.693** -3.261*	-3.999 -5.042*	-3.096 -3.869**	93:3 90:7	78:7-92:4	0.208* 0.281*	0.206 0.363	-3.115* -2.737**	-5.277* -3.023	-3.482 -2.276	85:3 82:10
BEL-ESP 76:1-91:8	0.577* 1.549*	0.599 0.708	-3.034* -2.089	-4.245 -3.279	-2.458 -2.596	85:7 79:10	FRA-UK 80:3-95:12	1.585* 1.812*	1.506 2.297	-2.471 -2.162	-4.116 -3.378	-3.086 -2.551	85:1 89:10
79:10-95:12	0.492* 0.714*	0.871 1.068	-2.118 -2.184	-3.317 -3.552	-2.472 -2.459	89:7 89:3	HOL-ITA 75:1-91:4	0.677* 4.122	0.641 0.689	-2.069 -1.603	-3.888 -2.840	-2.721 -2.266	79:6 78:8
BEL-FRA 75:1-87:1	1.432* 1.650*	0.647 1.051	-2.011 -1.390	-4.555 -3.530	-2.373 -2.069	76:12 80:6	75:1-89:7	0.703* 1.314*	0.675 0.725	-2.631** -2.235	-4.767** -3.981	-3.166 -2.729	79:3 79:6
87:1-95:12	0.697 17.501	-0.085 -29.820	-1.742 -2.383	-4.326 -3.930	-3.419 -3.012	94:7 91:12	79:1-92:6	0.530* 0.564*	0.524 0.555	-3.055* -3.032*	-4.913* -4.337	-4.172* -3.403	85:4 89:2
80:6-95:12	-0.105 5.447	1.264 5.508	-1.262 -3.616*	-3.072 -4.882**	-2.205 -4.055*	87:1 92:6	HOL-UK 79:8-95:12	1.051** 1.270**	1.140 1.355	-3.655* -3.465*	-4.244 -4.842*	-3.371 -4.842**	90:12 90:9
BEL-HOL 82:4-95:12	0.266 -10.395	0.175 0.318	-3.081* -2.172	-5.276* -3.514	-4.070* -2.775	87:9 90:8	ITA-UK 75:1-81:9	3.830* 4.482*	3.546 4.745	-4.170* -4.975*	-4.553** -7.423*	-3.845** -6.065*	77:8 80:9
75:1-82:4	2.228 2.110	0.881 2.737	-1.868 -2.394	-7.116* -4.687**	-2.260 -3.237	80:12 79:5	81:9-95:12	-0.065 5.792	-0.026 -16.445	-2.980* -4.559*	-4.549 -3.737	-3.932* -2.994	91:7 86:4
BEL-ITA 75:1-91:12	0.621* -9.349	0.545 0.655	-2.483 -1.943	-4.214 -3.798	-2.892 -2.513	79:4 81:3							
79:1-91:12	0.417* 0.489*	0.396 0.507	-3.066* -3.233*	-8.038* -4.479	-3.705** -3.253	85:4 82:3							
81:4-95:12	1.022* 1.300*	0.915 1.267	-1.428* -2.231	-5.542* -5.031*	-2.852 -3.197	92:10 89:5							
BEL-UK 79:8-95:12	2.822* 2.411*	1.600 3.805	-2.448 -2.775**	-3.364 -4.343	-2.567 -3.152	85:10 90:3							

Nota. Para cada relación y período muestral se ofrecen los parámetros estimados β_{MCO} y β_{FH} y los resultados de los contrastes correspondientes a la regresión directa (arriba) y a la regresión recíproca (abajo). Los valores críticos de los distintos estadísticos aparecen recogidos en la Tabla 2. Los símbolos * y ** indican significatividad al 5% y al 10%, respectivamente y la letra h indica que se acepta la hipótesis de homogeneidad. Las fechas en negrita señalan que el punto de corte utilizado en la fijación de las submuestras cointegradas se toma del análisis univariante de las variables originales. El sombreado señala las submuestras cointegradas.

TABLA 11 INESTABILIDAD RELACIÓN DE COINTEGRACIÓN PERÍODO MUESTRAL COMPLETO

NXRT-RIPC8						
	β_{FH}	β_{MCO}	ADF	INF	MEAN	PC
ALE-BEL 76:1-95:7	3.419* 3.091*	1.429 2.104	-0.889 -1.536	-4.699** -2.639	-2.131 -1.681	82:1 81:12
ALE-ESP 76:1-95:7	0.702* 1.170*	0.688 0.752	-1.991 -2.144	-2.806 -3.430	-2.075 -2.623	91:7 89:7
ALE-FRA 76:1-95:7	0.432* 0.424*	0.887 0.956	-1.505 -1.467	-3.690 -2.798	-2.727 -2.289	86:9 79:4
ALE-HOL 80:3-95:7	-0.075 -0.376	-0.067 -0.376	-2.513 0.869	-7.396* -4.184	-3.145 -2.102	84:8 94:4
ALE-ITA 76:1-95:7	0.204 -0.092	0.729 0.831	-0.204 -0.369	-5.825* -4.949*	-1.303 -2.566	91:2 91:3
ALE-UK 76:1-95:7	1.317* 1.467*	0.714 1.053	-1.857 -2.059	-3.559 -3.919	-2.921 -2.629	86:3 78:8
BEL-ESP 76:1-95:12	0.712* 4.193	0.512 0.611	-2.506 -2.161	-4.165 -3.225	-3.248 -2.799	90:7 88:1
BEL-FRA 75:1-95:12	0.763* 1.180*	0.507 0.727	-2.584** -2.159	-3.262 -4.781*	-2.948 -2.332	85:12 80:1
BEL-HOL 80:3-95:12	0.691* -6.049	0.534 0.872	-2.806** -1.272	-5.420* -3.415	-3.143 -2.267	85:9 89:5
BEL-ITA 75:1-95:12	1.212* -2.023	0.598 0.783	-1.141 -1.229	-3.232 -3.745	-2.644 -2.351	90:7 80:3
BEL-UK 75:1-95:12	1.757* 1.318	0.439 0.680	-1.681 -1.906	-4.846** -5.097*	-3.186 -3.182	79:9 79:9
ESP-FRA 76:1-95:12	0.375* 0.648*	0.516 0.680	-2.638** -3.067*	-4.852** -5.323*	-3.272 -3.768*	90:8 88:7
ESP-HOL 80:3-95:12	0.800* -7.382	0.614 0.728	-1.937 -1.875	-3.841 -4.231	-2.312 -2.370	91:8 91:7
ESP-UK 76:1-95:12	0.696* 1.385*	0.678 0.995	-2.399 -2.125	-4.682** -5.244*	-3.598* -3.822*	86:8 86:8
FRA-HOL 80:3-95:12	0.848* 0.997*	0.733 0.926	-2.366 -2.371	-3.949 -3.839	-3.314 -3.251	85:10 85:7
FRA-ITA 75:1-95:12	1.043* 16.147	0.660 0.926	-1.166 -1.402	-4.597** -4.732*	-3.035 -2.907	92:10 82:10
FRA-UK 75:1-95:12	1.039* 2.247*	0.829 2.170	-2.895** -2.660**	-4.866** -4.587**	-3.265 -3.742	79:8 79:8
HOL-ITA 80:3-95:12	1.071* 1.584*	0.761 0.917	-1.265 -1.986	-6.332* -4.888**	-2.956 -3.493	93:12 92:7
HOL-UK 80:3-95:12	0.933* 0.928*	0.872 1.019	-3.120* -3.238*	-4.335 -4.373	-3.338 -3.451	93:12 92:9
ITA-UK 75:1-95:12	0.802* 1.149*	0.892 1.094	-3.098* -2.716**	-4.455 -5.679*	-3.527** -3.093	80:6 82:3

Nota. Para cada relación y período muestral se ofrecen los parámetros estimados β_{MCO} y β_{FH} y los resultados de los contrastes correspondientes a la regresión directa (arriba) y a la regresión recíproca (abajo). Los valores críticos de los distintos estadísticos aparecen recogidos en la Tabla 2. Los símbolos * y ** indican significatividad al 5% y al 10%, respectivamente y la letra h indica que se acepta la hipótesis de homogeneidad.

TABLA 12 INESTABILIDAD RELACIÓN DE COINTEGRACIÓN SUBMUESTRAS

NXRT-RIPC8						
	β_{FH}	β_{MCO}	ADF	INF	MEAN	PC
ALE-BEL						
76:1-82:1	-1.900 1.720	0.373 1.269	0.488 -1.430	-3.597 -4.376	-2.295 -3.167	78:6 77:4
82:1-95:7	0.230* 0.230*	0.343 0.720	-3.256* -2.003	-5.244* -3.502	-4.373* -1.966	90:8 92:10
82:1-92:6	0.282* 0.572*	0.426 0.620	-2.861** -2.156	-4.916* -4.527*	-3.454 -3.445	88:3 87:4
ALE-ESP						
76:1-91:7	0.786* 0.959*	0.664 0.715	-2.297* -1.959	-3.822 -2.875	-2.813 -2.265	82:12 86:7
76:1-89:7	0.807* 0.830*	0.708 0.755	-2.449 -2.215	-3.762 -3.858	-2.972 -2.682	78:11 79:7
ALE-FRA						
76:1-86:9	0.799* 0.579*	0.802 0.885	-2.219 -1.928	-4.080 -3.984	-2.137 -2.424	82:3 78:12
86:9-95:7	-0.111 -0.100	-0.125 -1.143	-3.602* -1.159	-5.669* -2.635	-4.908* -1.686	86:5 93:7
79:4-95:7	0.015 0.735*	1.034 1.178	-1.612 -2.099	-3.866 -3.786	-2.916 -2.927	86:11 89:1
ALE-ITA						
76:1-92:6	0.640* 0.653*	0.637 0.659	-2.558** -2.622*	-5.945* -5.138*	-3.557** -2.884	79:11 79:11
ALE-UK						
78:8-95:7	1.089* 1.299*	1.102 1.449	-3.057* -3.407*	-4.040 -4.434	-2.862 -3.267	92:2 89:9
BEL-ESP						
76:1-90:7	0.545* 2.911	0.459 0.553	-3.166* -2.356	-4.050 -3.528	-3.436 -2.538	85:7 79:8
BEL-FRA						
85:12-95:12	0.767* 1.083*	0.668 1.582	-4.388* -3.550*	-5.440* -4.988*	-4.626* -4.385*	94:4 88:12
80:1-95:12	1.100* 1.311*	0.773 1.311	-2.036 -4.158*	-5.060* -4.537	-2.667 -4.135*	85:10 82:7
BEL-HOL						
85:9-95:12	0.103 0.215	0.138 0.309	-3.052* -2.346	-4.907* -4.471	-3.979* -3.042	93:8 93:8
BEL-ITA						
75:1-92:5	0.569* 10.120	0.473 0.588	-2.466 -1.887	-4.014 -4.066	-2.752 -2.331	79:4 80:3
80:3-92:5	0.473* 0.676*	0.466 0.658	-2.555** -3.134*	-8.203* -4.393	-3.490 -3.173	85:4 82:3
BEL-UK						
79:9-95:12	1.305* ^h 1.147* ^h	1.086 1.470	-3.770* -4.055*	-4.185 -4.330	-3.574** -3.551**	93:5 90:1

Nota: Para cada relación y período muestral se ofrecen los parámetros estimados β_{FH} , β_{MCO} y los resultados de los contrastes correspondientes a la regresión directa (arriba) y a la regresión recíproca (abajo). Los valores críticos de los distintos estadísticos aparecen recogidos en la Tabla 2. Los símbolos * y ** indican significatividad al 5% y al 10%, respectivamente y la letra h indica que se acepta la hipótesis de homogeneidad. Las fechas en negrita señalan que el punto de corte utilizado en la fijación de las submuestras cointegradas se toma del análisis univariante de las variables originales. El sombreado señala las submuestras cointegradas.

TABLA 13 RESUMEN DE RESULTADOS

	IPC	IPP	IPC1	IPC2	IPC3	IPC4	IPC6	IPC7	IPC8
C	0/20	1/14	2/20	0/20	2/20	1/20	1/20	0/20	1/20
CP	13/20	6/14	14/20	7/20	8/20	7/20	12/20	11/20	9/20
NC	7/20	7/14	4/20	13/20	10/20	12/20	7/20	9/20	10/20

Nota: C: cointegración en toda la muestra, CP: cointegración en parte de la muestra, NC: no cointegración

TABLA 14 RESUMEN DE RESULTADOS

	IPC	IPP	IPC1	IPC2	IPC3	IPC4	IPC6	IPC7	IPC8
C	0/20	0/14	1/20	0/20	1/20	0/20	1/20	0/20	1/20
CP	6/20	6/14	14/20	5/20	8/20	5/20	12/20	10/20	7/20
NC	14/20	8/14	5/20	15/20	11/20	15/20	7/20	10/20	12/20

Nota: C: cointegración en toda la muestra, CP: cointegración en parte de la muestra, NC: no cointegración

TABLA 15 EVIDENCIA DE COINTEGRACIÓN POR PAÍSES

	IPC1	IPC2	IPC3	IPC4	IPC6	IPC7	IPC8	TOTAL
ALE	5	2	3	2	4	3	2	21
BEL	5	1	3	0	3	2	2	16
ESP	4	2	1	1	1	2	2	13
FRA	4	3	4	4	4	4	4	27
HOL	4	1	3	3	4	4	2	21
ITA	5	3	5	4	5	5	4	31
UK	3	2	1	2	5	5	3	19