CONVERGENCIA EN PRECIOS EN LAS PROVINCIAS ESPAÑOLAS

Irene Olloqui Cuartero*
Simón Sosvilla Rivero**
Javier Alonso Meseguer**

En este trabajo se evalúa la convergencia en niveles de precios entre las provincias españolas. Para ello, a partir de series largas del Indice de Precios de Consumo para las 50 provincias, se aplica tanto contrastes de raíces unitarias y de estacionariedad a las diferencias frente a la media nacional, como contrastes de cointegración entre los índices provinciales y nacional, permitiendo en todos los casos la existencia de rupturas en las series. El procedimiento adoptado permite evaluar tanto procesos de convergencia a largo plazo, como procesos de aproximación (o de *catching up*).

Palabras clave: *convergencia económica, precios, análisis regional, España.*

Clasificación JEL: *C22, E31.*

1. Introducción

La Unión Económica y Monetaria (UEM) europea actuará como un cambio institucional que otorgará nuevas posibilidades e impondrá nuevos retos a los agentes económicos. En efecto, el establecimiento de una moneda única y de una misma política monetaria en Europa traerá ventajas en términos de estabilidad macroeconómica y de ampliación de mercados, pero a su vez ello significará también la introducción de factores de competencia para las empresas en la medida en que se facilite el acceso al propio mercado por parte de empresas de otros estados miembros. El resultado final será un mercado más amplio, más abierto y más competitivo.

Uno de los criterios nominales utilizados para el acceso a la UEM fue la convergencia en tasas de inflación. Ahora bien, la existencia de una política monetaria única no excluye la posibilidad de que en el futuro se puedan registrar diferenciales en las tasas de inflación entre los países miembros de la UEM, ya que factores reales (tales como la distinta estructura económica o los ritmos diferentes de crecimiento) tienen efectos importantes sobre los precios relativos entre países.

El objetivo de este trabajo es explorar el papel que los factores reales pueden desempeñar en este proceso de convergencia en precios examinando el caso de los provincias españolas, dado que dichas provincias conforman parte de una unión monetaria *de facto* (y *de jure*) denominada España, que cuenta con una única política monetaria. Mediante el análisis del caso español, podremos extraer conclusiones sobre el posible acercamiento creciente entre los índices de precios en cada uno de los países miembros de la UEM.

Así pues, el problema metodológico que surge se concreta en cómo definir la convergencia y en qué técnica utilizar para reali-

* FEDEA y Universidad de Zaragoza.
** FEDEA y Universidad Complutense de Madrid
*** FEDEA.
Los autores agradecen a un evaluador anónimo sus valiosos comentarios y sugerencias.
Segunda versión: diciembre 2001.

zar la medición correctamente. Este trabajo intenta resolver el problema planteado mediante un enfoque basado en el uso de series temporales, empleando técnicas de raíces unitarias, siendo la innovación metodológica básica la aplicación de contrastes que permiten rupturas en la tendencia de las series.

Para ello, evaluamos el grado de convergencia en el nivel de precios de las provincias españolas durante el período 1940-1992, mediante un análisis de series temporales a partir de datos anuales del Indice de Precios de Consumo (IPC). Con el fin de disponer de la serie homogénea más larga posible, hemos utilizado el Indice de Precios de Consumo (IPC) (Base 1983) suministrados por el INE en su base de datos TEMPUS. Los datos, correspondientes a las 50 capitales de provincia para el período 1940-1992, que estaban inicialmente disponibles con periodicidad mensual, se han anualizado mediante una media simple[1].

El resto del estudio se estructura de la siguiente manera: en el apartado 2, se realiza una revisión metodológica sobre el concepto de convergencia y las formas de su medición; el apartado 3 se dedica a la exposición de los resultados obtenidos. Por último, el apartado 4 recoge algunas consideraciones finales.

2. Metodología econométrica

Convergencia y *catching up*

Según Hall *et al.* (1992) el concepto de convergencia, desde un punto de vista económico, consiste en que la diferencia entre dos o más series debe hacerse arbitrariamente pequeña (o converger hacia cierta constante, α) con el transcurso del tiempo:

$$lim_{t\to\infty} (X - Y) = \alpha \qquad [1]$$

En el caso de series aleatorias, como la mayoría de las variables económicas, se puede extender la definición anterior, introduciendo la noción de convergencia estocástica, es decir, que existe una fecha t^* a partir de la cual la esperanza matemática de la diferencia entre las dos variables se convierte en inferior o igual a una constante, α:

$$E\left\{lim_{t\to\infty} (X - Y)\right\} = \alpha \qquad [2]$$

En este caso, se requiere que la probabilidad de que dos series difieran en una cierta cantidad, sea arbitrariamente pequeña. Este concepto se denomina *convergencia en sentido débil.* En el contexto de procesos integrables, si las dos series consideradas son $I(1)$, la convergencia en sentido débil tan sólo requerirá que la diferencia entre ellas sea de un orden de integrabilidad inferior, es decir, $I(0)$. Estos conceptos de convergencia ya han sido utilizados en España por Camarero *et al.* (1995).

De forma global, los trabajos en esta área estiman que, para que exista convergencia entre todo par de variables X_t e Y_t con un orden de integración igual a 1, se deben cumplir las condiciones siguientes:

i) X_t e Y_t están cointegradas.

ii) El vector de cointegración es (1, -1).

iii) La diferencia entre ambas es una variable estocástica con media nula.

La literatura entre ambas es una variable estocástica con media nula.

La literatura reciente distingue entre nociones distintas de convergencia: *convergencia fuerte* o a largo plazo, *catching up* y tendencias comunes entre series temporales (Oxley y Greasley, 1995 y Bernard y Durlauf, 1996).

De esta forma, según estos autores, si se cumplen las tres condiciones antes expuestas, estaríamos ante el concepto de *convergencia fuerte* o a *largo plazo,* que supone la desaparición con el tiempo de cualquier diferencia entre las series analizadas y, por tanto, representa la noción más estricta de convergencia. Este

[1] Hemos optado por este índice, porque el más moderno que incorpora observaciones hasta el presente (BASE 1992) sólo proporciona datos provinciales a partir de enero de 1993 y a nivel autonómico a partir de enero de 1978. No nos fue posible enlazar los datos en base 1983 con los de base 1992 porque a partir de esta fecha, el IPC proporcionado por el INE se refiere al conjunto de la provincia (urbano y no urbano), por lo que la serie no sería homogénea. Si bien es verdad que con los datos utilizados no recogemos el probable cambio estructural registrado en 1996, las series empleadas disponen del suficiente número de observaciones para poder realizar los contrastes propuestos.

concepto supone la existencia de cointegración no sólo estocástica sino también determinista[2]. Por el contrario, si no se cumple la condición *iii* (es decir, que la diferencia entre ambas series ses estacionaria con media cero), esto significa que dicha diferencia puede tender a la disminución a lo largo del tiempo, aunque puedan persistir varios estados estacionarios; este caso sería el denominado *catching up*, cuya condición suficiente es que exista cointegración estocástica. Por último, si no se cumplen las condiciones *ii* y *iii* y el vector de cointegración es $(1, \alpha)$, siendo $\alpha < 0$, entonces ambas series no convergen en el tiempo sino que son proporcionales y presentan, por tanto, tendencias comunes.

La forma de contrastar la posibilidad de *catching up* sería la aplicación de contrastes de raíces unitarias a la variable construida por la diferencia en índice de precios provincial respecto al índice nacional (que tomamos como referencia). La ausencia de una raíz unitaria (tendencia estocástica) y de una tendencia determinista implicaría convergencia a largo plazo; mientras que la presencia de una tendencia determinista daría lugar a la existencia de *catching up*.

Una característica o limitación que pueden presentar los contrastes de la familia Dickey-Fuller es su baja potencia, es decir, tienen alta probabilidad de no rechazar la hipótesis nula de raíz unitaria en procesos autorregresivos que presentan raíces próximas a la unidad, tal y como demostraton Dejong *et al.* (1992). Por otra parte cuando el proceso generador de los datos responden a un esquema ARIMA (0,1, 1) con el parámetro media móvil próximo a la unidad los estadísticos *ADF* y Phillips-Perron tienden a rechazar la hipótesis nula con demasiada frecuencia, demostrado por Molinas (1986) y Schwert (1987 y 1989).

El principal problema relacionado con los contrastes de raíces en general y, por tanto, con su aplicación a los contrastes de convergencia en particular, radica en la posibilidad de que existan rupturas o cortes estructurales en las series que puedan conducir a la aceptación errónea de la hipótesis de raíz unitaria y, en consecuencia, a rechazar de forma equivocada la existencia de convergencia. Para evitar este problema, se propone utilizar contrastes de raíces unitarias que permiten la existencia de rupturas estructurales y que endogeneizan la búsqueda del punto de corte en la serie.

En particular, el estudio de la convergencia mediante el enfoque del análisis de series temporales lo vamos a realizar a partir de la aplicación de una serie de contrastes de hipótesis que detallamos a continuación:

Contrastes de raíces unitarias

Contrastes de Phillips (1987)

Con el fin de contrastar la hipótesis nula de variable integrada de orden uno, aplicamos al logaritmo neperiano del IPC de cada provincia, el contraste de Phillips (1987). El citado contraste parte de estimar por mínimos cuadrados ordinarios la regresión (3):

$$y_t = u + ß \cdot t + \alpha y_{t-1} + u_t \qquad [3]$$

y obtener los estadísticos Z_α y Z_t que analizan el valor del estimador de α y de su t-ratio, de acuerdo a las siguientes expresiones:

$$\hat{Z}_a = T\alpha - (1/2)\left(s_{Tl}^2 - s_k^2\right)\left(T^{-2}\sum_{2}^{T}\hat{y}_{t-1}^2\right)^{-1} \qquad [4]$$

donde:

$$s_k^2 = T^{-1}\sum_{1}^{T}\hat{u}_t^2 \qquad [4.1]$$

$$s_{Tl}^2 = T^{-1}\sum_{1}^{T}\hat{u}_t^2 + 2T^{-1}\sum_{s=1}^{l} w_{sl}\sum_{t=s+1}^{T}\hat{u}_t\,\hat{u}_{t-s} \qquad [4.2]$$

con la ventana espectral triangular: $w_{sl} = 1 - s/(l + 1)$, y siendo l: el desfase de truncamiento.

[2] La cointegración determinista implica que el vector de cointegración elimina al mismo tiempo las tendencias deterministas y las estocásticas, mientras que la cointegración estocástica, permite que en la combinación lineal de las variables implicadas aparezca una tendencia lineal. Para una distinción más detallada entre ambos tipos de relaciones de cointegración véase OGAKI y PARK (1998).

$$Z_t = \left(\sum_{2}^{T} \hat{u}_{t-1}^2\right)^{1/2} \hat{\alpha} \Big/ s_{T1} - (1/2)\left(s_{T1}^2 - s_k^2\right) \left[s_{T1} \left(T^{-2} \left(\sum_{2}^{T} \hat{u}_{t-1}^2\right)^{1/2}\right)^{-1} \right] \qquad [5]$$

Las distribuciones de ambos estadísticos se encuentran tabuladas en Fuller (1976).

Contraste de Vogelsang y Perron (1998)

Para contrastar la existencia de una raíz unitaria en el supuesto de que exista una ruptura estructural, la aplicación de los contrastes tradicionales como el *ADF*, no resultan adecuados. Perron (1989) y Montañés y Reyes (1998), demostraron que la omisión de dichas rupturas en los modelos sobre los que se realiza el contraste podían estar sesgados hacia la aceptación de la hipótesis nula. Perron (1989) propone una serie de modelos, distinguiendo si la ruptura afecta exclusivamente al término independiente, exclusivamente a la pendiente o a ambas. Además, considera dos situaciones distintas según si la ruptura afecta a la variable de forma inmediata (*Outlier Aditivo,* AOM) o de forma gradual (*Outlier Innovacional,* IOM). El período de ruptura está definido como $T_B = \gamma T$. A partir de la estimación de esos modelos se obtienen los estadísticos del sesgo normalizado y del pseudo t-ratio. El primer grupo requiere para su estimación un procedimiento en dos etapas. En la primera se estima por mínimos cuadrados ordinarios la regresión [6]:

Outlier aditivo

$$y_t = \mu + ß \cdot t + \vartheta^i \cdot DU_t + \gamma^i DT_t{}^* + y_t^i \qquad [6]$$

con $i = A, B, C,$ que se corresponden con las tres formas en que la ruptura puede afectar a la variable. Si en el modelo tenemos que $i = A$ (AOM-I, ruptura en término independiente) entonces $\gamma^i = 0$. Si $i = C$ (AOM-III, ruptura en pendiente), $\vartheta^i = 0$. Si $i = B$ (AOM-II, ruptura mixta) $\gamma^i = 0$ y $\vartheta^i = 0$. Además $DU_t = 1$ si $t > TB$, cero en otro caso; la variable $DT_t^* = (t - TB)\ DU_t$.

En la segunda etapa, y a partir de los residuos de la regresión anterior, se estima por MCO la regresión [7] si $i = A, B,$ y la regresión [8] si $i = C$.

$$\hat{y}_t^i = \alpha \hat{y}_{t-1}^i + \sum_{j=0}^{k} D\ (TB)_{t-j} + \sum_{j=1}^{k} \Delta \hat{y}_{t-j}^i + u_t \qquad [7]$$

$$\hat{y}_t^i = \alpha \hat{y}_{t-1}^i + \sum_{j=1}^{k} \Delta \hat{y}_{t-j}^i + u_t \qquad [8]$$

La variable $D(TB)_t$ es una variable impulso que toma valor uno si $t = T_{B+1}$, cero en otro caso.

Si la ruptura afecta gradualmente a la variable, la obtención de los estadísticos es directa a partir de la estimación de la regresión [9]:

Outlier innovacional

$$y_t = u + ß \cdot t + \vartheta^i \cdot DU_t + \gamma^i DT_t^* + \alpha y_t^i + \sum_{j=1}^{k} \Delta y_{t-j} \qquad [9]$$

con $i = A, B,$ según si la ruptura afecta exclusivamente al término independiente o también a la pendiente. Si en el modelo tenemos que $i = A$ (IOM-I, ruptura en término independiente) entonces $\gamma^i = 0$. Si $i = B$ (IOM-II, ruptura mixta), $\gamma^i = 0$ y $\vartheta^i = 0$.

Dichas estimaciones permitirán obtener las expresiones del sesgo normalizado $T\ (\hat{\alpha} - 1)$ y del pseudo t-ratio $t_{\hat{\alpha}}$, cuyas distribuciones dependen del período en el que se situe la ruptura. Para eliminar el problema del data mining, Banerjee *et al.* (1992) y Zivot y Andrews (1992), proponen la endogenización del período de ruptura, vía minimización del pseudo t-ratio, ara contrastar la hipótesis nula, Ho: $\hat{\alpha} = 1$. Vogelsang y Perron (1998) y Perron (1997) proponen métodos alternativos para seleccionar el período de ruptura. No obstante nosotros hemos utilizado este criterio de selección. Asi mismo, para corregir la posible presencia de autocorrelación hemos utilizado el método

$k(t)$ propuesto por Ng y Perron (1995) con $kmax$=5. Los valores críticos han sido obtenidos de Vogelsang y Perron (1998) para los modelos AOM-I y AOM-III y en Perron (1994) para los modelos AOM-II, IOM-I e IOM-II.

Aplicaremos estos contrastes tanto al logaritmo del IPC de cada provincia [*Ln* (*IPC*)] como a la diferencia logarítmica del IPC provincial respecto al IPC nacional [*Ln* (*IPC prov*) - *Ln* (*IPC nac*)].

El contraste de Lumsdaine y Papell (1997)

Supone una extensión al caso anterior, ya que considera la posibilidad de que existan dos rupturas estructurales (períodos de ruptura T_{B1} y T_{B2}). Distingue tres situaciones, doble ruptura en término independiente (Modelo AA), una ruptura en término independiente y una mixta (Modelo CA), y una doble ruptura mixta (Modelo CC). Para contrastar si existe una raíz unitaria en un modelo con doble ruptura, parte de estimar la regresión [10] y a partir de ella obtener el valor del pseudo t-ratio:

$$y_t = \mu + ß \cdot t + \vartheta_1 \cdot DU_{1t} + \vartheta_2^i \cdot DU_{2t} + \gamma_1^i DT_{1t}^* + \gamma_2^i DT_{2t}^* + \alpha y_t^i + \sum_{j=1}^{K} \Delta y_{t-1} \qquad [10]$$

donde $i = AA, CA, CC$. Si $i = AA$, $\gamma_1 = \gamma_2 = 0$, si $i = CA$, $\gamma_2 = 0$. $DU_{jt} = 1$ si $t > T_{Bj}$, cero en otro caso. $DT_{jt}^* = (t - T_{Bj})\, Du_{jt}$, con $j = 1, 2$.

Los períodos de ruptura son obtenidos endógenamente a partir de la minimización del pseudo t-ratio, secuencialmente y con la única restricción de que ambos períodos de ruptura han de distanciarse al menos dos períodos. Los valores críticos han sido obtenidos mediante un experimento de Monte Carlo, para una muestra de 50 observaciones.

El contraste ha sido aplicado exclusivamente a la variable [*ln* (*IPC prov*) - *ln* (*IPC nac*)].

Contrastes de estacionariedad

Frente a los contrastes anteriores, en los que se contrasta la hipótesis nula de raíz unitaria surge desde un prisma complementario, aquellos en los que la hipótesis nula es la de estacionariedad.

Contraste de Kwiatkowsky et al. *(1992)*

El contraste propuesto en Kwiatkowsky *et al.* (1992), conocido como el contraste KPSS, parte de estimar la regresión [11] (consideramos exclusivamente el caso de variable estacionaria en torno a una tendencia determinística), y a partir de ella, obtener el valor del estadístico: η_τ.

$$y_t = \mu + ß \cdot t + u_t \qquad t = 1 \ldots T \qquad [11]$$

$$\eta_\tau = T^{-2} \sum_{1}^{T} s_t^2 \Big/ s^2(k) \qquad [12]$$

donde T es el tamaño de la muestra y $S_t = \sum_{j=1}^{t} \hat{u}_j$, siendo $\hat{u}_j$ los residuos de la regresión [11] y $s^2(k)$ es la estimación de la varianza largo plazo calculada al igual que en [4.2]

Contraste de estacionariedad KPSS

Paralelamente a los contrastes de raíces unitarias, el contraste de estacionariedad KPSS, se puede extender al caso en el que la variable presente una ruptura estructural. Lee (1996) tabula los valores críticos de los estadísticos en función del parámetro que gobierna la posición de la ruptura, aun en el caso de que la ruptura sea determinada a partir de la minimización del estadístico de contraste.

Contrastes de cointegración

Contraste de Phillips y Ouliaris (1990)

Es un contraste diseñado para analizar la existencia de una raíz unitaria de en los residuos de la relación de cointegración, concretamente se contrata la hipótesis nula de no cointegración.

En este ejercicio atenderemos exclusivamente al estadístico $z_{\hat{\alpha}}$ quien parece presentar una mayor potencia para distinguir entre la hipótesis nula y la alternativa. El contraste se basa en aplicar el contraste de Phillips (1987), descrito anteriormente, a los residuos de la regresión [13]. Los valores críticos se encuentran en Phillips y Ouliaris (1990).

$$yt = \mu + \alpha \cdot x_t + u_t \qquad t = 1 \ldots T \qquad [13]$$

Contraste de Gregory y Hansen (1996)

Este contraste supone una extensión del contraste anterior al caso en el que la variable presenta una ruptura estructural. Propone los estadísticos *ADF*, Z_α y *Zt*, calculados a partir de los residuos de la relación de cointegración que incluye una ruptura estructural. Nosotros nos centraremos una vez más en el estadístico *ADF*. Se considera que la ruptura pueda afectar a la variable dependiente de dos formas. El Modelo Level Shift, recoge también una ruptura en término independiente, mientras que el modelo Regime Shift, recoge también una ruptura en pendiente. Las regresiones [14] y [15] se corresponden respectivamente con esas situaciones:

$$y_t - \mu_1 + \mu_2 DU_t + \alpha \cdot x_t + u_t \qquad t = 1 \ldots T \qquad [14]$$

$$y_t = \mu_1 + \mu_2 DU_t + \alpha_1 \cdot x_t + \alpha_2 \cdot x_t DU_t + u_t \qquad t = 1 \ldots T \qquad [15]$$

La aplicación del contraste de Phillips (1987) a los residuos de ambas regresiones nos permitirá obtener el valor del estadístico. Los valores críticos aparecen tabulados en Gregory y Hansen (1996).

3. Resultados

Como hemos señalado anteriormente, en este trabajo se contrasta el grado de convergencia entre los niveles de precios de las distintas provincias españolas, permitiendo la posibilidad de cambios estructurales en las series, lo que podría haber generado un proceso de *catching up* o acercamiento progresivo de las variables. En concreto, se analizan las siguientes hipótesis:

i) Si el índice de precios de las distintas provincias españolas son series estacionarias o, alternativamente, presentan una tendencia estocástica.

ii) Si las series de índice de precios de las distintas provincias españolas están cointegrdas con el índice de precios nacional con un vector de cointegración (1, -1), es decir, si el diferencial entre estas series es una variable *I*(*1*) (en este caso no existe convergencia de ningún tipo) o bien es una variable *I*(*0*).

iii) Si el diferencial de las series (residuos de la relación de cointegración) es una variable estacionaria en torno a una media igual a cero (en este caso existiría convergencia a largo plazo) o bien es una variable estacionaria pero en torno a una tendencia determinista lineal o no lineal (en este caso se estaría produciendo *catching up*).

La elección del índice nacional como serie de referencia se justifica por el intento de aproximar con dicha variable el nivel de precios agregado de la Unión Monetaria que *de jure* y *de facto* constituye el estado español.

Orden de integrabilidad de las series de índices de precios individuales

La primera etapa en el análisis consiste en establecer si todas las series son estacionarias en diferencias y, por tanto, comparten el mismo orden de integrabilidad. Para ello se utiliza una combinación de contrastes. En primer lugar, se aplican los contrastes de Phillips (1987), que corrigen de manera no paramétrica los contrastes estándar de Dickey y Fuller y cuya hipótesis nula es que la variable presenta una raíz unitaria, a las series objeto de estudio. En segundo lugar, el estudio de la estacionariedad se complementa con la información proporcionada por el contraste KPSS de Kwiatkowsky *et al.* (1992), cuya hipótesis nula es la estacionariedad.

En el Cuadro 1 se presentan los resultados obtenidos de la aplicación de dichos contrastes a la series de índices. Como puede observarse en dicho cuadro, los resultados obtenidos a partir del contraste de Phillips (1987) indican que se acepta la

CUADRO 1

RESULTADOS DE LOS CONTRASTES DE RAICES UNITARIAS (SIN RUPTURAS)

Provincias	Variable: *ln (IPC prov)*					
	Phillips		Kwiatkowski	Phillips		Kwiatkowski
	Ho: I (1)			Ho: I (2)		
	Za	*Zt*	*kpss*	*Za*	*Zt*	*kpss*
Alava	-5,792	-1,71	0,379*	-38,350*	-5,359*	0,181
Albacete	-5,923	-1,718	0,353*	-31,384*	-4,754*	0,173
Alicante	-7,415	-1,922	0,363*	-40,029*	-5,625*	0,137
Almería	-5,707	-1,695	0,365*	-30,845*	-4,849*	0,153
Avila	-7,336	-1,91	0,352*	-35,970*	-5,013*	0,152
Badajoz	-6,445	-1,791	0,366*	-32,989*	-4,741*	0,179
Baleares	-10,164	-2,272	0,31*	-35,090*	-5,158*	0,11
Barcelona	-6,281	-1,743	0,373*	-35,640*	-5,135*	0,174
Burgos	-5,906	-1,721	0,357*	-35,009*	-5,022*	0,169
Cáceres	-7,223	-1,899	0,347*	-42,881*	-5,598*	0,138
Cádiz	-5,976	-1,724	0,358*	-33,710*	-4,953*	0,166
Castellón	-8,448	-2,053	0,339*	-34,900*	-4,965*	0,135
Ciudad Real	-6,64	-1,836	0,359*	-28,870*	-4,350*	0,183
Córdoba	-5,809	-1,71	0,386*	-40,143*	-5,576*	0,172
La Coruña	-7,652	-1,954	0,346*	-39,828*	-5,360*	0,132
Cuenca	-7,537	-1,937	0,339*	-25,811*	-4,227*	0,148
Girona	-7,647	-1,952	0,351*	-42,122*	-5,598*	0,131
Granada	-5,924	-1,696	0,374*	-29,788*	-4,554*	0,187
Guadalajara	-6,335	-1,787	0,363*	-28,837	-4,526*	0,176
S. Sebastián	-8,087	-2,002	0,338*	-34,859*	-4,999*	0,139
Huelva	-6,956	-1,862	0,359*	-35,326*	-5,169*	0,156
Huesca	-5,987	-1,726	0,363*	-34,217*	-5,223*	0,159
Jaén	-8,296	-2,027	0,355*	-33,775*	-4,790*	0,155
León	-6,381	-1,787	0,325*	-30,543*	-4,664*	0,14
Lleida	-7,666	-1,953	0,345*	-31,847*	-4,781*	0,148
La Rioja	-7,062	-1,871	0,359*	-35,264*	-5,012*	0,152
Lugo	-8,658	-2,086	0,335*	-44,857*	-6,021*	0,118
Madrid	-6,212	-1,759	0,375*	-36,410*	-5,072*	0,195
Málaga	-5,388	-1,633	0,379*	-42,397*	-5,919*	0,173
Murcia	-6,169	-1,745	0,357*	-35,639*	-5,150*	0,16
Navarra	-6,295	-1,772	0,361*	-30,666*	-4,620*	0,177
Orense	-6,775	-1,836	0,35*	-32,211*	-4,734*	0,144
Oviedo	-5,442	-1,646	0,369*	-37,580*	-5,298*	0,176
Palencia	-6,939	-1,863	0,352*	-32,807*	-5,053*	0,146
Las Palmas	-10,315	-2,268	0,355*	-23,293*	-3,871*	0,17
Pontevedra	-9,905	-2,259	0,311*	-35,558*	-5,153*	0,11
Salamanca	-8,002	-2,002	0,345*	-36,368*	-5,064*	0,138

CUADRO 1 *(continuación)*

RESULTADOS DE LOS CONTRASTES DE RAICES UNITARIAS (SIN RUPTURAS)

Provincias	Variable: *ln (IPC prov)*					
	Phillips		Kwiatkowski	Phillips		Kwiatkowski
	Ho: I (1)			Ho: I (2)		
	Za	*Zt*	*kpss*	*Za*	*Zt*	*kpss*
Sta. C. Tenerife	-6,07	-1,73	0,357*	-18,632*	-3,570*	0,188
Santander	-7,922	-1,996	0,333*	-36,452*	-5,067*	0,117
Segovia	-6,314	-1,777	0,356*	-28,449*	-4,588*	0,153
Sevilla	-6,129	-1,73	0,374*	-32,287*	-4,787*	0,197
Soria	-9,208	-2,146	0,341*	-28,702*	-4,298*	0,149
Tarragona	-7,434	-1,922	0,332*	-30,528*	-4,398*	0,147
Teruel	-7,708	-1,962	0,358*	-34,535*	-4,881*	0,143
Toledo	-7,336	-1,907	0,34*	-23,678*	-3,909*	0,181
Valencia	-6,572	-1,801	0,352*	-30,389*	-4,644*	0,157
Valladolid	-7,677	-1,962	0,346*	-34,397*	-5,089*	0,131
Vizcaya	-6,792	-1,846	0,364*	-35,430*	-5,067*	0,16
Zamora	-6,243	-1,763	0,346*	-38,386*	-5,313*	0,147
Zaragoza	-5,858	-1,701	0,367*	-34,409*	-4,969*	0,167
Nacional	-6,823	-1,837	0,364*	-34,706*	-4,964*	0,169

NOTAS: El test de Phillips ha sido calculado utilizando el estimador de la varianza a largo plazo propuesto por ANDREWS (1991) y ANDREWS y MONAHAN (1992). Los valores críticos se encuentran tabulados en FULLER (1976). Para el test de Kwiatkowski, la varianza a largo plazo se ha estimado utilizando el procedimiento propuesto en NEWEY y WEST (1987). Los valores críticos se encuentran en KWIATKOWSKI *et al.* (1992). Los signos * y # representan un nivel de significatividad del 5 y 10 por 100.

hipótesis nula de existencia de una raíz unitaria en las series en la totalidad de ellas. Por su parte, los resultados del contraste KPSS sugieren que se rechaza la hipótesis nula de estacionariedad. Además se comprobó que las series son estacionarias en primeras diferencias, pues siempre se rechaza la hipótesis nula de existencia de dos raíces unitarias. Así pues, se puede concluir que las series de índices de precios individuales son integradas de orden uno (I(1), es decir, su diferencia es estacionaria).

Con el fin de explorar la posibilidad de que existan cambios estructurales en las series, hemos aplicado el contraste de Vogelsang y Perron (1998) a los índices de precios individuales, presentando en el Cuadro 2 los resultados. Como se puede

CUADRO 2

CONTRASTES DE RAIZ UNITARIA DE VOGELSANG Y PERRON (1994)

Provincias	Variable: *ln (IPC prov)*									
	AOM-I		AOM-II		AOM-III		IOM-I		IOM-II	
	tα	*TB*	*tα*	*TB*	*tα*	*TB*	*tα*	*TB*	*tα*	*TB*
Alava	-4,138	1975	-3,871	1959	-2,89	1976	-4,394	1975	-4,011	1964
Albacete	-4,539	1974	-5,36	1959	-3,05	1976	-4,79	1974	-5,058	1966
Alicante	-4,141	1975	-5,052	1960	-3,2	1976	-4,144	1975	-5,058	1966
Almería	-3,756	1952	-5,289	1960	-3,44	1976	-4,395	1975	-5,653*	1964
Avila	-4,234	1975	-5,466	1959	-3,09	1975	-4,039	1975	-5,707*	1964
Badajoz	-4,303	1975	-4,718	1959	-3,09	1976	-4,123	1974	-4,73	1966
Baleares	-4,371	1959	-5,038	1959	-3,34	1976	-4,223	1975	-4,654	1964
Barcelona	-3,857	1975	-5,432	1964	-3,29	1976	-3,6	1974	-6,591*	1966
Burgos	-4,452	1975	-4,958	1960	-3,08	1976	-4,322	1975	-4,88	1966
Cáceres	-4,481	1959	-5,289	1959	-3,19	1976	-4,177	1974	-4,929	1964
Cádiz	-5,272*	1975	-5,071	1960	-3,24	1976	-5,843*	1975	-5,028	1966
Castellón	-4,191	1957	-5,531*	1963	-3,35	1977	-4,593	1975	-5,812*	1964
Ciudad Real	-4,459	1974	-4,713	1964	-3,2	1975	-4,383	1973	-5,158	1966
Córdoba	-3,94	1975	-4,804	1959	-3,38	1976	-3,83	1975	-5,198	1964
La Coruña	-3,611	1976	-5,019	1975	-3,71	1976	-4,161	1975	-5,662*	1966
Cuenca	-4,787	1975	-5,12	1963	-3,28	1976	-4,168	1974	-5,559	1964
Girona	-4,308	1975	-4,686	1962	-3,23	1977	-4,202	1975	-5,059	1966
Granada	-4,083	1975	-5,629*	1959	-3,05	1976	-3,883	1975	-5,442	1964
Guadalajara	-4,321	1975	-4,573	1960	-3,39	1976	-4,157	1974	-4,756	1964
San Sebastián	-4,121	1975	-4,943	1959	-3,08	1977	-3,977	1975	-5,478	1964
Huelva	-4,314	1975	-5,459	1959	-3,05	1964	-3,963	1957	-5,119	1964
Huesca	-4,305	1975	-5,29	1959	-3	1964	-4,082	1974	-4,692	1966
Jaén	-4,073	1975	-4,459	1965	-3,2	1976	-3,951	1975	-5,066	1966
León	-4,532	1959	-5,418	1959	-3,05	1987	-4,636	1975	-5,065	1964
Lleida	-4,347	1975	-5,404	1960	-3,22	1976	-4,172	1972	-5,954*	1966
La Rioja	-4,403	1975	-4,206	1964	-3,16	1976	-4,297	1975	-4,678	1966
Lugo	-4,429	1975	-3,952	1959	-2,89	1976	-4,395	1975	-4,184	1964
Madrid	-4,189	1975	-5,089	1964	-2,95	1976	-4,353	1974	-5,237	1966
Málaga	-5,184*	1959	-6,491*	1960	-3,8	1964	-4,88	1958	-5,687*	1966
Murcia	-4,249	1975	-4,839	1964	-3,11	1976	-3,987	1975	-5,436	1966
Navarra	-4,448	1975	-4,157	1964	-3,04	1976	-4,186	1975	-4,725	1966
Orense	-4,137	1974	-5,351	1959	-3,22	1976	-3,939	1974	-5,974*	1966
Oviedo	-4,247	1975	-4,804	1959	-3,08	1976	-4,092	1975	-5,348	1964
Palencia	-4,519	1975	-5,247	1959	-3,12	1976	-4,073	1975	-5,467	1964
Las Palmas	-4,618	1958	-6,161*	1961	-3,29	1962	-5,147	1973	-5,73*	1966
Pontevedra	-4,125	1959	-5,109	1959	-3,77	1976	-4,076	1958	-5,138	1964
Salamanca	-3,896	1975	-5,114	1960	-3,08	1976	-4,033	1975	-5,107	1965
Santa Cruz de Tenerife	-4,427	1958	-6,871*	1961	-3,41	1944	-4,562	1973	-5,564	1966

CUADRO 2 *(continuación)*

CONTRASTES DE RAIZ UNITARIA DE VOGELSANG Y PERRON (1994)

Provincias	Variable: *ln (IPC prov)*									
	AOM-I		AOM-II		AOM-III		IOM-I		IOM-II	
	tα	TB	tα	TB	tα	TB	tα	TB	tα	TB
Santander	-3,45	1976	-4,773	1959	-3,59	1976	-3,874	1975	-5,424	1966
Segovia	-4,22	1959	-5,864*	1960	-3,31	1976	-4,189	1975	-5,619*	1966
Sevilla	-4,026	1975	-4,407	1964	-2,94	1976	-3,903	1975	-5,012	1967
Soria	-4,635	1975	-3,913	1959	-3,1	1976	-4,29	1975	-4,087	1964
Tarragona	-3,729	1959	-5,235	1959	-3,26	1976	-4,197	1975	-5,835*	1966
Teruel	-3,952	1975	-4,583	1959	-3,07	1976	-4,227	1975	-4,832	1966
Toledo	-3,818	1974	-5,132	1962	-2,91	1976	-4,293	1973	-5,97*	1967
Valencia	-3,757	1973	-4,581	1959	-3,45	1976	-3,909	1973	-5,563	1964
Valladolid	-4,628	1975	-5,345	1960	-3,36	1976	-4,521	1974	-4,874	1966
Vizcaya	-4,646	1974	-4,841	1959	-3,2	1976	-4,315	1974	-4,836	1964
Zamora	-4,404	1975	-5,454	1959	-3,28	1976	-4,648	1975	-5,273	1964
Zaragoza	-4,408	1975	-5,235	1964	-3,22	1976	-4,336	1974	-5,753*	1966
Nacional	-4,322	1975	-5,292	1959	-3,22	1976	-4,103	1973	-5,73*	1966

NOTAS: Los valores críticos han sido obtenidos de VOGELSANG y PERRON (1994) para los modelos AOM-I y AOM-II, y de PERRON (1994) para los modelos AOM-II, IOM-I y IOM-II. Los símbolos * y # representan rechazo de la hipótesis nula de la existencia de una raíz unitaria al nivel de significación del 5 y 10 por 100 respectivamente.

apreciar en ese cuadro, para Cádiz y Málaga el modelo AOM-I sugiere el rechazo de la hipótesis nula de raíz unitaria cuando existe un cambio instantáneo en el término independiente (situado, respectivamente, en 1975 y 1959). Para Castellón, Granada, Málaga, Las Palmas, Santa Cruz de Tenerife y Segovia, el rechazo de la hipótesis de raíz unitaria lo ofrece el modelo AOM-II, señalando la existencia de un cambio instantáneo en la pendiente (situado, respectivamente, en 196, 1959, 1960, 1961 y 1960). Para Cádiz, el modelo IOM-I rechaza la hipótesis nula de raíz unitaria con un cambio gradual en el término independiente en 1975. Por último, en los casos de Almería, Avila, Barcelona, Castellón, La Coruña, Lleida, Málaga, Orense, Las Palmas, Segovia, Tarragona, Toledo, Zaragoza y Total Nacional, el modelo IOM-II sugiere el rechazo de la hipótesis de raíz unitaria, señalando la existencia de un cambio gradual en la pendente (situado bien en 1964, bien en 1966). Así pues, existe alguna evidencia débil y fragmentaria sobre la posibilidad de que las series de índices de precios provinciales sean estacionarias controlando por un cambio estructural. Unicamente para el caso de Málaga, tres de los cinco contrastes empledos parecen respaldar esta conclusión de una forma más contundente.

De forma complementaria, aplicamos el contraste de estacionariedad con ruptura estructural propuesto por Lee (1996). En el Cuadro 3 se ofrecen los resultados de aplicar este contraste a los índices de precios individuales. Como puede observarse, en todos los casos se rechaza la hipótesis nula de estacionariedad.

Comportamiento de los diferenciales en índices de precios

En el Cuadro 4 se ofrecen los resultados tanto de la aplicación del contraste de Phillips-Ouliaris (1990) a los residuos

CUADRO 3

CONTRASTES DE ESTACIONALIDAD. LEE (1996)

Provincias	Series: *ln (IPC prov)*					
	Modelo 2		Modelo 3		Modelo 4	
Alava	0,144*	1977	0,084*	1967	0,073*	1973
Albacete	0,125*	1977	0,094*	1968	0,08*	1962
Alicante	0,121*	1977	0,081*	1968	0,072#	1975
Almería	0,125*	1977	0,083*	1968	0,07#	1974
Avila	0,123*	1977	0,088*	1969	0,079*	1962
Badajoz	0,13*	1977	0,085*	1968	0,076#	1962
Baleares	0,089#	1977	0,087*	1969	0,074*	1962
Barcelona	0,134*	1977	0,079*	1968	0,072#	1964
Burgos	0,127*	1977	0,09*	1968	0,079*	1961
Cáceres	0,114*	1977	0,085*	1969	0,076*	1964
Cádiz	0,128*	1977	0,091*	1969	0,078*	1962
Castellón	0,094*	1977	0,079*	1970	0,065#	1964
Ciudad Real	0,122*	1977	0,084*	1968	0,076#	1974
Córdoba	0,149*	1977	0,071#	1967	0,064#	1973
La Coruña	0,104*	1977	0,08*	1969	0,067#	1975
Cuenca	0,108*	1977	0,086*	1969	0,075*	1963
Girona	0,113*	1977	0,082*	1969	0,072*	1964
Granada	0,142*	1977	0,084*	1968	0,077*	1973
Guadalajara	0,125*	1977	0,081*	1968	0,073#	1974
San Sebastián	0,119*	1978	0,097*	1971	0,079*	1964
Huelva	0,13*	1977	0,091*	1968	0,08*	1962
Huesca	0,137*	1977	0,092*	1968	0,082*	1961
Jaén	0,125*	1977	0,089*	1969	0,078*	1963
León	0,116*	1978	0,101*	1970	0,08*	1962
Lleida	0,119*	1977	0,091*	1968	0,079*	1962
La Rioja	0,122*	1977	0,085*	1969	0,074#	1962
Lugo	0,108*	1977	0,091*	1968	0,077*	1962
Madrid	0,144*	1977	0,087*	1968	0,079*	1961
Málaga	0,147*	1977	0,089*	1968	0,078*	1962
Murcia	0,125*	1977	0,092*	1969	0,077*	1962
Navarra	0,126*	1977	0,086*	1968	0,076#	1962
Orense	0,123*	1977	0,09*	1968	0,079*	1962
Oviedo	0,136*	1977	0,086*	1968	0,076#	1973
Palencia	0,119*	1977	0,089*	1968	0,079*	1962
Las Palmas	0,13*	1976	0,091*	1967	0,081*	1961
Pontevedra	0,096*	1977	0,081*	1968	0,075#	1962
Salamanca	0,114*	1977	0,09*	1969	0,077*	1961
Sta. C. Tenerife	0,136*	1977	0,098*	1969	0,083*	1961

CUADRO 3 *(continuación)*

CONTRASTES DE ESTACIONALIDAD. LEE (1996)

Provincias	Series: *ln (IPC prov)*					
	Modelo 2		Modelo 3		Modelo 4	
Santander	0,106*	1977	0,084*	1968	0,076#	1961
Segovia	0,121*	1977	0,083*	1968	0,073#	1974
Sevilla	0,141*	1977	0,093*	1969	0,078*	1963
Soria	0,11*	1977	0,089*	1969	0,076#	1962
Tarragona	0,115*	1977	0,096*	1970	0,079*	1962
Teruel	0,126*	1977	0,084*	1968	0,077*	1973
Toledo	0,128*	1977	0,107*	1970	0,084*	1961
Valencia	0,114*	1977	0,084*	1969	0,072#	1964
Valladolid	0,115*	1977	0,083*	1968	0,075#	1973
Vizcaya	0,13*	1977	0,084*	1967	0,077*	1973
Zamora	0,121*	1977	0,094*	1969	0,078*	1962
Zaragoza	0,132*	1977	0,081*	1967	0,073*	1973
Nacional	0,13*	1977	0,087*	1968	0,077*	1962

NOTAS: Los modelos 2, 3 y 4 se corresponden a presencia de ruptura en término Independiente, Pendiente y Mixta. Para el cálculo del estimador de la varianza hemos utilizado la ventana espectral de Bartlett. Los valores críticos han sido obtenidos por Sanso-Rosello. Los símbolos * y # representan rechazo de la hipótesis nula de estacionariedad al nivel de significación del 1 y 5 por 100 respectivamente.

de la regresión de cointegración entre el índice provincial y el nacional, como de aplicar el contraste KPSS de Kwiatkowsky *et al.* (1992) a las diferencias (logarítmicas) de los índices provinciales respecto al índice nacional. En el primer caso, se dejarían libres los parámetros del vector de cointegración, mientras que en el segundo se impone que sean (1, -1). Como puede apreciarse en el Cuadro 4, los resultados a los que se llega por uno u otro constraste suelen ser contradictorios. Unicamente para los casos de Albacete, Almería, Badajoz, Cádiz, Navarra y Soria, parece registrarse un cierto acuerdo en los resultados de ambos contrastes, indicando que existiría convergencia a largo plzo entre los índices de precios de esas provincias y el índice nacional. Para los casos de Alicante, Burgos, Cáceres, Ciudad Real, Guadalajara, Huelva, Lleida, Málaga, Murcia, Orense, Santa Cruz de Tenerife, Toledo y Valencia, mientras que los resultados del con-

CUADRO 4

RESULTADOS DE LOS CONTRASTES DE RAICES UNITARIAS (SIN RUPTURAS)

Provincias	Variable: *ln (IPC prov)-ln (IPC nac)*		
	Phillips-Ouliaris		Kwiatkowski
	Stand	Demeaned	KPSS
Alava	-6,964	-14,037	0,115
Albacete	-15,469#	-15,392	0,109
Alicante	-20,764*	-27,129*	0,133#
Almería	-22,676*	-22,682*	0,083
Avila	-6,889	-12,467	0,262*
Badajoz	-23,251*	-30,105*	0,106
Baleares	-1,979	-8,519	0,332*
Barcelona	-12,287	-12,597	0,097
Burgos	-14,143#	-27,959*	0,138#
Cáceres	-6,608	-18,007#	0,289*
Cádiz	-17,585*	-20,848*	0,07
Castellón	-9,664	-9,675	0,227*
Ciudad Real	-5,279	-27,118*	0,201*
Córdoba	-4,526	-8,948	0,165*
La Coruña	-4,955	-6,205	0,287*
Cuenca	-8,548	-16,942	0,187*
Girona	-4,07	-5,789	0,347*
Granada	-12,388	-14,547	0,103
Guadalajara	-16,169*	-30,205*	0,17*
San Sebastián	-1,287	-9,655	0,289*
Huelva	-4,537	-30,815*	0,061
Huesca	-3,44	-16,446	0,087
Jaén	-11,186	-12,654	0,25*
León	-4,608	-10,79	0,271*
Lleida	-3,436	-21,079*	0,207*
La Rioja	-10,872	-12,818	0,272*
Lugo	-6,64	-16,626	0,271*
Madrid	-6,292	-16,477	0,178*
Málaga	-14,619#	-17,301#	0,163*
Murcia	-13,158#	-15,825	0,19*
Navarra	-12,276	-37,296*	0,089
Orense	-6,562	-17,063#	0,14#
Oviedo	-24,009*	-26,128*	0,238*
Palencia	-4,321	-15,144	0,268*
Las Palmas	-8,392	-12,815	0,203*
Pontevedra	-0,71	-9,343	0,305*
Salamanca	-10,441	-10,734	0,277*

CUADRO 4 *(continuación)*

RESULTADOS DE LOS CONTRASTES DE RAICES UNITARIAS (SIN RUPTURAS)

Provincias	Variable: *ln (IPC prov)-ln (IPC nac)*		
	Phillips-Ouliaris		Kwiatkowski
	Stand	Demeaned	KPSS
Sta. Cruz de Tenerife	-13,283#	-18,308#	0,169*
Santander	-6,773	-11,887	0,282*
Segovia	-11,574	-16,625	0,222*
Sevilla	-9,169	-15,505	0,095
Soria	-16,949*	-17,084#	0,09
Tarragona	-6,671	-9,372	0,315*
Teruel	-9,592	-13,142	0,261*
Toledo	-14,128#	-14,077	0,135#
Valencia	-20,641*	-22,409*	0,127#
Valladolid	-4,515	-13,41	0,154*
Vizcaya	-11,943	-13,805	0,139#
Zamora	-6,975	-13,708	0,136#
Zaragoza	-11,039	-12,222	0,217*

NOTAS: Para el test de Phillips y Ouliaris se ha utilizado el estadístico *Za* de PHILLIPS (1987). Los valores críticos proceden de PHILLIPS y OULIARIS (1990). Para el test de Kwiatkowski, la varianza a largo plazo se ha estimado utilizando el procedimiento propuesto en NEWEY y WEST (1987). Los valores críticos se encuentran en KWIATKOWSKI *et al.* (1992). Los signos * y # representan un nivel de significatividad del 5 y 10 por 100.

traste de Phillips-Ouliaris sugieren que residuos de la relación de cointegración con vector de cointegración libre son una variable estacionaria en torno a una media igual a cero (indicando, por tanto, convergencia a largo plazo entre los ínices de precios de esas provincias y el índice nacional), el contraste KPSS sugiere que la diferencia logarítmica entre dichos índices no es estacionaria, por lo que se rechazaría la hipótesis de que ambas series estuvieen cointegradas con un vector de cointegración (1, -1). Por último, para Alava, Barcelona, Granada y Huesca ocurre lo contrario: mientras que se rechaza la existencia de cointegración con vector de cointegración libre utilizando el contraste de Phillips-Ouliaris, se acepta con vector de cointegración (1, -1) mediante el contraste KPSS.

CUADRO 5

CONTRASTES DE RAIZ UNITARIA DE VOGELSANG Y PERRON (1994)

Provincias	Variable: *ln (IPC prov)-ln IPC (nac)*									
	AOM-I		AOM-II		AOM-III		IOM-I		IOM-II	
	tα	*TB*	*tα*	*TB*	*tα*	*TB*	*tα*	*TB*	*tα*	*TB*
Alava	-4,26	1972	-4,188	1970	-3,64	1954	-3,876	1973	-3,77	1973
Albacete	-3,66	1972	-4,039	1973	-3,44	1959	-3,823	1973	-4,16	1974
Alicante	-4,911	1948	-5,009	1948	-4,53	1948	-4,947	1974	-5,52	1974
Almería	-7,066*	1955	-6,094*	1952	-7,01*	1953	-8,005*	1956	-7,17*	1967
Avila	-3,473	1973	-3,782	1958	-3,79	1947	-4,11	1973	-4,36	1973
Badajoz	-5,044	1951	-4,911	1979	-4,94*	1979	-4,83	1978	-5,96*	1954
Baleares	-6,76*	1954	-6,497*	1954	-3,62	1955	-7,578*	1954	-7,5*	1954
Barcelona	-3,114	1959	-3,164	1960	-3,03	1960	-3,061	1960	-3,21	1960
Burgos	-5,393*	1973	-6,842*	1975	-4,9*	1974	-3,018	1971	-6,67*	1976
Cáceres	-6,107*	1955	-5,432	1955	-4,98*	1974	-6,266*	1955	-6,11*	1955
Cádiz	-4,491	1971	-4,261	1977	-3,74	1965	-4,19	1963	-4,22	1979
Castellón	-3,9	1953	-4,036	1967	-4,04	1968	-3,452	1955	-3,99	1968
Ciudad Real	-5,666*	1973	-5,285	1973	-4,15	1975	-5,598*	1973	-5,32	1973
Córdoba	-3,871	1958	-3,768	1956	-3,49	1963	-4,07	1960	-4,09	1960
La Coruña	-3,525	1977	-4,042	1973	-3,97	1977	-3,958	1954	-4,31	1952
Cuenca	-4,665	1961	-4,465	1968	-4,22	1971	-4,362	1957	-4,65	1957
Girona	-3,656	1972	-3,515	1967	-4,3	1972	-3,383	1973	-3,69	1974
Granada	-5,302*	1949	-5,066	1964	-4,68	1964	-4,248	1966	-4,82	1962
Guadalajara	-5,401*	1986	-5,518*	1979	-5,5*	1960	-5,256*	1972	-6,53*	1974
San Sebastián	-4,046	1961	-3,742	1965	-4,02	1965	-4,421	1964	-3,51	1965
Huelva	-4,502	1947	-4,21	1950	-4,37	1951	-5,796*	1971	-5,71*	1972
Huesca	-5,16	1969	-5,379	1967	-5,18*	1986	-5,108	1968	-4,91	1978
Jaén	-3,756	1975	-4,174	1959	-4,08	1975	-4,185	1973	-4,44	1964
León	-4,875	1947	-4,824	1948	-4,84*	1963	-3,516	1961	-5	1957
Lleida	-5,822*	1983	-5,852*	1970	-6,62*	1944	-6,131*	1984	-6,22*	1971
La Rioja	-5,317*	1953	-5,339	1953	-4,36	1952	-5,507*	1954	-5,43	1954
Lugo	-3,992	1952	-4,816	1962	-5,08*	1948	-1,904	1983	-5,53	1962
Madrid	-4,65	1957	-4,905	1957	-4,73	1971	-4,79	1957	-5,21	1959
Málaga	-6,086*	1952	-5,974*	1957	-5,46*	1974	-6,17*	1963	-5,97*	1962
Murcia	-4,266	1947	-5,012	1956	-3,93	1951	-5,141	1952	-4,51	1959
Navarra	-5,501*	1963	-5,434	1976	-5,75*	1974	-5,942*	1972	-7,06*	1975
Orense	-5,472*	1976	-5,565*	1976	-5,29*	1976	-5,109	1977	-4,94	1977
Oviedo	-4,756	1970	-5,029	1964	-4,96*	1947	-3,995	1978	-4,43	1980
Palencia	-4,159	1950	-4,297	1950	-4,25	1987	-3,779	1986	-4	1982
Las Palmas	-4,62	1952	-4,238	1952	-4,39	1952	-3,6	1973	-2,82	1954
Pontevedra	-3,772	1961	-5,568*	1964	-4,43	1978	-4,144	1960	-6,25*	1961
Salamanca	-4,593	1950	-4,603	1950	-4,27	1947	-3,797	1952	-4,42	1962
Santa Cruz de Tenerife	-5,706*	1977	-5,632*	1977	-5,58*	1977	-6,043*	1978	-6,08*	1960

CUADRO 5 *(continuación)*

CONTRASTES DE RAIZ UNITARIA DE VOGELSANG Y PERRON (1994)

Provincias	Variable: *ln (IPC prov)-ln IPC (nac)*									
	AOM-I		AOM-II		AOM-III		IOM-I		IOM-II	
	tα	*TB*	*tα*	*TB*	*tα*	*TB*	*tα*	*TB*	*tα*	*TB*
Santander	-4,28	1981	-4,518	1979	-4,99*	1982	-3,854	1984	-4,52	1965
Segovia	-4,179	1961	-3,92	1959	-4,74	1956	-5,119	1958	-5,14	1958
Sevilla	-3,442	1960	-3,47	1969	-3,45	1958	-3,884	1959	-4,7	1963
Soria	-3,744	1968	-3,647	1968	-3,69	1960	-3,544	1962	-3,55	1978
Tarragona	-4,48	1967	-5,676*	1948	-5,03*	1944	-4,125	1953	-5,07	1964
Teruel	-5,733*	1973	-4,567	1971	-3,39	1980	-5,68*	1974	-5,62*	1974
Toledo	-3,508	1961	-5,358	1955	-4,15	1963	-3,589	1958	-6,58*	1956
Valencia	-3,783	1969	-5,201	1968	-3,82	1980	-4,579	1964	-4,77	1970
Valladolid	-3,974	1964	-5,132	1964	-4,41	1980	-5,756*	1963	-5,71*	1963
Vizcaya	-4,512	1964	-5,137	1971	-4,77	1963	-5,567	1965	-5,4	1974
Zamora	-3,539	1956	-3,414	1977	-3,73	1961	-3,948	1960	-3,61	1962
Zaragoza	-4,664	1952	-4,779	1951	-4,5	1972	-4,383	1952	-4,97	1954

NOTAS: Los valores críticos han sido obtenidos de VOGELSANG y PERRON (1998) para los modelos AOM-I y AOM-II, y de PERRON (1994a) para los modelos AOM-III, IOM-I y IOM-II. Los símbolos * y # representan rechazo de la hipótesis nula de la existencia de una raíz unitaria al nivel de significación del 5 y 10 por 100, respectivamente.

Al igual que ocurriese con los índices individuales, y con el fin de comprobar la posible existencia de cambios estructurales en las series, también hemos aplicado el contraste de Vogelsang y Perron (1998) a las diferencias (logarítmicas) de los índices provinciales respecto al índice nacional. Es conveniente señalar que este contraste sería una extensión del contraste KPSS (en el sentido en que impone un vector de cointegración (1, 01), en la posible relación de largo plazo entre los índices), al incorporar la posibilidad de una ruptura estructural. El Cuadro 5 ofrece los resultados obtenidos. Como puede observarse, para Almería, Baleares, Burgos, Cáceres, Guadalajara, Lleida, Málaga, Navarra, Santa Cruz de Tenerife, al menos cuatro de los cinco contrastes analizados rechazan la hipótesis nula de raíz unitaria cuando permitimos la existencia de una ruptura en la serie. Así pues, para estas provincias, las series de diferencia respecto al índice nacional sería una variable estacionaria en torno a una tendencia determinista, lo que nos estaría indicando la existencia de un proceso de acercamiento o *catching up*. Lo que resulta más ambiguo es la determinación de la fecha en la que se inicia este proceso, puesto que en general no existe coincidencia en el período de ruptura entre los distintos contrastes. Esto podría indicarnos la existencia de varias rupturas significativas, que no pueden detectarse conjuntamente por este contraste, diseñado para el caso de una única ruptura. Por último, cabe señalar el hecho de que en el Cuadro 5 detectamos también, aunque de una forma más débil y fragmentaria, ciertos procesos de acercamiento al índice nacional en Badajoz, Ciudad Real, Huelva, Huesca, León, Oviedo, Pontevedra, Santander, Tarragona, Teruel y Valladolid.

Con el objetivo de obtener información complementaria, aplicamos también el contrast de estacionariedad con ruptura estructural propuesto por Lee (1996) al diferencial de precios, ofreciéndose en el Cuadro 6 los resultados de los tres modelos examinados. Como puede observarse, cuando suponemos una ruptura tanto en término independiente como en pendiente, úni-

CUADRO 6

CONTRASTES DE ESTACIONARIEDAD. LEE (1996)

Provincias	Series: *ln (IPC prov)-ln (IPC nac)*					
	Modelo 2		Modelo 3		Modelo 4	
Alava	0,06*	1963	0,096	1979	0,062	1963
Albacete	0,08*	1971	0,091*	1963	0,077	1975
Alicante	0,041*	1957	0,055	1968	0,04	1958
Almería	0,056*	1960	0,069	1981	0,038	1953
Avila	0,069*	1974	0,049	1963	0,04	1972
Badajoz	0,032#	1949	0,032	1962	0,032	1949
Baleares	0,093	1953	0,054	1965	0,051	1956
Barcelona	0,082*	1957	0,09#	1971	0,08#	1958
Burgos	0,06*	1970	0,097*	1959	0,046	1973
Cáceres	0,079*	1954	0,044	1966	0,037	1957
Cádiz	0,046*	1962	0,06	1976	0,045	1965
Castellón	0,086#	1953	0,097*	1960	0,08#	1970
Ciudad Real	0,059*	1973	0,075	1957	0,054	1974
Córdoba	0,11*	1964	0,137	1943	0,066	1960
La Coruña	0,076#	1954	0,092*	1966	0,067	1956
Cuenca	0,074#	1953	0,057	1958	0,046	1967
Girona	0,128#	1975	0,096*	1964	0,075	1971
Granada	0,048#	1952	0,052	1958	0,046	1949
Guadalajara	0,044*	1958	0,079#	1973	0,045	1958
San Sebastián	0,136	1946	0,133#	1950	0,108*	1964
Huelva	0,054	1986	0,054	1984	0,051	1969
Huesca	0,07*	1964	0,074	1987	0,052	1969
Jaén	0,065*	1975	0,054	1962	0,055	1972
León	0,073	1947	0,056	1950	0,047	1959
Lleida	0,064	1946	0,052	1955	0,052	1956
La Rioja	0,059*	1954	0,056	1965	0,05	1955
Lugo	0,093	1952	0,046	1969	0,047	1968
Madrid	0,056*	1953	0,055	1959	0,044	1968
Málaga	0,045	1945	0,04	1950	0,041	1948
Murcia	0,043#	1950	0,046	1955	0,04	1961
Navarra	0,045*	1970	0,063	1945	0,031	1973
Orense	0,063*	1955	0,08#	1967	0,063	1955
Oviedo	0,073#	1948	0,058	1956	0,05	1963
Palencia	0,097*	1954	0,046	1972	0,046	1969
Las Palmas	0,071*	1954	0,082*	1963	0,071	1971
Pontevedra	0,088#	1978	0,051	1970	0,049	1973
Salamanca	0,051	1951	0,041	1961	0,042	1961
S. C. Tenerife	0,06*	1957	0,081#	1970	0,059	1960
Santander	0,077	1980	0,038	1974	0,038	1975

CUADRO 6 *(continuación)*

CONTRASTES DE ESTACIONARIEDAD. LEE (1996)

Provincias	Series: *ln (IPC prov)-ln (IPC nac)*					
	Modelo 2		Modelo 3		Modelo 4	
Segovia	0,055*	1957	0,067	1973	0,045	1958
Sevilla	0,047*	1961	0,054	1983	0,048	1963
Soria	0,063*	1964	0,078	1945	0,058	1962
Tarragona	0,088	1948	0,054	1953	0,053	1955
Teruel	0,065*	1976	0,062	1970	0,05	1962
Toledo	0,076	1944	0,073	1947	0,042	1957
Valencia	0,064*	1962	0,068	1978	0,028	1965
Valladolid	0,053	1983	0,044	1978	0,043	1965
Vizcaya	0,064*	1965	0,122	1945	0,063	1966
Zamora	0,058*	1961	0,105#	1975	0,062	1961
Zaragoza	0,046#	1949	0,046	1957	0,043	1950

NOTAS: Los modelos 2, 3 y 4 se corresponden a presencia de ruptura en término Independiente, Pendiente y Mixta. Para el cálculo del estimador de la varianza hemos utilizado la ventana espectral de Bartlet. Los valores críticos han sido obtenidos en LEE (1996)

camente se rechaza la hipótesis de estacionariedad en las siguientes provincias: Barcelona, Castellón y San Sebastián lo que sugiriría que los índices de precios de esas provincias habrían registrado un proceso de acercamiento al índice nacional. Si consideramos exclusivamente ruptura en pendiente, otras provincias como Albacete, Burgos, La Coruña, Girona, Guadalajara, Orense, Las Palmas, Santa Cruz de Tenerife y Zamora rechazan la hipótesis nula de estacionariedad.

Por otra parte, a fin de estudiar la relevancia de las posibles rupturas detectadas en las series sobre la posible relación de cointegración entre los índices provinciales y el índice nacional dejando libres los parámetros del vector de cointegración, hemos aplicado el contraste de Gregory y Hansen (1996). Cabe recordar que este contraste sería una extensión del de Phillips-Ouliaris para el caso de ruptura estructural. Los resultados obtenidos se recogen en el Cuadro 7. Como puede observarse en ese cuadro, en treinta y una de las cincuenta provincias españolas existe una coincidencia en los dos contrastes examinados

CUADRO 7

CONTRASTES DE COINTEGRACION. GREGORY Y HANSEN

Provincias	*ln (IPC prov)* y el *ln (IPC nac)*			
	Level Shift ADF		Regime Shift ADF	
Alava	-3,737	1961	-3,706	1965
Albacete	-3,589	1973	-3,932	1978
Alicante	-5,398*	1961	-5,244*	1952
Almería	-6,911*	1957	-6,024*	1953
Avila	-4,205	1975	-4,717#	1974
Badajoz	-6,376*	1950	-6,41*	1950
Baleares	-5,535*	1955	-4,736#	1955
Barcelona	-2,567	1976	-2,994	1980
Burgos	-5,724*	1974	-6,629*	1974
Cáceres	-6,419*	1956	-5,996*	1956
Cádiz	-4,862*	1955	-4,946*	1955
Castellón	-3,633	1958	-3,767	1958
Ciudad Real	-5,133*	1988	-5,906*	1979
Córdoba	-3,107	1967	-4,522	1960
La Coruña	-4,806*	1956	-4,765#	1956
Cuenca	-4,032	1952	-4,33	1963
Girona	-3,898	1955	-3,794	1957
Granada	-4,842*	1952	-4,811#	1952
Guadalajara	-6,195*	1963	-6,433*	1963
San Sebastián	-4,072	1970	-3,904	1965
Huelva	-5,676*	1970	-6,007*	1947
Huesca	-5,313*	1986	-5,885*	1972
Jaén	-4,127	1954	-4,375	1958
León	-5,047*	1947	-5,946*	1963
Lleida	-5,95*	1949	-6,031*	1966
La Rioja	-4,667*	1952	-4,821#	1952
Lugo	-3,643	1948	-4,851#	1947
Madrid	-4,868*	1957	-4,734#	1953
Málaga	-5,578*	1974	-5,768*	1951
Murcia	-5,213*	1950	-5,044*	1950
Navarra	-7,014*	1983	-7,412*	1976
Orense	-5,287*	1956	-5,061*	1954
Oviedo	-4,345#	1973	-5,001*	1964
Palencia	-4,34	1954	-4,297	1954
Las Palmas	-4,463#	1953	-5,154*	1952
Pontevedra	-4,716*	1959	-5,605*	1964
Salamanca	-5,651*	1951	-5,558*	1951
Sta. C. Tenerife	-6,068*	1956	-5,441*	1959

CUADRO 7 *(continuación)*

CONTRASTES DE COINTEGRACION. GREGORY Y HANSEN

Provincias	*ln (IPC prov)* y el *ln (IPC nac)*			
	Level Shift ADF		Regime Shift ADF	
Santander	-4,16	1984	-4,689	1967
Segovia	-5,11*	1960	-5,049*	1956
Sevilla	-4,138	1960	-4,059	1960
Soria	-3,752	1952	-4,052	1965
Tarragona	-5,275*	1947	-6,215*	1967
Teruel	-4,25	1976	-4,276	1976
Toledo	-3,912	1965	-4,432	1958
Valencia	-5,184*	1967	-5,32*	1968
Valladolid	-5,566*	1959	-5,444*	1965
Vizcaya	-4,482#	1964	-4,563	1964
Zamora	-4,006	1961	-4,028	1961
Zaragoza	-4,971*	1948	-5,468*	1952

NOTAS: Los valores críticos han sido obtenidos de GRGORY y HANSEN (1966). Los símbolos * y # representan rechazo de la hipótesis nula de no cointegración al nivel de significación del 5 y 10 por 100, respectivamente.

al rechazar la hipótesis nula de no cointegración entre ambas series cuando permitimos la existencia de una ruptura, lo que podría interpretarse como evidencia empírica favorable a una aceleración en el proceso de convergencia en los períodos detectados, lo que a su vez sugeriría la existencia de un proceso de acercamiento o *catching up* al índice nacional por parte de los índices provinciales.

Dado que la muestra analizada es relativamente amplia, surge la posibilidad de que existan varias rupturas significativas en las series empleadas. Es por ello que aplicamos el contraste de Lumsdaine y Papell (1997), que permite la existencia de dos rupturas estructurales. En el Cuadro 8 se ofrecen los resultados obtenidos aplicando este contraste. Como puede observarse, para veinticuatro de las cincuenta provincias (Almería, Badajoz, Baleares, Burgos, Cáceres, Guadalajara, Huelva, Huesca, lleida, La Rioja, Lugo, Madrid, Málaga, Murcia, Navarra, Orense, Pontevedra, Santa Cruz de Tenerife, Tarragona, Teruel, Toledo,

CUADRO 8

CONTRASTES DE RAIZ UNITARIA. LUMSDAINE Y PAPELL

Provincias	Modelo AA			Modelo CA			Modelo CC		
	Min tα	TB1	TB2	Min tα	TB1	TB2	Min tα	TB1	TB2
Alava	-5,075	1952	1966	-5,895	1975	1961	-7,805*	1962	1975
Albacete	-5,164	1961	1985	-6,081	1975	1961	-6,415	1963	1979
Alicante	-5,833	1950	1961	-6,413#	1963	1975	-6,327	1963	1975
Almería	-8,676*	1953	1959	-8,793*	1985	1957	-8,159*	1959	1985
Avila	-5,228	1950	1964	-5,313	1964	1950	-5,075	1968	1980
Badajoz	-7,111*	1949	1963	-7,464*	1983	1949	-6,729#	1947	1955
Baleares	-8,493*	1955	1988	-8,935*	1977	1955	-8,814*	1955	1977
Barcelona	-4,515	1961	1988	-6,131	1988	1962	-6,084	1962	1988
Burgos	-3,677	1976	1987	-7,113*	1977	1962	-8,111*	1962	1983
Cáceres	-7,34*	1955	1963	-7,089*	1955	1976	-7,718*	1955	1974
Cádiz	-5,32	1956	1980	-5,234	1964	1980	-5,149	1952	1980
Castellón	-5,382	1955	1968	-5,297	1955	1968	-5,348	1961	1975
Ciudad Real	-5,644	1974	1987	-6,221	1980	1975	-6,603#	1971	1982
Córdoba	-5,591	1948	1961	-5,659	1948	1961	-5,263	1948	1977
La Coruña	-5,212	1974	1984	-5,482	1952	1974	-6,583#	1947	1966
Cuenca	-5,209	1958	1966	-6,149	1958	1979	-5,978	1979	1958
Girona	-5,17	1952	1974	-5,255	1952	1974	-4,644	1975	1964
Granada	-6,106#	1948	1967	-6,136	1959	1975	-5,874	1957	1975
Guadalajara	-6,554*	1962	1977	-7,976*	1967	1982	-7,289*	1967	1977
San Sebastián	-5,309	1965	1975	-4,996	1975	1965	-5,021	1955	1975
Huelva	-7,387*	1963	1974	-7,66*	1974	1954	-8,544*	1962	1974
Huesca	-6,453*	1959	1983	-8,606*	1977	1959	-7,067*	1959	1976
Jaén	-6,401*	1947	1975	-6,029	1947	1974	-5,412	1947	1974
León	-5,284	1948	1955	-6,153	1959	1966	-6,745#	1957	1972
Lleida	-6,71*	1947	1985	-6,903*	1959	1955	-6,872*	1952	1959
La Rioja	-6,481*	1955	1975	-6,358#	1955	1974	-6,086	1955	1974
Lugo	-6,577*	1947	1984	-7,791*	1958	1984	-9,706*	1955	1978
Madrid	-6,667*	1960	1970	-6,743*	1969	1960	-8,415*	1965	1951
Málaga	-6,78*	1947	1963	-8,35*	1967	1958	-8,248*	1958	1976
Murcia	-6,057#	1950	1952	-6,926*	1960	1952	-6,024	1947	1960
Navarra	-7,508*	1976	1983	-7,522*	1983	1976	-7,45*	1969	1979
Orense	-6,64*	1952	1978	-7,241*	1978	1952	-6,557#	1951	1978
Oviedo	-6,01#	1970	1979	-6,148	1980	1949	-6,198	1964	1982
Palencia	-5,146	1952	1988	-6,134	1964	1988	-7,027*	1964	1986
Las Palmas	-4,771	1952	1988	-5,373	1979	1954	-5,197	1979	1955
Pontevedra	-7,224*	1954	1962	-9,319*	1971	1962	-9,087*	1962	1971
Salamanca	-5,426	1952	1964	-6,008	1952	1964	-6,091	1955	1964
Santa Cruz de Tenerife	-7,292*	1954	1961	-7,288*	1979	1954	-6,994*	1961	1979
Santander	-4,366	1957	1964	-6,653*	1980	1964	-6,562#	1964	1980

CUADRO 8 *(continuación)*

CONTRASTES DE RAIZ UNITARIA. LUMSDAINE Y PAPELL

Provincias	Modelo AA			Modelo CA			Modelo CC		
	Min tα	TB1	TB2	Min tα	TB1	TB2	Min tα	TB1	TB2
Segovia	-5,547	1959	1966	-6,017	1952	1959	-6,282	1972	1952
Sevilla	-4,996	1953	1960	-5,854	1953	1960	-5,671	1953	1967
Soria	-4,948	1947	1976	-5,704	1956	1976	-5,443	1956	1976
Tarragona	-6,388*	1949	1959	-6,683*	1965	1956	-6,162	1967	1956
Teruel	-8,801*	1965	1975	-8,544*	1965	1975	-8,262*	1965	1975
Toledo	-7,65*	1948	1957	-7,506*	1947	1957	-7,065*	1947	1957
Valencia	-4,846	1952	1966	-5,45	1971	1966	-5,825	1963	1971
Valladolid	-6,106#	1958	1964	-6,734*	1964	1949	-6,07	1984	1964
Vizcaya	-5,873	1964	1974	-7,94*	1975	1949	-8,752*	1950	1975
Zamora	-4,537	1963	1977	-5,375	1947	1963	-5,187	1947	1963
Zaragoza	-7,565*	1947	1973	-7,951*	1947	1973	-7,295*	1947	1975

NOTAS: Los modelos AA, CA y CC, se corresponden con los modelos descritos en LUMSDAINE y PAPELL (1997) que recogen doble cambio en término independiente, una ruptura mixta y otra en término independiente, y una doble ruptura mixta, respectivamente. Los valores críticos han sido obtenidos mediante experimento de Monte Carlo utilizando 50 observaciones y 500 simulaciones. Los símbolos * y # representan rechazo de la hipótesis nula de la existencia de una raíz unitaria al nivel de significación del 5 y 10 por 100, respectivamente.

Valladolid, Vizcaya y Zaragoza), al menos dos de los tres contrastes analizados rechazan la hipótesis nula de raíz unitaria cuando permitimos la existencia de dos rupturas en la serie. Así pues, para estas provincias, existiría evidencia empírica favorable a la existencia de un proceso de acercamiento o *catching up*. Además, se registra una mayor coincidencia en los períodos de ruptura entre las distintas versiones del contraste que para el caso del contraste de Vogelsang y Perron (1998) presentado en el Cuadro 5. Por último, cabe señalar que en el Cuadro 8 se detecta también, aunque de una forma más débil y fragmentaria, ciertos procesos de acercamiento al índice nacional en Alava, Almería, Ciudad Real, La Coruña, Jaén, León, Oviedo, Palencia y Santander.

4. Consideraciones finales

Los enfoques tradicionales para la medición de la convergencia se han basado normalmente en datos de corte transversal, lo que presenta limitaciones evidentes. Por otra parte, los trabajos que han utilizado series temporales tampoco han estado exentos de críticas. De hecho, incluso cuando se ha distinguido entre la estacionariedad o no estacionariedad de las series, los resultados han estado normalmente sesgados a la no aceptación de la hipótesis de convergencia, pues los contrastes de cointegración utilizados se han basado en el supuesto de estabilidad estructural a lo largo del período muestral.

La novedad del presente estudio reside en la redefinición del concepto de convergencia como proceso estocástico, distinguiendo entre tendencias comunes, deterministas y estocásticas, lo que da lugar a un marco de contrastación basado en la cointegración. Este marco nos permite diferenciar entre el concepto de *catching up* y el de convergencia a largo plazo. Los resultados iniciales, al aplicar contrastes estándar de raíces unitarias a las diferencias logarítmicas en índices de precios entre las provincias españolas y el índice nacional para el período 1940-1992, no permiten extraer conclusiones firmes. Por una parte, los

resultados obtenidos ofrecen evidencia empírica nítida sobre convergencia a largo plazo únicamente para seis (Albacete, Almería, Badajoz, Cádiz, Navarra y Soria) de las cincuenta provincias españolas, mientras que para otras diecisiete provincias, los resultados de los distintos contrastes eran contradictorios. Sin embargo, al considerar la posible existencia de discontinuidades en las series, los resultados sugieren que durante ese período se ha venido registrando, para un número importante de provincias españolas un proceso de acercamiento o *catching up* de sus índices de precios y el índice nacional. En efecto, si permitimos la existencia de dos rupturas en las series, dada la relativa amplitud de la muestra, veinticuatro de las cincuenta provincias (Almería, Badajoz, Baleares, Burgos, Cáceres, Guadalajara, Huelva, Huesca, Lleida, La Rioja, Lugo, Madrid, Málaga, Murcia, Navarra, Orense, Pontevedra, Santa Cruz de Tenerife, Tarragona, Teruel, Toledo, Valladolid, Vizcaya y Zaragoza) habrían experimentado un proceso de acercamiento en su índice de precios hacia el índice nacional.

Así pues, el caso español ilustraría cómo durante un período de tiempo relativamente largo pueden coexistir diferencias espaciales significativas en los niveles de precios, a pesar de constituir una unión monetaria, con una única moneda y una política monetaria común. (Véase también Banco Central Europeo, 1999). Este resultado sería consistente con el obtenido en Ruiz-Castillo *et al.* (1999) quienes, analizando la capacidad explicativa de las distintas fuentes de la variabilidad de la inflación española durante el período 1993-1998, obtienen que la dimensión espacial (y especialmente la provincial) es mucho más importante que el resto de características examinadas (tamaño del hogar, decilas de gasto, etcétera).

Referencias bibliográficas

[1] ANDREWS, D. W. K. (1991): «Heteroskedasticicy and Autocorrelation Consistent Covariance Matrix Estimation», *Econometrica,* volumen 59, páginas 817-858.

[2] ANDREWS, D. W. K. y MONAHAN, J. C. (1992): «An Improved Heteroskedasticity and Autocorrelation Consistent Covariance Matrix Estimator», *Econometrica,* volumen 60, páginas 953-966.

[3] BANCO CENTRAL EUROPEO (1999): *Diferenciales de inflación en una Unión Monetaria*, boletín mensual, octubre, página 39-47.

[4] BANERJEE, A.; LUMSDAINE, R. L. y STOCK, J. J. (1992): «Recursive and Sequential Test of the Unit-Root and Trend-Break Hypotesis: Theory and International Evidence», *Journal of Business and Economic Statistics,* volumen 10, páginas 271-287.

[5] BERNARD, A. B. y DURLAUF, S. N. (1996): «Interpreting Tests of the Convergence Hypothesis», *Journal of Econometrics,* volumen 71, páginas 161-173.

[6] CAMARERO, M.; ESTEVE, V. y TAMARIT, C. (1995): «Medición de la convergencia en tasas de inflación: España *versus* Alemania y el SME», *Papeles de Economía Española,* volumen 63, páginas 62-76.

[7] DEJONG, D.; NANKERVIS, J. C.; SAVIN, N. E. y WHITERMA,N C. H. (1992): «Integration Vs. Trend Stationary in Time Series», *Econometrica,* volumen 60, páginas 423-433.

[8] FULLER, W. A. (1979): *Introduction to Statistical Time Series,* Wiley, Nueva York.

[9] GREGORY, A. W. y HANSEN, B. E. (1996); «Residual-Based Test for Cointegration in Models with Regime Shifts», *Journal of Econometrics,* volumen 70, páginas 99-126.

[10] HALL, S. G.; ROBERTSON, D. y WICKENS, M. R. (1992): «Measuring Convergence of the EC Economies», *Papers in Money, Macroeconomics and Finance. Supplement Manchester School,* volumen 60, páginas 99-111.

[11] KWIATKOWSKI, D.; PHILLIPS, P. C. B.; SCHMIDT, P. y SHIN, Y. (1992): «Testing the Null of Stationary Against the Alternative of a Unit Root», *Journal of Econometrics,* volumen 54, páginas 159-178.

[12] LEE, J. (1996): «Minimum Statistics Testing for Stationarity in the Presence of a Structural Break», *Working Paper 97-W03.* Department of Economics and Business Administration, Vanderbilt University.

[13] LUMSDAINE, R. L. y PAPEL, D. H. (1997); «Multiple Trend Breaks and the Unit-Root Hypothesis», *Review of Economics and Statistics,* volumen 79, páginas 212-218.

[14] MOLINAS, C. *et al.* (1986): «A Note on Spurious Regression with Integrated Moving Average Errors», *Oxford Bulletin of Economics and Statistics,* volumen 48, páginas 279-282.

[15] MONTAÑES, A. y REYES, M. (1998): «The Asumptotic Behaviour of the Dickey-Fuller Unit Root Test Under a Shift in the Trend Function», *Econometric Theory,* volumen 14, páginas 355-363.

[16] NEWEY, W. y WST, K. (1987): «A Simple Positive Semi-Definite, Heterokedasticity and Autocrelation Consistent Covariance Matrix», *Econometrica,* volumen 55, páginas 703-708.

[17] NG, S. y PERRON, P. (1995): «Unit Root Test in ARMA Models with-Dependent Methods for the Selection of the Truncation Lag», *Journal of the American Statistical Association,* volumen 90, páginas 268-281.

[18] OGAKI, M. y PARK, J. Y. (1998): «A Co-integration Approach to Estimating Preference Parameters», *Journal of Econometrics,* volumen 82, páginas 107-134.

[19] IXKEY, L. y GREASLEY, D. (1995): «A Time-Series Perspective on Convergence: Australia, UK and USA since 1870», *The Economic Record,* volumen 71, páginas 259-270.

[20] PERRON, P. (1994): «Further Evidence on Breaking Trend Functions in Macroeconomics Variables», *Working Paper número 2594,* CRDE, Université de Montréal (Canadá).

[21] PERRON, P. (1989): «The Great Crash, the Oil Price Shock, and the Unit Root Hypothesis», *Econometrica,* volumen 57, páginas 1361-1401.

[22] PERRON, P. (1997): «Further Evidence on Breaking Trend Functions in Macroeconomic Variables», *Journal of Econometrics,* volumen 80, páginas 355-385.

[23] PHILLIPS, P. C. B. (1987): «Time Series Regression with a Unit Root», *Econometrica,* volumen 55, páginas 277-301.

[24] PHILLIPS, P. C. B. y OULIARIS, S. (1990); «Asymptotic Properties of Residual-Based Tests for Cointegration», *Econometrica,* volumen 58, páginas 165-193.

[25] RUIZ-CASTILLO, J.; LEY, E. e IZQUIERDO, M. (1999): «La medición de la inflación en España», *Colección Estudios e Informes,* número 17, Servicio de Estudios de «La Caixa».

[26] SCHWERT, G. W. (1987): «Effects of Model Specification on Test for Unit Root in Macroeconomic Data», *Journal of Monetary Economics,* volumen 20, páginas 73-103.

[27] SCHWERT, G. W. (1989): «Test for Unit Roots: A Monte Carlo Investigation», *Journal of Business and Economic Statistics,* volumen 7, páginas 147-159.

[28] VOGELSANG, T. J. y PERRON, P. (1998): «Additional Tests for a Unit Root Allowing for a Break in the Trend Function at an Unknown Time», *International Economic Review,* volumen 39, páginas 1073-1100.

[29] ZIVOT, E. y ANDREWS, D. W. K. (1992): «Further Evidence on the Great Crash, the Oil-Price Shock, and the Unit-Root Hypothesis», *Journal of Business and Economic Statistics,* volumen 10, páginas 251-270.