ESTUDIOS SOBRE LA ECONOMIA ESPAÑOLA

Persistencia, Raíces Unitarias y Convergencia Regional de las Tasas de Inflación en España

Ernest Pons Fanals
Jordi Suriñach Caralt

EEE 84

Octubre, 2000

Fundación de Estudios de Economía Aplicada

http://www.fedea.es/hojas/publicado.html

PERSISTENCIA, RAÍCES UNITARIAS Y CONVERGENCIA REGIONAL DE LAS TASAS DE INFLACIÓN EN ESPAÑA*

Ernest PONS FANALS
Jordi SURIÑACH CARALT
Grup de Recerca Anàlisi Quantitativa Regional
Universitat de Barcelona

1. Introducción

En muchos campos del análisis económico tiene especial interés conocer el orden de integración de las magnitudes económicas analizadas, en la medida en que ello determina algunas de sus características más importantes. Así, entre otros aspectos, el grado de integración de una variable económica determina el grado de persistencia de dicha variable, entendiendo por persistencia en que medida los valores futuros de esta variable dependen de los shocks que puedan haber incidido en ella en el pasado.

La metodología más habitual para analizar el orden de integración de variables económicas se basa en la utilización de los contrastes de integrabilidad propuestos por Dickey y Fuller (1981) o la generalización propuesta por Phillips y Perron (1988) y en los tradicionales modelos autorregresivos, integrados y media móvil (ARIMA). Pero, recientemente, se ha propuesto la utilización de unos modelos más flexibles, los modelos autorregresivos, fraccionalmente integrados y media móvil (ARFIMA) porque permiten examinar el grado de integración sin imponer la restricción de que dicho orden de integración deba ser un número natural. En este sentido, tal y como se argumenta en el siguiente apartado, el grado de persistencia de una serie está directamente asociado con el grado de integración (fraccional).

Entre todos los métodos propuestos en la literatura para la estimación del orden de integración (fraccional), uno de los más populares y, sin duda, el más utilizado en las aplicaciones en el ámbito económico[1], es el propuesto por Geweke y Porter-Hudak (1983) (GPH) que se basa en una regresión en el dominio de las frecuencias. No obstante, en Agiakloglou *et al*. (1992) se muestra como, en ciertas circunstancias, dicho estimador puede estar seriamente sesgado y,

* Los autores agradecen la financiación recibida de los proyectos CICYT-SEC99-0693, CICYT-SEC99-0700 y Plan Nacional I+D 2FD97-1004-C03-01

por tanto, los contrastes basados en dicho estimador pueden presentar importantes distorsiones.

Para intentar solucionar este problema, se propone en este trabajo utilizar una extensión paramétrica de dicho estimador que permite reducir dicho sesgo y mejorar las propiedades de los contrastes acerca del orden de integración (fraccional). Además, dicho enfoque permite obtener una estimación de este orden de integración sin necesidad de utilizar una parametrización explícita del hipotético proceso generador de los datos y, por tanto, no es sensible a posibles errores de especificación.

Un buen ejemplo de variable económica sobre la que tiene especial interés conocer su grado de persistencia, tanto para la teoría macroeconómica como para la toma de decisiones de política económica es la variable tasa de inflación. Así, podría suceder que un *shock* aleatorio en la tasa de inflación tenga unos efectos transitorios que van decreciendo con el paso del tiempo, o bien podría suceder que dicho *shock* tenga un efecto permanente en los valores futuros de la tasa de inflación.

Además, el conocimiento acerca de dicho grado de persistencia está adquiriendo una especial importancia en los últimos tiempos, tanto en España como en otros países, debido a la existencia de shocks externos que pueden provocar un aumento permanente y no transitorio de dichas tasas de inflación. De hecho, es de esperar que la incidencia de dichos aumentos sea mayor o menor en el tiempo, en función del grado de persistencia de la tasa de inflación en cada uno de estos países.

No obstante, y a pesar de dicho interés, pueden encontrarse en la literatura especializada abundantes resultados empíricos contradictorios acerca del grado de persistencia de la tasa de inflación tanto en este como en otros países. Así, a nivel internacional, MacDonald y Murphy (1989), analizando las tasas de inflación a partir de datos trimestrales para Bélgica, Canadá, el Reino Unido y los Estados Unidos entre 1955 y 1986 han encontrado clara evidencia a favor de que dichas tasas de inflación son integradas de orden 1, es decir, I(1). También usando datos trimestrales, Barsky (1987) ha encontrado evidencia de que la tasa de inflación ha sido estacionaria en Estados Unidos antes de 1959 pero parece contener una raíz unitaria entre

[1] Véase, por ejemplo, Diebold y Rudebusch (1989) o Porter-Hudak (1990).

1960 y 1979. Wickens y Tzavalis (1992), a partir de datos de inflación mensuales para los Estados Unidos obtienen también evidencia de no estacionariedad mientras que Kirchgässner y Wolters (1993) obtienen, para Estados Unidos, Reino Unido, Francia, Alemania y Suiza, resultados variables dependiendo del periodo temporal seleccionado y de los contrastes utilizados aunque con mayor evidencia de tasas de inflación I(1).

Recientemente, Hassler y Wolters (1995) han propuesto la utilización de los modelos ARFIMA para examinar el grado de integración en las tasas de inflación. A través de estos modelos encuentran evidencia a favor de que las tasas de inflación en Estados Unidos, el Reino Unido, Francia, Alemania e Italia entre 1969 y 1992 presentan una fuerte persistencia aunque se descarta la presencia de una raíz unitaria. En este sentido, el objetivo del trabajo que aquí se presenta es el de contribuir a la investigación acerca del grado persistencia de las tasas de inflación en España. Además, y para obtener resultados más robustos, se analiza también el grado de persistencia de las tasas de inflación de cada una de las 17 comunidades autónomas.

Como complemento a la estimación del orden de integración fraccional de las tasas de inflación nacionales y regionales, se ha aplicado también un contraste de raíces unitarias robusto frente a hipótesis alternativas con procesos fraccionalmente integrados. Concretamente, se ha utilizado el contraste propuesto por Tsay (1998) basado en una corrección del estadístico Durbin-Watson (DW),

Por otra parte, uno de los focos actuales de más atención dentro de la economía regional es el análisis de la posible convergencia a largo plazo entre las regiones que pertenecen a un mismo estado o entre diferentes estados en relación a ciertas variables económicas. Aunque pueden encontrarse en la literatura multitud de definiciones del concepto de convergencia a largo plazo, en este trabajo nos centramos en el concepto de convergencia estocástica propuesto por Bernard y Durlauf (1991), basado en el grado de persistencia de los diferenciales entre regiones, de manera que entendemos que existe convergencia regional en tasas de inflación si dichos diferenciales tienen una persistencia menor a la de las tasas de inflación regionales.

En este sentido, y en relación con la evolución de los precios, se ha producido desde inicios de los años ochenta, una clara reducción de la tasa de inflación en todas las regiones españolas. Dicha evolución común parece sugerir la existencia de una cierta tendencia de dichas tasas de inflación a converger, aunque dicha impresión debe ser contrastada empíricamente.

Pero hasta donde conocemos, los modelos fraccionalmente integrados no han sido utilizados hasta el momento para analizar la hipótesis de convergencia entre tasas de inflación. En este sentido, un objetivo adicional del trabajo que aquí se presenta es el de contribuir a la investigación acerca de la hipótesis de convergencia regional examinando dicha hipótesis utilizando modelos más flexibles y generales que los habituales modelos ARIMA.

El artículo se organiza de la siguiente manera: en primer lugar, se presenta el concepto de integración fraccional y su relación con el concepto de persistencia; a continuación, en el apartado 3 se presenta el método de estimación del orden de integración (fraccional) propuesto y en el apartado 4 se presenta brevemente un contraste de raíces unitarias robusto frente a alternativas fraccionalmente integradas. En el apartado 5 se utilizan dichas técnicas para analizar el orden de integración de las tasas de inflación en la regiones españolas y en el apartado 6 se obtienen resultados acerca de la convergencia entre regiones analizando las diferencias regionales en tasas de inflación. Finalmente, en el apartado 7 se revisan las principales conclusiones del trabajo.

2. Integración fraccional y persistencia

La distinción tradicional entre procesos I(0) y procesos I(1) hace hincapié en que las innovaciones o *shocks* tienen efectos muy diferentes sobre la evolución futura de la variable analizada. Pero dichos casos representan situaciones muy extremas en cuanto a sus propiedades y, por ello, la literatura relacionada con el análisis de las series temporales ha mostrado recientemente gran interés por los modelos fraccionalmente integrados ya que permiten la modelización de situaciones intermedias.

Buena parte de este reciente interés se debe al desarrollo de los modelos autorregresivos, media móvil y fraccionalmente integrados (ARFIMA) que permiten, de manera relativamente simple, la modelización de situaciones intermedias entre los modelos ARMA (estacionarios y con poca persistencia) y los modelos ARIMA (con raíces unitarias y, por tanto, con una persistencia infinita de los posibles shocks).

Concretamente, se dice que un proceso estocástico X_t sigue un proceso autorregresivo, media móvil y fraccionalmente integrado (ARFIMA) si:

$$\phi(L)(1-L)^d X_t = \theta(L)\varepsilon_t \qquad (1)$$

donde los polinomios de (1) están definidos a partir de:

$$\phi(L) = 1-\phi_1 L - \ldots - \phi_p L^p \qquad (2)$$

$$\theta(L) = 1-\theta_1 L - \ldots - \theta_q L^q \qquad (3)$$

$$(1-L)^d = 1 - dL - \frac{d}{2!}(1-d)L^2 \ldots \qquad (4)$$

y ε_t es un proceso ruido blanco. Si los polinomios (2) y (3) que describen el comportamiento a corto plazo tienen todas sus raíces fuera del círculo unidad y el parámetro d se encuentra en el intervalo *(-1/2, 1/2)* el proceso es estacionario e invertible mientras que, cuando $d \geq 1/2$, el proceso es no estacionario aunque siempre es posible convertirlo en estacionario utilizando el operador *(1-L)*.

El interés por estos modelos en el presente trabajo se debe a que incluyen, como casos particulares, situaciones muy diversas. En este sentido, cuando $d=0$ se trata de un modelo ARMA (con un grado de persistencia muy bajo) y cuando $d=1$ se trata de un modelo ARIMA en el que, como es bien conocido, los *shocks* que puedan afectar a la variable tienen un efecto permanente en la evolución futura de la variable.

En cambio, cuando $0<d<1$ se dice que la serie temporal presenta memoria larga. En este caso, aunque la serie no sea I(1), es decir, no contenga ninguna raíz unitaria, se comprueba a continuación que el grado de persistencia de dichos datos es mucho mayor que la de un proceso ARMA.

Para formalizar el concepto de persistencia en relación a una serie temporal X_t, supóngase que se produce un *shock* de magnitud δ que provoca una variación de dicha variable en el momento *t* de manera que $X_t' = X_t + \delta$ y ello se traduce en una variación de dicha variable en el momento *t+n*: $X_{t+n}' = X_{t+n} + m_n\delta$. Bajo estos supuestos, la forma como se transmiten los *shocks* a los valores futuros de X_t viene caracterizado por la sucesión de coeficientes m_n de manera que una buena medida del grado de persistencia a largo plazo es $m_\infty = \lim_{n\to\infty} m_n$.

Cuando se pretende analizar el grado de persistencia de una serie temporal es habitual en la literatura suponer que dicha serie en diferencias admite una representación de Wold de manera que,

$$(1-L)X_t = \mu + b(L)\varepsilon_t = \mu + (1 + b_1L + b_2L^2 + b_3L^3 \ldots)\varepsilon_t \tag{5}$$

donde las innovaciones ε_t son ruido blanco. Nótese como dicha formulación permite que la serie contenga tanto una tendencia determinista (en la notación habitual serie TS, *trend-stationary*) como una tendencia estocástica (en la notación habitual series DS, *difference-stationary*). Si $(1-L)X_t$ es un proceso ARMA con polinomios $\phi(L)$ y $\theta(L)$, entonces X_t es TS cuando el polinomio $\theta(L)$ contiene una raíz unitaria ya que, en este caso, $X_t = \mu t + a(L)\varepsilon_t$ con $a(L) = b(L)(1-L)$. En cambio, si $\theta(L)$ no contiene una raíz unitaria, entonces X_t es DS.

Utilizando esta formulación, los coeficientes del polinomio $a(L)$ permiten medir la persistencia de los shocks sobre la evolución futura de X_t. Concretamente, un *shock* en el momento *t-k* se traduce en una variación igual a a_k en el momento *t* donde $a_k = \sum_{j=0}^{k} b_j$. Por tanto, el efecto a largo plazo de un *shock* cualquiera es igual a $m_\infty = a_\infty = \sum_{j=0}^{\infty} b_j = b(1)$.

Nótese como este resultado es coherente con la distinción habitual entre procesos I(0) e I(1) ya que en procesos I(1) se cumple *b(1)=1* mientras que en procesos I(0) se cumple *b(1)=0.* A partir de una modelización más general, concretamente utilizando un modelo ARFIMA para la serie de interés en diferencias, se obtiene

$$\phi(L)(1-L)^{d^*}(\Delta X_t - \mu) = \theta(L)\varepsilon_t \qquad (6)$$

donde el valor del parámetro d^* determina el grado de persistencia de la serie. Así, en este caso, el polinomio $b(L)$ es igual a $(1-L)^{-d^*}\theta(L)\phi^{-1}(L)$. Para evaluar el coeficiente b(1) puede utilizarse que $b(L) = F(d^*,1,1;L)\theta(L)\phi^{-1}(L)$ donde $F(a,b,c;x)$ es la función hipergeométrica. En Gradszteyn y Ryshnik (1980, pág. 1039-1042) se demuestra que $F(d^*,1,1;1) = 0$ si $d^*<0$ y, por tanto, $m_\infty = b(1) = 0$ si $d^*<0$. Teniendo en cuenta que la serie de interés en diferencias es fraccionalmente integrada de orden d^* cuando la serie de interés sin diferenciar es de orden $d=d^*+1$, queda comprobado que órdenes de integración inferiores a la unidad están asociados con un efecto de los *shocks* puramente transitorio (aunque más duradero en el tiempo que con d=0).

Por tanto, un método relativamente sencillo para conocer el grado de persistencia de una serie consiste en obtener una estimación del valor del parámetro *d*. No obstante, bajo el supuesto de que una serie temporal haya sido generada a través del modelo (1), Sowell (1990) demostró que no pueden aplicarse los contrastes propuestos por Dickey y Fuller (1981) (DF).

Por otra parte, la estimación completa de los parámetros de un modelo ARFIMA como el modelo (6) presenta problemas estadísticos importantes ya que cualquier error en la especificación de los órdenes *p* y *q* de los polinomios $\phi(L)$ y $\theta(L)$, puede generar sesgos importantes en la estimación del orden de integración fraccional (véase Smith *et al.*, 1997)

Para evitar dichos problemas, y como sólo estamos interesados en la estimación del parámetro *d*, puede utilizarse un modelo semiparamétrico más general que incluye los modelos ARFIMA como un caso particular.

Así, supóngase que X_t es una serie estacionaria con media cero y densidad espectral

$$f(\omega) = \left\{4sin^2(\omega/2)\right\}^{-d} f^*(\omega) \qquad (7)$$

donde $d \in (-0.5, 0.5)$ y $f^*(\omega)$ es una función par, positiva y continua en el intervalo $[-\pi, \pi]$ y acotada[2]. El modelo (7) incluye como casos particulares:

- cuando X_t puede representarse mediante un modelo ARMA, entonces $d=0$ y $f(\omega) = f^*(\omega) = \left|\theta(e^{i\omega})\phi^{-1}(e^{i\omega})\right|^2$
- cuando X_t puede representarse mediante un modelo ARFIMA(p,d,q), entonces $f^*(\omega) = \left|\theta(e^{i\omega})\phi^{-1}(e^{i\omega})\right|^2$ es la densidad espectral de $(1-L)^d X_t$

A continuación, se desarrolla una extensión del método propuesto por Geweke y Porter-Hudak (1983) que permita obtener una estimación del parámetro d en el modelo (7) sin necesidad de hipótesis adicionales, que permita conocer el grado de persistencia de las tasas de inflación regionales.

3. Estimación semiparamétrica del grado de integración fraccional

Entre todos los métodos propuestos en la literatura para la estimación del parámetro de integración fraccional, uno de los más populares y sin duda, el más utilizado en las aplicaciones prácticas en el ámbito económico, es el propuesto por Geweke y Porter-Hudak (1983) (GPH).

Al tomar logaritmos en la expresión (7) y reordenando de manera adecuada se obtiene:

$$\log f(\omega) = \log f^*(0) - d \log\left\{4 sin^2(\omega/2)\right\} + \log \frac{f^*(\omega)}{f^*(0)} \tag{8}$$

Si se dispone de observaciones X_t, $t=1,..,n$, puede utilizarse el periodograma para evaluar la expresión (8) en las frecuencias armónicas $\omega_j = 2\pi j/n$ y se obtiene la siguiente igualdad:

$$\log I(\omega_j) = \log f^*(0) - d \log\left\{4 sin^2(\omega_j/2)\right\} + \log \frac{f^*(\omega_j)}{f^*(0)} + \log \frac{I(\omega_j)}{f(\omega_j)} \tag{9}$$

[2] Puede suponerse que X_t tiene media cero sin pérdida de generalidad, mientras que el resto de hipótesis son hipótesis técnicas poco restrictivas

El aspecto fundamental de esta aproximación es la hipótesis de que en frecuencias suficientemente próximas a la frecuencia cero, el penúltimo sumando de la parte derecha de (9) puede ser despreciado en comparación con los otros. Así, si se utiliza el periodograma como aproximación de la densidad espectral en las frecuencias armónicas, se cumple la siguiente aproximación:

$$\log I(\omega_j) \sim \log f^*(0) - d \log\left\{4 sin^2(\omega_j/2)\right\} + \log \frac{I(\omega_j)}{f(\omega_j)} \tag{10}$$

De manera que, para obtener una estimación del parámetro *d*, los autores proponen especificar el siguiente modelo de regresión:

$$\log I(\omega_j) = \alpha + \beta R_j + \varepsilon_j \tag{11}$$

donde $j=1,\ldots, m$, el regresando $\log I(\omega_j)$ es el logaritmo del periodograma en la frecuencia $\omega_j=2\pi j/T$ con T el número de observaciones, la constante α es el logaritmo del espectro en cero de $(1-L)^d X_t$, el regresor R_j está definido por $R_j = \log\left\{4 sin^2(\omega_j/2)\right\}$ y el error del modelo es $\varepsilon_j = \log\left\{I(\omega_j)/f(\omega_j)\right\}$.

Es importante observar que las propiedades de este estimador del parámetro *d* depende de las características estocásticas de este último término, ε_j. Así, si el proceso $Y_t = (1-L)^d X_t$ es ruido blanco, entonces su espectro $f^*(\omega)$ es constante. Como las ordenadas del periodograma son independientes, entonces las ordenadas del periodograma normalizado $I(\omega_j)/f(\omega_j)$ también son independientes. Por tanto, queda garantizado que si Y_t es ruido blanco, el método MQO proporciona buenas estimaciones del parámetro *d*.

Pero, dependiendo de las características del proceso $Y_t = (1-L)^d X_t$, la no constancia del término $\log\left\{f^*(\omega_j) / f^*(0)\right\}$ puede generar un sesgo importante. En particular, cuando Y_t incluye parámetros autorregresivos o media móvil de valor absoluto elevado, el estimador puede presentar un sesgo muy importante, como se puede comprobar en Agiaklogou *et al.* (1993). De hecho, el sesgo del estimador GPH en muestras finitas es:

$$E(\tilde{d}_{GPH} - d) = -\frac{1}{S_{RR}} \sum_{j=1}^{m} (R_j - \overline{R}) \log f^*(\omega_j) - \frac{1}{S_{RR}} \sum_{j=1}^{m} (R_j - \overline{R}) E(\varepsilon_j) \qquad (12)$$

donde $\overline{R} = m^{-1} \sum_{j=1}^{m} R_j$ y $S_{RR} = \sum_{j=1}^{m} (R_j - \overline{R})^2$. En Hurvich *et al.* (1998, pág. 24) se demuestra que el segundo término de la ecuación (12), es decir, el sesgo derivado de que la esperanza asintótica de ε_j no es independiente del número de frecuencias, es despreciable comparado con el primer término de la ecuación (12), es decir, el sesgo derivado de que el término $\log\{f^*(\omega_j) / f^*(0)\}$ no es constante.

Pero utilizando una parametrización diferente de Y_t es posible escribir $\log f(\omega)$ como función lineal del parámetro d y de los parámetros asociados con la memoria corta de la serie. Para ello, es suficiente utilizar una modelización propuesta por Bloomfield (1973), teniendo en cuenta que Y_t es estacionario:

$$f^*(\omega) = \frac{\tau^2}{2\pi} \exp\left\{ 2 \sum_{k=1}^{l} \beta_k \cos(k\omega) \right\} \qquad (13)$$

Por ejemplo, bajo el supuesto de que la serie Y_t sigue un proceso ARMA, el siguiente Teorema demuestra que puede aproximarse a través de un modelo con densidad espectral de la forma (13):

<u>Teorema</u>: Sea $f(\omega)$ la densidad espectral de un proceso ARMA. Entonces, para cualquier $\varepsilon>0$, existe una sucesión de coeficientes β_k, $k=1,..l_\varepsilon$ tales que:

$$\sup_{\omega} \left| f(\omega) - \frac{\sigma^2}{2\pi} \exp\left\{ 2 \sum_{k=1}^{l_\varepsilon} \beta_k \cos(k\omega) \right\} \right| < \varepsilon$$

<u>Demostración</u>. Para demostrar el Teorema es suficiente aplicar el siguiente Lema a la función $g(\omega)=\ln f(\omega)$ en el intervalo $(-L,L)=(-\pi,\pi)$ ya que se cumplen las condiciones necesarias.

<u>Lema</u>. Sea $g(x)$ una función que cumple las siguientes condiciones:

(i) *g(x)* está definida y tiene un valor único con excepción de un número finito de puntos en el intervalo (-*L*,*L*)

(ii) *g(x)* es periódica con período *2L*

(iii) *g(x)* y *g'(x)* son continuas por intervalos en (-*L*,*L*)

y se definen los coeficientes de Fourier asociados a esta función como:

$$a_n = \frac{1}{L}\int_{-L}^{L} g(x)\cos\frac{n\pi x}{L}dx \quad b_n = \frac{1}{L}\int_{-L}^{L} g(x) sin\frac{n\pi x}{L}dx$$

entonces, la siguiente serie converge a *g(x)* siempre que *x* sea un punto de continuidad de dicha función:

$$\frac{a_0}{2}+\sum_{n=1}^{\infty}\left(a_n\cos\frac{n\pi x}{L}+b_n sin\frac{n\pi x}{L}\right)$$

<u>Demostración:</u> Véase, por ejemplo, Körner (1988)

De todas formas, para la aplicación utilizada en este trabajo no es necesario suponer que Y_t sigue ni un proceso ARMA ni otro tipo de proceso concreto. Es suficiente suponer que Y_t es estacionario y que, por tanto, la densidad espectral de X_t (en logaritmos) es:

$$\log f(\omega) = \log\left\{\tau^2/2\pi\right\} - d\log\left\{4sin^2(\omega/2)\right\} + 2\sum_{k=1}^{l}\beta_k\cos(k\omega)$$

de manera que si se usa el periodograma como aproximación de la densidad espectral en las frecuencias armónicas, se obtiene la siguiente aproximación:

$$\log I(\omega_j) \sim \log\left\{\tau^2/2\pi\right\} - d\log\left\{4sin^2(\omega_j/2)\right\} + 2\sum_{k=1}^{l}\beta_k\cos(k\omega_j)$$

hecho que motiva la utilización del siguiente modelo de regresión:

$$\log I(\omega_j) = \alpha + \beta R_j + \sum_{k=1}^{l}\beta_k\cos(k\omega) + e_j \tag{14}$$

Nótese como este modelo es una extensión del modelo de regresión (11) donde se han añadido regresores adicionales. La ventaja de utilizar este modelo ampliado consiste en que los regresores incorporados permiten discriminar las componentes de memoria larga de las componentes de memoria corta. Para distinguir este estimador del estimador GPH lo notaremos como estimador GPH ampliado (GPHA). En Pons *et al.* (2000) se demuestra que, ante la presencia de coeficientes autorregresivos o media móvil superiores en valor absoluto a 0.5 en el modelo (1), el error cuadrático medio del estimador GPHA es asintóticamente menor al error cuadrático medio del estimador GPH.

En dicho trabajo se demuestra, además, que cuando el objetivo final de la estimación del parámetro d es el contraste de hipótesis como, por ejemplo, la hipótesis H_0: $d=0$, el contraste basado en el estimador GPHA presenta un tamaño efectivo muy próximo al tamaño nominal del contraste, propiedad que no se cumple con el contraste basado en GPH. En este sentido, en el mismo trabajo se presentan los resultados obtenidos en un amplio ejercicio de simulación que permiten comprobar como ello es así, independientemente del valor de los parámetros autorregresivos y media móvil.

4. Contraste sobre la presencia de raíces unitarias a partir del estadístico DW modificado

La obtención de estimaciones del orden de integración fraccional (d) permite, entre otras aplicaciones, contrastar la hipótesis de que $d=1$. Además, la utilización de dicho estimador será útil más adelante para analizar la hipótesis de convergencia regional. No obstante, el contraste sobre la presencia de raíces unitarias, aún en el contexto de modelos fraccionalmente integrados, no requiere necesariamente de la estimación previa de dicho parámetro. En este sentido, puede utilizarse una correción del estadístico Durbin-Watson para contrastar dicha hipótesis de forma no paramétrica.

Más concretamente, Sargan y Bhargava (1983) tabularon valores críticos para la distribución del estadístico Durbin-Watson (DW) para contrastar si el término de error en una regresión es un camino aleatorio. Hisamatu y Maekawa (1994) también sugieren utilizar este estadístico como contraste de raíces unitarias alternativo a los más habituales. En dicho trabajo, además de derivar las funciones de distribución y de densidad del estadístico DW, cuando el proceso generador de datos es I(1), comprueban como la potencia del contraste es similar a la del contraste basado en el DF.

Por otra parte, Tsay (1998) demuestra que una versión modificada del estadístico DW permite contrastar la hipótesis de que el proceso generador de datos es I(1) de manera consistente contra alternativas en que el proceso es I(d) con $d \in (0,1) \cup (1,1.5)$. Concretamente, el estadístico DW se define como:

$$DW = \frac{\sum_{t=2}^{n} (e_t - e_{t-1})^2}{\sum_{t=1}^{n} e_t^2} \tag{15}$$

donde e_t son los residuos que se obtienen al estimar, por mínimos cuadrados ordinarios, el siguiente modelo de regresión:

$$X_t = \mu + \beta t + u_t$$

Siguiento la propuesta de Nabeya y Tanaka (1990) se define el estadístico Durbin-Watson *modificado* como:

$$MDW = \frac{S_1}{S_2} \frac{1}{n \cdot DW} \tag{16}$$

donde:

$$S_1 = \frac{1}{n} \sum_{t=2}^{n} (e_t - e_{t-1})^2$$

y:

$$S_2 = S_1 + \frac{2}{n} \sum_{s=1}^{l} (1 - \frac{s}{l+1}) \sum_{t=s+2}^{n} (e_t - e_{t-1})(e_{t-s} - e_{t-s-1})$$

Nótese que S_2 es un estimador consistente de la varianza a largo plazo de $u_t - u_{t-1}$ bajo la hipótesis nula de que X_t es I(1). De hecho, el estimador S_2 también se utiliza en el contraste propuesto por Phillips y Perron (1988) para que el contraste sea robusto frente a la presencia de autocorrelación. Siguiendo la propuesta de Schwert (1989), los retardos (*l*) analizados en Tsay (1998) y utilizados en este trabajao son $l_0 = 0$, $l_4 = \left[4(n/100)^{1/4}\right]$ y $l_{12} = \left[12(n/100)^{1/4}\right]$.

Para utilizar el estadístico MDW para contrastar si X_t es I(1) es necesario conocer su distribución bajo la hipótesis nula y Tsay (1998) analiza la distribución de $\tau = (1/n)^{2d'} MDW$ bajo los siguientes supuestos:

1) $(1-L)X_t = W_t$

2) $(1-L)^{d'} W_t = v_t$ con $d' \in (-0.5,0.5)$

3) v_t es un proceso i.i.d con media cero y momentos cumpliendo $E|v_t|^p < \infty$ cuando $p \geq \max\{4, -8d'/(1+2d')\}$

Nótese que si X_t es I(1) entonces $d' = 0$, de manera que $\tau = MDW$. En Tsay (1998) se presentan aproximaciones a los valores de la distribución asintótica de τ cuando $d' = 0$, que se recogen en la Tabla 1.

Tabla 1. Distribución empírica del estadístico τ cuando $d' = 0$

0.5%	1%	2.5%	5%	10%	90%	95%	97.5%	99%	99.5%
0.0152	0.0170	0.0200	0.0231	0.0276	0.1194	0.1491	0.1776	0.2185	0.2505

Fuente: Tsay (1998), pág. 370.

5. El grado de persistencia de las tasas de inflación en las regiones españolas

Una de las muchas aplicaciones del estimador propuesto en el apartado anterior consiste en la estimación del orden de integración de las tasas de inflación en España. Se trata de una aplicación de especial interés, teniendo en cuenta que, como ya se ha comentado, es posible encontrar en la literatura econométrica una importante controversia en relación a la posibilidad de que las tasas de inflación contengan una raíz unitaria.

Nótese que la aceptación de dicha hipótesis tiene importantes implicaciones de política económica ya que la presencia de una raíz unitaria en el crecimiento de los precios implica que, en tal caso, los *shocks* que afecten a la tasa de inflación en el presente deberían tener un efecto permanente en las tasas de inflación futuras.

Para analizar la verosimilitud de la presencia de una raíz unitaria en las tasas de inflación en España, se han utilizado los datos mensuales del IPC español y de cada una de las 17 Comunidades Autónomas más Ceuta y Melilla. Así, sean IPC_{kt} los índices de precios al consumo de cada una de las Comunidades Autónomas (*k=1,..,17*), Ceuta y Melilla (*k=18*) o España (*k=19*) desde Enero de 1978 hasta Diciembre de 1999.

A continuación, el objetivo propuesto es comprobar si las tasas interanuales[3] de inflación regionales (que notaremos como X_{kt}) presentan tendencias estocásticas, es decir, son integradas. Dichas tasas interanuales de inflación pueden aproximarse a través de la diferencia estacional del logaritmo de los índices de precios: $X_{kt} = (1 - L^{12}) \log(IPC_{kt})$.

En primer lugar, con el fin de examinar el grado de integración de las series siguiendo la metodología habitual, se han utilizado los contrastes no paramétricos de raíces unitarias propuestos por Phillips y Perron (1988) (PP) que generalizan la especificación del proceso generador de datos, abandonando el supuesto simplificador de perturbaciones idéntica e independientemente distribuidas, subyacente en los contrastes clásicos de Dickey y Fuller (1981), e imponiendo condiciones más generales sobre la secuencia de la perturbación.

En la Tabla 2 se presenta el resultado de contrastar si las series[4] X_{kt} presentan un raíz unitaria a través de la estimación de un modelo sin constante ni tendencia (estadístico $Z(\tau)$), de un modelo con constante pero sin tendencia (estadístico $Z(\tau_\mu)$) y de un modelo con constante y tendencia (estadístico $Z(\tau_\tau)$). En negrita aparece señalado el estadístico que debe utilizarse para cada una de las Comunidades Autónomas en función de que la constante y/o la tendencia sean significativas.

En la mayoría de casos la tendencia es significativa, de manera que debe utilizarse el estadístico $Z(\tau_\tau)$, y sólo en Baleares y Cantabria se rechaza la hipótesis de una raíz unitaria en las tasas interanuales de inflación[4]. La presencia de dicha tendencia lineal parece razonable atendiendo a la progresiva reducción de las tasas de inflación desde finales de la década de los

[3] Se analiza el orden de integración de las tasas de inflación interanual en lugar de las tasas de inflación mensual para evitar que la presencia de variaciones de carácter estacional puedan distorsionar los resultados obtenidos.

años 70 hasta la actualidad. Sorprendentemente, en el caso de Asturias y Canarias ni la tendencia lineal ni la constante resultan significativas y en el caso de Asturias también puede rechazarse la hipótesis de presencia de raíz unitaria (con una significación del 5% pero no del 1%). Por otra parte se rechaza, para todas las series estudiadas y de manera clara, la existencia de una segunda raíz unitaria.

Tabla 2. Contrastes de Phillips y Perron (1988) aplicados sobre X_{kt}

	Región	$Z(\tau)$	$Z(\tau_\mu)$	$Z(\tau_\tau)$
AN	Andalucía	-1.94	-0.73	**-2.80**
AR	Aragón	-2.47	-0.59	**-3.38**
AS	Asturias	**-2.25***	0.52	-1.95
BA	Baleares	-2.58	-1.26	**-3.55***
CN	Canarias	**-1.63**	-2.41	-2.25
CB	Cantabria	-3.41	-0.62	**-3.48***
CL	Castilla y León	-2.54	0.67	**-2.20**
CM	Castilla la Mancha	-2.05	1.68	**-2.09**
CT	Cataluña	-2.29	1.44	**-3.01**
CV	Comunidad Valenciana	-2.03	-1.08	**-2.68**
EX	Extremadura	-2.14	-0.17	**-2.30**
GA	Galicia	-2.02	-1.37	**-2.57**
MA	Madrid	-2.91	0.06	**-2.92**
MU	Murcia	-1.63	-0.88	**-2.96**
NA	Navarra	-2.75	0.63	**-2.84**
PV	País Vasco	-2.37	1.76	**-2.21**
RI	La Rioja	-2.09	-0.73	**-3.25**
CE	Ceuta y Melilla	-2.13	1.74	**-2.04**
ES	España	-2.60	-0.08	**-2.21**
	Valores críticos al nivel de sig.:			
	5%	-1.95	-2.88	-3.43
	1%	-2.58	-3.46	-3.99

Notas:
a) En negrita aparecen destacados los estadísticos a utilizar en función de si la constante y/o la tendencia son significativas.
b) * indica que se rechaza la hipótesis nula de que $d_k*=1$ con un nivel de significación del 5%. En ningún caso se rechaza dicha hipótesis con un nivel de significación del 1%.
c) Los valores críticos provienen de Fuller (1976).

No obstante, Sowell (1990) demostró que, cuando se permiten valores de *d* fraccionales, no pueden utilizarse los contrastes propuestos por Dickey y Fuller (1981) ni extensiones posteriores como la propuesta por Phillips y Perron (1998). Por este motivo se analiza, a continuación, el

[4] Se rechaza la hipótesis de raíz unitaria con un nivel de significación del 5% pero no si se contrasta fijando un nivel de significación del 1%.

grado de persistencia de las tasas de inflación interanual utilizando los estimadores GPH y GPHA presentados en el apartado anterior.

Nótese que, a pesar del peligro de que estas tasas sean no invertibles debido a una posible sobrediferenciación en alguna de las frecuencias estacionales, dicha sobrediferenciación genera menos problemas que la subdiferenciación, al menos para la metodología propuesta en este trabajo. De hecho, dicha sobrediferenciación puede generar problemas en los contrastes basados en la estimación de parámetros autorregresivos como los contrastes DF o PP pero no en los contrastes basados en las características del periodograma.

Nótese como, en principio, los estimadores GPH y GPHA deberían utilizarse para la estimación del orden de integración fraccional de la serie de diferencias de las tasas de inflación $Y_{kt} = X_{kt} - X_{kt-1}$ ya que puede suponerse que dichas diferencias son estacionarias. Además, Deo y Hurvich (1998, pág. 390) afirman haber demostrado, en un trabajo separado, la consistencia del estimador GPH del parámetro de diferenciación fraccional *d*, cuando $0 \leq d \leq 1.5$ a partir de las primeras diferencias de la serie. Además, si el estimador GPH es consistente en este caso, también lo será el estimador GPHA.

Nótese también que la presencia de una tendencia lineal en la serie X_{kt}, deducida de los resultados de la Tabla 2, no afecta a la estimación del orden de integración basado en Y_{kt}. Así, supóngase que la densidad espectral de Y_{kt} es:

$$f_k(\omega) = \left\{4 sin^2(\omega/2)\right\}^{-d_k*} f_k*(\omega) \tag{17}$$

donde $d_k* \in (-0.5, 0.5)$ y $f*_k(\omega)$ es una función par, positiva y continua en el intervalo $[-\pi, \pi]$ y acotada. A partir de la propuesta del apartado anterior, puede estimarse el parámetro d_k* aplicando el método de los Mínimos Cuadrados Ordinarios (MCO) a *m* frecuencias mediante (estimador GPH):

$$\tilde{d}*_{k,GPH} = \frac{-\sum_{j=1}^{m}(R_j - \overline{R}) I_k(\omega_j)}{S_{RR}} \tag{18}$$

o mediante (estimador GPHA con $l=1$):

$$\tilde{d}^*_{k,GPHA} = \frac{-S_{CC}\sum_{j=1}^{m}(R_j - \overline{R})I_k(\omega_j) + S_{RC}\sum_{j=1}^{m}(C_j - \overline{C})I_k(\omega_j)}{S_{RR}S_{CC} - (S_{RC})^2} \quad (19)$$

donde $\overline{R} = m^{-1}\sum_{j=1}^{m} R_j$, $C_j = \cos\omega_j$, $\overline{C} = m^{-1}\sum_{j=1}^{m} C_j$, $S_{RR} = \sum_{j=1}^{m}(R_j - \overline{R})^2$,

$S_{CC} = \sum_{j=1}^{m}(C_j - \overline{C})^2$ y $S_{RC} = \sum_{j=1}^{m}(R_j - \overline{R})(C_j - \overline{C})$.

Tabla 3. Resultados de la estimación de d_k*=d_k-1 utilizando $Y_{kt} = (1-L)X_{kt}$

	GPH		GPHA	
Región	d_k*	e.s.	d_k*	e.s.
AN	-0.01	0.11	-0.07	0.18
AR	0.00	0.11	-0.02	0.18
AS	-0.09	0.09	-0.11	0.16
BA	-0.03	0.09	-0.25	0.15
CN	0.04	0.10	0.13	0.16
CB	-0.12	0.10	0.01	0.17
CL	-0.08	0.09	-0.08	0.14
CM	-0.09	0.09	0.03	0.16
CT	-0.11	0.08	0.03	0.14
CL	0.03	0.10	0.04	0.16
EX	-0.02	0.10	-0.13	0.16
GA	0.15	0.10	-0.14	0.16
MA	-0.08	0.10	0.02	0.17
MU	0.02	0.10	0.16	0.17
NA	-0.11	0.10	-0.12	0.17
PV	-0.05	0.09	-0.01	0.15
RI	-0.06	0.08	0.04	0.14
CE	-0.14	0.10	0.03	0.16
ES	-0.02	0.09	-0.01	0.14

Notas: a) Los códigos correspondientes a cada región son los presentados en la Tabla 2.
b) * y ** indica que se rechaza la hipótesis nula de que d_k*=1 con un nivel de significación del 5% y del 1%, respectivamente.

En la Tabla 3 se presentan las estimaciones de d_k* a partir de los estimadores (18) y (19) y los errores estándar de ambas estimaciones utilizando[5] $m = T^{4/5}$. Destaca el hecho de que con ninguna de estas estimaciones pueda rechazarse la hipótesis nula de que d_k*=0, es decir d_k=1. Por tanto no puede rechazarse en ningún caso que las tasas de inflación en el periodo analizado sean I(1). Para la mayoría de Comunidades Autónomas, estos resultados permiten confirmar los

[5] En Hurvich *et al.* (1998) se demuestra que, bajo el supuesto de que $m=T^{\alpha}$, lo óptimo es utilizar α=4/5.

resultados obtenidos mediante el contraste PP de que las tasas de inflación son I(1) con la ventaja de haber utilizado unas hipótesis más generales. En el caso de Asturias, Baleares y Cantabria en que el contraste PP permite rechazar la hipótesis de una raíz unitaria, los contrastes basados en los estimadores GPH y GPHA no permiten rechazar dicha hipótesis.

Finalmente, y a modo de confirmación exploratoria, se han calculado estimaciones alternativas de los parámetros d_k aplicando los estimadores GPH y GPHA a las series[6] X_{kt} con los resultados presentados en la Tabla 4.

Tabla 4. Resultados de la estimación de d_k a partir de X_{kt}

	GPH		GPHA	
Región	d_k	e.s.	d_k	e.s.
AN	0.95	0.05	0.82**	0.08
AR	0.87*	0.06	0.83	0.09
AS	0.98	0.05	0.94	0.09
BA	0.94	0.06	0.79*	0.10
CN	0.98	0.06	0.93	0.10
CB	0.95	0.05	0.84	0.09
CL	0.97	0.05	0.83	0.09
CM	1.01	0.07	0.96	0.11
CT	0.96	0.06	0.86	0.09
CV	1.05	0.06	0.93	0.09
EX	0.99	0.06	0.98	0.10
GA	0.95	0.05	0.88	0.08
MA	0.95	0.05	0.91	0.09
MU	1.00	0.06	0.81	0.10
NA	0.94	0.07	0.80	0.11
PV	0.97	0.06	0.82	0.09
RI	0.91	0.09	0.75	0.14
CE	0.95	0.06	1.00	0.10
ES	0.97	0.05	0.86	0.08

Nota: * y ** indica que se rechaza la hipótesis nula de que d_k*=*1* con un nivel de significación del 5% y del 1%, respectivamente.

Nótese como dichos resultados no hacen más que confirmar los resultados obtenidos previamente, aunque las propiedades estadísticas de los estimadores GPH y GPHA no son conocidas en este caso. Como elemento adicional de confirmación de los resultados obtenidos tiene interés calcular, para cada una de las series de tasas de inflación interanual, el estadístico *MDW* y contrastar la hipótesis de que X_{kt} sea I(1). En la Tabla 5 se presenta dicho estadístico

[6] Naturalmente, en este caso se han aplicado dichos estimadores a las series analizadas una vez eliminada la tendencia lineal presente en estas series.

para cada una de las series y para diferentes valores del retardo[7] l. Si se comparan estos valores con los valores críticos asintóticos presentados en la Tabla 1, puede comprobarse que en ningún caso se rechaza la hipótesis nula de que X_{kt} sea I(1), confirmando los resultados obtenidos mediante la estimación directa del orden de integración fraccional. Nótese como tampoco en el caso de Asturias, Baleares y Cantabria se rechaza que las tasas de inflación sean I(1).

Tabla 5. Cálculo *MDW* a partir de X_{kt}

	l_0	l_4	l_{12}
AN	0.0308	0.0347	0.0479
AR	0.0235	0.0309	0.0421
AS	0.0495	0.0659	0.0698
BA	0.0253	0.0309	0.0491
CN	0.0569	0.0496	0.0558
CB	0.0338	0.0478	0.0548
CL	0.0370	0.0537	0.0626
CM	0.0357	0.0574	0.0738
CT	0.0219	0.0362	0.0515
CV	0.0333	0.0355	0.0544
EX	0.0433	0.0523	0.0658
GA	0.0356	0.0373	0.0454
MA	0.0304	0.0431	0.0538
MU	0.0280	0.0318	0.0443
NA	0.0307	0.0481	0.0616
PV	0.0333	0.0528	0.0605
RI	0.0244	0.0316	0.0377
CE	0.0410	0.0693	0.0838
ES	0.0406	0.0514	0.0643

Nota: En ningún caso se rechaza la hipótesis nula de que $d_k*=1$ con un nivel de significación del 5%.

6. Convergencia de las tasas de inflación en las regiones españolas

Una vez comprobado que las tasas de inflación regionales son I(1), la metodología propuesta permite también contrastar si existe convergencia entre las tasas de inflación regionales. En este sentido, y siguiendo la propuesta de Bernard y Durlauf (1991) diremos que existe convergencia a largo plazo entre dos regiones k y h, si

$$\lim_{n\to\infty} E(X_{k,t+n} - X_{h,t+n} | \xi_t) = 0 \qquad (20)$$

[7] Véase Schwert (1989).

donde ξ_t recoge la información disponible en el momento *t*. Ello implica que la diferencia $X_{k,t+n} - X_{h,t+n}$ debe ser un proceso estacionario con media nula. Como se ha comprobado en el apartado anterior que las tasas de inflación son I(1), para que exista convergencia a largo plazo entre las regiones *k* y *h*, es necesario que ambas series estén cointegradas con vector de cointegración $[1,-1]$.

Recientemente, Bernard y Durlauf (1995, 1996), Oxley y Greasley (1995) y Greasley y Oxley (1997) han propuesto diferentes definiciones del grado de convergencia. Así, la definición anterior se reserva para el concepto de convergencia a largo plazo. En cambio, si ambas series están cointegradas pero con vector de cointegración $[1,\alpha]$ con $\alpha<0$, se dice que dichas series presentan una tendencia común. Nótese que, en este caso, aunque ambas series no son iguales a largo plazo, sí que son proporcionales. Finalmente, si ambas series están cointegradas con vector de cointegración $[1,-1]$ pero la diferencia entre las dos series contiene una tendencia lineal, se dice que ambas series presentan *catching-up* y, en este caso, aunque las diferencias se van reduciendo, no llegan a desaparecer.

Cuando se permiten órdenes de integración fraccional, para que las tasas de inflación de dos regiones *k* y *h* converjan a largo plazo según la condición (20), debe cumplirse que $X^*_{kt} - X^*_{ht}$ sea un proceso estacionario, donde X^*_{kt} y X^*_{ht} son las tasas de inflación de las regiones *k* y *h*. Por tanto, si el diferencial de inflación $Z^h_{kt} = X^*_{kt} - X^*_{ht}$ es I(*b*) con $b<0.5$, puede decirse que se produce dicha convergencia.

Por tanto, en el caso de existir convergencia en el contexto de la integración fraccional, el valor del parámetro *b* determina la velocidad de dicha convergencia entre tasas de inflación. Así, si $b=0$ la convergencia es muy rápida, mientras que cuando $0<b<0.5$, se produce una convergencia más lenta porque los diferenciales están integradas fraccionalmente[8]. Finalmente, si $b>0.5$ no existe convergencia entre las tasas de inflación.

[8] El hecho de aplicar el operador diferencia estacional puede implicar una sobrediferenciación en algunas frecuencias estacionales, pero el objetivo de esta investigación son precisamente estas tasas interanuales. Además, una de las ventajas de la metodología propuesta en este trabajo como alternativa a los contrastes habituales es precisamente que no es sensible a problemas de sobrediferenciación.

Como se dispone de información acerca de 18 regiones (17 Comunidades Autónomas además de Ceuta y Melilla) se pueden definir 153 diferenciales de inflación, Z_{kt}^{h} (con *h=1,..,18*, *k=1,..,18* y $k \neq h$). Supóngase que la densidad espectral de cada uno de estos diferenciales tiene densidad espectral de la forma:

$$f_{kh}(\omega) = \left\{4sin^2(\omega/2)\right\}^{-d_{kh}} f_{kh}*(\omega) \qquad (21)$$

donde $d_{kh} \in (-0.5,0.5)$ y $f^*_{kh}(\omega)$ es una función par, positiva y continua en el intervalo $[-\pi,\pi]$ y acotada. Utilizando el método de estimación GPHA se han obtenido estimaciones de los órdenes de integración $d_{kh}^{*} = d_{kh} - 1$ a partir de la serie Z_{kt}^{h} en diferencias: $(1-L)Z_{kt}^{h} = (1-L)X*_{kt} - (1-L)X*_{ht}$.

En la Tabla 6 se presenta, para cada par de regiones, la estimación puntual del orden de integración d_{kh}^{*} entre ambas regiones en la parte superior de la tabla, y el resultado de contrastar a partir de dicha estimación la hipótesis de que el diferencial de inflación es I(0) en la parte inferior de la tabla. A pesar de la diversidad que presentan las estimaciones recogidas en la Tabla 6, de estos resultados pueden extraerse algunas conclusiones importantes.

En primer lugar, sólo para algunas combinaciones de regiones puede rechazarse que $d_{kh} = 1$, es decir, que el diferencial de inflación sea I(1), mientras que para otras combinaciones no puede rechazarse la presencia de una raíz unitaria. Ello significa que, en muchos casos, los diferenciales de inflación entre regiones presentan un nivel de persistencia comparable con la persistencia de la tasa de inflación. En estos casos, por tanto, puede descartarse totalmente que exista una tendencia a converger entre las tasas de inflación regionales.

Tabla 6. Resultados de la estimación de d_k*=d_k-*1* a partir de $(1-L)Z_{kt}^{h}=(1-L)X*_{kt}-(1-L)X*_{ht}$.

	AN	AR	AS	BA	CN	CB	CL	CM	CT	CV	EX	GA	MA	MU	NA	PV	RI	CE	ES
AN		-0.06	-0.08	-0.22	-0.10	-0.19	-0.21	-0.14	-0.25	-0.08	-0.22	-0.26	0.07	-0.05	-0.13	-0.28	-0.14	-0.24	-0.09
AR			-0.08	-0.37	-0.08	-0.14	-0.21	-0.02	-0.18	0.01	-0.13	-0.10	-0.21	-0.02	-0.24	-0.15	-0.20	-0.19	-0.11
AS				-0.11	-0.14	0.00	-0.11	-0.30	-0.14	-0.07	-0.21	-0.10	-0.04	-0.24	-0.20	-0.03	-0.05	-0.22	-0.02
BA	**	**			-0.01	-0.20	-0.28	-0.07	-0.21	-0.01	-0.19	-0.19	-0.22	-0.10	-0.24	-0.21	-0.13	-0.16	-0.14
CN						0.07	-0.01	-0.15	-0.10	0.01	-0.06	-0.06	-0.02	-0.11	-0.03	-0.05	0.04	-0.12	-0.05
CB	*			*			-0.09	-0.02	-0.15	0.09	0.02	-0.11	-0.14	-0.09	-0.04	-0.05	-0.07	-0.12	-0.11
CL	*	*		**				-0.14	-0.34	-0.18	-0.21	-0.25	-0.12	-0.18	-0.18	-0.38	-0.20	-0.16	-0.38
CM			**						-0.27	-0.01	-0.16	-0.28	-0.05	-0.10	-0.14	-0.18	-0.01	-0.25	-0.18
CT	**			*			**	**		-0.19	-0.27	-0.37	-0.29	-0.25	-0.25	-0.29	-0.17	-0.34	-0.33
CV									*		0.03	-0.27	-0.06	-0.16	0.07	-0.09	-0.07	-0.16	-0.04
EX	*		*	*			*		*			-0.06	-0.01	-0.16	-0.13	-0.29	-0.22	-0.11	-0.15
GA	*			*			**	**	**	*			-0.07	-0.37	-0.05	-0.18	-0.18	-0.22	-0.24
MA		**		*					**					-0.04	-0.30	-0.11	-0.10	-0.11	-0.07
MU			*						**			**			-0.12	-0.25	-0.02	-0.18	-0.16
NA		*	*	*			*		**				**			-0.13	-0.09	-0.18	-0.23
PV	**			*			**		**		**	*		**			-0.13	-0.22	-0.19
RI		*					*				*							-0.14	-0.18
CE	*	*	*					**	**			*				**			-0.19
ES							**	*	**			**			**	*	*	*	

* Se rechaza la hipótesis de que $Z_{kt}^{h}=X*_{kt}-X*_{ht}$ es I(0) con un nivel de significación del 5%

** Se rechaza la hipótesis de que $Z_{kt}^{h}=X*_{kt}-X*_{ht}$ es I(0) con un nivel de significación del 1%

Tabla 7. Resultados de la estimación de d a partir de $Z^h_{kt} = X*_{kt} - X*_{ht}$.

	AN	**AR**	**AS**	**BA**	**CN**	**CB**	**CL**	**CM**	**CT**	**CV**	**EX**	**GA**	**MA**	**MU**	**NA**	**PV**	**RI**	**CE**	**ES**
AN		0.75	0.92	0.66	0.88	0.76	0.64	0.82	0.69	0.92	0.77	0.69	0.87	0.94	0.65	0.72	0.71	0.78	0.78
AR	**		0.80	0.77	0.85	0.81	0.67	0.83	0.69	0.86	0.77	0.62	0.78	0.86	0.72	0.70	0.76	0.80	0.62
AS	**	**		0.82	0.81	0.70	0.94	0.61	0.83	0.92	0.79	0.90	0.79	0.77	0.59	0.96	0.91	0.77	1.01
BA	*	**	**		0.91	0.76	0.58	0.75	0.73	0.84	0.65	0.71	0.80	0.73	0.75	0.71	0.81	0.84	0.73
CN	**	**	**	**		0.84	0.92	0.87	0.83	0.95	0.90	0.89	0.85	0.88	0.84	0.94	0.97	0.80	0.88
CB	**	**	**	**	**		0.74	0.59	0.70	0.70	0.82	0.77	0.77	0.69	0.85	0.76	0.84	0.79	0.75
CL	*	**	**		**	**		0.73	0.67	0.73	0.80	0.70	0.74	0.61	0.70	0.62	0.72	0.85	0.58
CM	**	**	*	**	**		**		0.62	0.97	0.69	0.73	0.74	0.89	0.62	0.79	0.95	0.70	0.68
CT	**	**	**	**	**	**	**	*		0.79	0.72	0.58	0.70	0.68	0.70	0.69	0.82	0.66	0.67
CV	**	**	**	**	**	**	**	**	**		0.99	0.74	0.68	0.76	0.85	0.90	0.82	0.82	0.89
EX	**	**	**	*	**	**	**	**	**	**		0.90	0.91	0.83	0.75	0.81	0.79	0.87	0.85
GA	**	*	**	**	**	**	**	**		**	**		0.78	0.59	0.70	0.80	0.65	0.77	0.61
MA	**	**	**	**	**	**	**	**	**	**	**	**		0.71	0.66	0.79	0.85	0.85	0.69
MU	**	**	**	**	**	**	*	**	**	**	**		**		0.73	0.75	0.83	0.75	0.75
NA	*	**		**	**	**	**	*	**	**	**	**	*	**		0.73	0.84	0.77	0.64
PV	**	**	**	**	**	**	*	**	**	**	**	**	**	**	**		0.83	0.77	0.75
RI	**	**	**	**	**	**	**	**	**	**	**	*	**	**	**	**		0.84	0.79
CE	**	**	**	**	**	**	**	**	*	**	**	**	**	**	**	**	**		0.81
ES	**	**	**	**	**	**		**	**	**	**	**	**	**	**	**	**	**	

* Se rechaza la hipótesis de que $Z^h_{kt} = X*_{kt} - X*_{ht}$ es I(0.5) con un nivel de significación del 5%

** Se rechaza la hipótesis de que $Z^h_{kt} = X*_{kt} - X*_{ht}$ es I(0.5) con un nivel de significación del 1%

- Incluso en aquellos casos en que se rechaza que $d_{kh} = 1$, y siguiendo la argumentación previa, sólo existe convergencia si $d_{kh} < 0.5$, es decir, si $d^*_{kh} < -0.5$. Pero en los resultados presentados en la Tabla 6 no hay ninguna estimación inferior a -0.5, hecho que parece indicar que incluso en los casos en que se rechaza que $d_{kh} = 1$, tampoco hay convergencia.

Con la finalidad de confirmar dichas conclusiones se han calculado también estimaciones de los ordenes de integración d_{kh} directamente a partir de las series Z^h_{kt}. En la Tabla 7 se presentan, para cada par de regiones, la estimación puntual de dichos parámetros y el resultado de contrastar, a partir de cada estimación, la hipótesis nula de que $d_{kh} = 0.5$ contra la hipótesis alternativa de que $d_{kh} > 0.5$. En este caso, como puede observarse en dicha tabla, en la inmensa mayoria de emparejamientos se rechaza la hipótesis nula y, por tanto, se rechaza que exista convergencia entre las tasas de inflación regionales.

En definitiva, independientemente de si dichos diferenciales contienen o no una raíz unitaria, y a pesar de la reducción generalizada de las tasas de inflación en España desde inicios de los años ochenta, la evidencia empírica es claramente contraria a que durante el periodo analizado se haya producido una convergencia entre las tasas de inflación de las diferentes regiones.

7. Conclusiones

Como ya se ha comentado en la introducción, y a pesar de su importancia tanto para la teoría macroeconómica como para la toma de decisiones de política económica, existen en literatura especializada resultados contradictorios acerca de la estacionariedad o no estacionariedad de las tasas de inflación tanto en este como en otros países, contradicciones que Hassler y Wolters (1995) han achacado a la restricción de considerar en estos trabajos que las tasas de inflación sólo pueden ser I(0) o I(1).

En este trabajo se ha analizado el grado de persistencia de las tasas de inflación en España a partir de un modelo muy general que permite la existencia de órdenes de integración fraccional. Aunque el método más utilizado para la estimación del orden de integración fraccional es el propuesto por Geweke y Porter-Hudak (1983) dicho estimador, en ciertas circunstancias, puede estar seriamente sesgado. Por ello, se ha propuesto una extensión paramétrica de dicho estimador que permite reducir dicho sesgo y mejorar sus propiedades.

La utilización de dicha extensión permite, además, contrastar la hipótesis de la presencia de una raíz unitaria en un entorno semiparamétrico muy general. La aplicación de dicho contraste ha permitido obtener clara evidencia empírica de que las tasas de inflación en España contienen una raíz unitaria en la frecuencia cero, tanto a nivel nacional como a nivel regional. Dicha evidencia ha sido corroborada, además, mediante la utilización de un contraste basado en una corrección del estadístico Durbin-Watson. En definitiva, se obtiene como conclusión fundamental que los *shocks* que puedan afectar a dichas tasas de inflación en el presente se transmiten de forma permanente a los valores futuros de dicha inflación.

Por otra parte, se ha analizado la hipótesis de convergencia regional en las tasas de inflación a partir de la estimación del orden de integración fraccional de los diferenciales de inflación entre cada par de regiones. Dicha estimación ha conducido a la conclusión de que no existe convergencia a largo plazo entre las tasas de inflación regionales. Ello es debido a que, aunque algunos de estos diferenciales no contengan ninguna raíz unitaria, en todos los casos presentan órdenes de integración fraccional superiores a 0.5 y, por tanto, dichos diferenciales de inflación son no estacionarios.

Referencias bibliográficas

Agiakloglou, C.; P. Newbold y M. Wohar (1992): "Bias in an estimator of the fractional difference parameter", *Journal of Time Series Analysis* **14**, 235-246.

Barsky, R.B. (1987): "The Fisher hypothesis and the forecastability and persistence of inflation", *Journal of Monetary Economics* **19**, 3-24.

Bloomfield, P. (1973): "An Exponential model for the spectrum of a scalar linear time series", *Biometrika* **60**, 217-226.

Deo, R.S. y C.M. Hurvich (1998): "Linear trend with fractionally integrated errors", *Journal of Time Series Analysis* **19**, 379-397.

Dickey, D.A. y W.A. Fuller (1981): "Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root", *Econometrica* **49**, 1057-1072.

Diebold, F.X. y G.D. Rudebusch (1989): "Long memory and persistence in aggregate output", *Journal of Monetary Economics* **24**, 189-209.

Fuller, W.A. (1976): *Introduction to statistical time series*. John Wiley and Sons, New York.

Geweke, J. y S. Porter-Hudak (1983): "The estimation and application of long memory time series models", *Journal of Time Series Analysis* **4**, 221-238.

Gradshteyn, I.S. y Ryzhik, I.M. (1965): *Tables of Integrals, Series and Products*. Academic Press, London.

Hassler U. y J. Wolters (1995): "Long memory in inflation rates: international evidence", *Journal of Business and Economic Statistics* **13**, 37-45.

Hisamatsu, H. y K. Maekawa (1994): "The distribution of the Durbin-Watson statistic in integrated and near-integrated models", *Journal of Econometrics* **61**, 367-382.

Hurvich, C.M.; R. Deo y J. Brodsky (1998): "The mean squared error of Geweke and Porter-Hudak's estimator of the memory parameter of a long-memory time series", *Journal of Time Series Analysis* **19**, 19-46.

Körner, T. W. (1988): *Fourier Analysis*. Cambridge University Press, Cambridge.

Kirchgässner, G. y J. Wolters (1993): "Are real interest rates stable? An international comparison", in *Studies in Applied Econometrics*, eds. H. Schneeweiss y K.F. Zimmermann. Heidelberg, Physica-Verlag, pág. 214-238.

MacDonald, R. y P.D. Murphy (1989): "Testing for the long run relationship between nominal interest rates and inflation using cointegration techniques", *Applied Economics* **21**, 439-447.

Nabeya, S. y K. Tanaka (1990): "Limiting power of unit-root tests in time-series regression", *Journal of Econometrics* **46**, 247-271.

Phillips, P.C.B. y P. Perron (1988): "Testing for a unit root in time series regression", *Biometrika* **75**, 335-346.

Pons, E. (2000): "Estimación del orden de integración fraccional mediante regresión en el dominio de las frecuencias", Documento de Trabajo nº DOCT99-R14, Departamento de Econometría, Estadística y Economía Española. Universidad de Barcelona.

Porter-Hudak, S. (1990): "An application of the seasonal fractionally differenced model to the monetary aggregates", *Journal of the American Statistical Association* **18**, 502-527.

Sargan, J.D. y A. Bhargava (1983): "Testing residuals from least squares regression for being generated by the Gaussian random walk", *Econometrica* **51**, 153-174.

Schwert, G.W. (1989): "Test for unit roots: a Monte Carlo investigation", *Journal of Business and Economic Statistics* **7**, 147-159.

Smith, J.; N. Taylor y S. Yadaf (1997): "Comparing the bias and misspecification in ARFIMA models", *Journal of Time Series Analysis* **18**, 502-527.

Sowell, F. (1990): "The fractional root distribution", *Econometrica* **58**, 495-505.

Tsay, W.J. (1998): "On the power of Durbin-Watson statistic against fractionally integrated processes", *Econometric Reviews* **17**, 361-386.

Wickens, M. y E. Tzavalis (1992): "Forecasting inflation from the term structure: a cointegration approach", *Discussion Paper* **13-92**. Centre of Economic Forecasting, London Business School.

PERSISTENCIA, RAÍCES UNITARIAS Y CONVERGENCIA REGIONAL DE LAS TASAS DE INFLACIÓN EN ESPAÑA

Ernest PONS FANALS
Jordi SURIÑACH CARALT
Grup de Recerca Anàlisi Quantitativa Regional
Universitat de Barcelona

Resumen

A pesar del interés que tiene el conocimiento del grado de persistencia de las tasas de inflación, pueden encontrarse en la literatura resultados empíricos contradictorios acerca de dicha persistencia. Hassler y Wolters (1995) argumentan que dichas contradicciones pueden ser debidas a considerar únicamente procesos I(0) o I(1) en dicho análisis.

Para obtener alguna medida acerca del grado de persistencia que sea robusta frente a dicho problema, se desarrolla una extensión del estimador del orden de integración (fraccional) propuesto por Geweke y Porter-Hudak que permite reducir los problemas de sesgo que presenta dicho estimador. Con la utilización de dicho estimador se concluye que las tasas de inflación en España presentan una raíz unitaria, de manera que los *shocks* que afectan a dichas tasas de inflación en el presente podrían transmitirse de forma permanente a sus valores futuros. Además, la utilización de dichas técnicas permite rechazar que durante el periodo analizado se haya producido un proceso de convergencia entre las tasas de inflación regionales en España.