

# CONTRASTACIÓN EMPÍRICA DEL EFECTO FISHER EN LA UNIÓN EUROPEA MEDIANTE TÉCNICAS DE COINTEGRACIÓN CON DATOS DE PANEL<sup>†</sup>

ELENA RUBIO VERA\*  
CARMELO REVERTE MAYA  
ROSA BADILLO AMADOR

UNIVERSIDAD POLITÉCNICA DE CARTAGENA

## \* *Datos de contacto:*

Elena Rubio Vera, Universidad Politécnica de Cartagena, Facultad de Ciencias de la Empresa, Grupo I+D: Fundamentos de las decisiones sociales en economía, c/ Real, nº 3 E-30201 Cartagena (Murcia) E-mail: [elena.rubio@economistas.org](mailto:elena.rubio@economistas.org), tfno: + 34 666189040

Rosa Badillo Amador, Universidad Politécnica de Cartagena, Facultad de Ciencias de la Empresa, Departamento de Economía, c/ Real, nº 3 E-30201 Cartagena (Murcia) E-mail: [Rosa.Badillo@upct.es](mailto:Rosa.Badillo@upct.es), tfno: + 34 968 325 601

Carmelo Reverte Maya, Universidad Politécnica de Cartagena, Facultad de Ciencias de la Empresa, Departamento de Economía Financiera y Contabilidad, c/ Real, nº 3 E-30201 Cartagena (Murcia) E-mail: [Carmelo.Reverte@upct.es](mailto:Carmelo.Reverte@upct.es), tfno: + 34 968 325 925

## RESUMEN

Un gran número de estudios empíricos sugieren que el efecto Fisher, estudiado a partir de una relación de cointegración entre la tasa de inflación y el tipo de interés nominal, no se cumple. Westerlund (2008) obtiene que este hecho puede ser explicado, en parte, por la baja potencia de los tests de cointegración aplicados a cada país individualmente, y que el uso de datos de panel puede generar tests más potentes. Así, en el presente estudio utilizamos, entre otros, dos nuevos tests de cointegración para datos de panel propuestos por dicho autor que, a diferencia de los tests convencionales, no asumen la independencia entre las secciones transversales (países) y presentan mejores propiedades de potencia y tamaño. Estos tests se aplican a un panel de datos trimestrales que comprende quince países de la Unión Europea entre 1983:1 y 2009:1. Nuestros resultados revelan que, para el panel de países considerado, existe una relación de equilibrio a largo plazo entre la tasa de inflación y el tipo de interés nominal, siendo dicha relación del tipo uno a uno, tal y como postula la versión completa del efecto Fisher.

PALABRAS CLAVE: Cointegración con datos de panel y efecto Fisher.  
Códigos JEL: E-43, C-33

## ABSTRACT

Most empirical studies suggest that the Fisher effect, analysed through a cointegrating relationship between inflation and nominal interest rates, does not hold. Westerlund (2008) argues that this fact can be attributed in part to the low power of cointegration tests for individual countries, and that the use of panel data can generate more powerful tests. In the present study, we use, among others, two new panel cointegration tests proposed by that author that, unlike conventional panel cointegration tests, do not assume independence among cross-sectional units (countries) and present better size and power properties. These tests are applied to a panel of quarterly data covering fifteen countries of the European Union between 1983:1 and 2009:1. Our results show that there is evidence for a cointegrating relationship between inflation and nominal interest rates for this panel, and that the two variables move one-to-one, as postulated by the full Fisher effect.

KEY WORDS: Panel Cointegration and Fisher effect.  
JEL classification: E-43, C-33

---

<sup>†</sup> Este trabajo es resultado de los proyectos de investigación: 05838/PHCS/07 financiado por el “Programa de Generación de Conocimiento Científico de Excelencia de la Fundación Séneca, Agencia de Ciencia y Tecnología de la Región de Murcia” y ECO2008-06238-C02-01/ECON financiado por el Ministerio de Ciencia e Innovación. Agradecemos a J. L. Carrion-i-Silvestre y a J. Westerlund por proporcionarnos las rutinas GAUSS de sus tests empleados en este trabajo.

# **CONTRASTACIÓN EMPÍRICA DEL EFECTO FISHER EN LA UNIÓN EUROPEA MEDIANTE TÉCNICAS DE COINTEGRACIÓN CON DATOS DE PANEL**

## **1. INTRODUCCIÓN.**

El mayor o menor grado en que los tipos de interés nominales incorporan la evolución esperada de la tasa de inflación es importante de cara a diversas cuestiones relevantes para la política económica. Dicha relación entre los tipos de interés nominales y la tasa de inflación adquiere especial relevancia desde que Irving Fisher (1930) formulara la noción de tipo de interés real. La versión más clásica de la denominada “hipótesis de Fisher” o “efecto Fisher” postula que la tasa de inflación esperada es absorbida completamente por el tipo de interés nominal en el largo plazo, lo que da lugar a la aparición de una relación de tipo uno a uno entre ambas series. Es decir, esta hipótesis supone que el tipo de interés real permanece constante en el largo plazo, no viéndose afectado por los cambios en las expectativas de inflación. La influencia de la relación de Fisher (1930) ha sido enorme hasta el punto de que, no como una tautología sino como una relación de comportamiento, ha sido y es tenida en cuenta por los bancos centrales, sin ir más lejos por el propio Banco Central Europeo, como un aspecto crucial en su estrategia de política monetaria orientada a la estabilidad de precios. Así, si se cumple el efecto Fisher, los tipos de interés nominales serán predictores de las expectativas de inflación y, por lo tanto, pueden ser usados por los gestores de política monetaria como indicadores a la hora de fijar los objetivos de inflación a largo plazo.

Desde que Fisher (1930) enunciara su hipótesis, se ha desarrollado un amplio rango de modelos económicos que se basan en ella cuando consideran la decisión de los agentes económicos individuales en relación a su inversión, ahorro y reasignación de su cartera. También se ha utilizado la hipótesis de Fisher en modelos de precios de opciones, en el ámbito de las finanzas, y en teorías modernas que desarrollan objetivos de inflación, por nombrar algunas de ellas. La literatura macroeconómica relativa al papel que juega el tipo de interés real en los modelos de Teoría Económica es muy amplia, especialmente en lo referente a la diversidad de procedimientos para caracterizar sus propiedades de dependencia temporal.

Sin embargo, aunque gran parte de los modelos teóricos asumen que el efecto Fisher se cumple, no se ha obtenido un soporte empírico suficiente al mismo, a pesar de los recientes avances en la metodología econométrica para contrastar relaciones de largo plazo a través del

análisis de cointegración<sup>1</sup>. Esta metodología adquiere importancia en los últimos años para analizar la ecuación de Fisher debido a que, si el tipo de interés nominal y la tasa de inflación no son variables estacionarias o, lo que es lo mismo, contienen una tendencia estocástica, los contrastes de la hipótesis de Fisher realizados hasta entonces, utilizando el procedimiento de estimación por mínimos cuadrados ordinarios (MCO), darían lugar a regresiones espurias en el sentido de Granger y Newbold (1974). Según la metodología de la cointegración, si el tipo de interés nominal y la tasa de inflación son series integradas de orden uno,  $I(1)$ , puede existir una relación de equilibrio lineal entre ellas si cointegran. En particular, se puede decir que se cumple el efecto Fisher, en su versión más estricta, si el coeficiente estimado de la pendiente asociada a la tasa de inflación toma valor unitario. Algunos autores que no obtienen una evidencia empírica consistente con la hipótesis de Fisher, utilizando la metodología de la cointegración, son Engsted (1995), Koustas y Serletis (1999), Atkins y Serletis (2003) y Rapach (2003), entre otros. No obstante, existe otro grupo de autores, entre los que destacan Mishkin (1992), Evans y Lewis (1995) y Crowder y Hoffman (1996), que sí encuentran evidencia a favor de la hipótesis de Fisher al hallar una relación de cointegración entre ambas series, aunque con un parámetro estimado de la pendiente diferente a uno. Mundell (1965) y Tobin (1965) consideran una correlación negativa entre la tasa de inflación y el tipo de interés nominal, abogando a favor de un parámetro de la pendiente inferior a la unidad. Por otra parte, Darby (1975) señala que la presencia de impuestos puede explicar la obtención de un parámetro de la pendiente superior a la unidad.

Westerlund (2008) sostiene que las actuales pruebas empíricas basadas en la metodología de la cointegración tendentes a contrastar el efecto Fisher son imperfectas o deficientes en, al menos, dos aspectos que pueden, en parte, explicar los resultados contradictorios obtenidos con anterioridad. Uno de los problemas es que la mayoría de los estudios que emplean métodos diseñados para probar la hipótesis nula de no cointegración sufren de baja potencia cuando, bajo la hipótesis alternativa, el término de error de la relación de equilibrio presenta elevada persistencia. En el caso del efecto Fisher, tal y como señalan Evans y Lewis (1995), esta crítica es importante porque el error de predicción de la tasa de inflación puede ser altamente persistente, especialmente debido a que se suele reemplazar la inflación esperada por la inflación real. Cuando se lleva a cabo esta sustitución en la ecuación de Fisher, se pueden generar patrones de correlación serial en los residuos parecidos a los de un paseo aleatorio. Por tanto, al aplicar tests de cointegración basados únicamente en series temporales para verificar el cumplimiento del efecto Fisher hay más probabilidad de no

---

<sup>1</sup> Nos referimos con especial interés al análisis de cointegración porque es en él donde se desarrolla nuestro estudio empírico presentado en el apartado 4.

rechazar la hipótesis nula de no cointegración. El segundo de los problemas relacionado con el incumplimiento de la hipótesis de Fisher es que la mayoría, sino todos los estudios, han empleado un conjunto de datos relativamente pequeño, normalmente no más de 50 observaciones anuales para un sólo país. Este pequeño tamaño muestral es consecuencia de que la mayoría de los estudios previos dirigidos a probar la relación de Fisher lo hacen país por país, aplicándose los tests convencionales de cointegración a cada país por separado. Así, aunque este hecho hace ciertamente que los resultados sean comparables entre los distintos países, realmente no aporta más información al análisis, ya que no tiene en cuenta la información contenida en la dimensión transversal o de sección cruzada. Por lo tanto, se hace necesario recurrir a técnicas econométricas de datos de panel que sean capaces de tener en cuenta la información contenida en las dos dimensiones (la temporal y la de sección cruzada).

En el presente estudio contrastamos el efecto Fisher mediante el empleo de distintos tests de cointegración utilizando un panel de datos constituido por los quince países de la Unión Europea antes de la ampliación llevada a cabo en 2004 (en adelante, UE-15). Además, prestamos especial atención a algunas de las características de este tipo de datos macroeconómicos. Por ejemplo, el alto grado de correlación entre las variables implicadas en la relación de Fisher de los países objeto de estudio, por pertenecer todos ellos a la Unión Europea. En particular, existen motivos para creer que los datos no tienen independencia entre las secciones cruzadas. Uno de ellos es el hecho de que la tasa de inflación pueda estar correlacionada entre países debido a los shocks comunes del petróleo. Otro puede ser el hecho de que el tipo de interés pueda estar correlacionado entre países debido a las fuertes conexiones comunes entre los mercados financieros de las economías de los grupos de países analizados. Lamentablemente, la existencia de estas interrelaciones invalida el uso de la mayoría de los tests de cointegración para datos de panel, los cuales asumen que existe independencia entre las secciones transversales (p.ej., Pedroni, 1999, 2004; Kao, 1999). Con el fin de solventar esta dificultad, empleamos dos tests de cointegración para datos de panel, basados en el principio *Durbin-Hausman*, desarrollados por Westerlund (2008) que, a diferencia de los anteriores, sí asumen la dependencia entre las secciones transversales. Los resultados a partir de su estudio de Monte Carlo sugieren que estos tests presentan menores distorsiones de tamaño y mayor potencia que los tests convencionales de cointegración para datos de panel (Pedroni, 1999, 2004; Kao, 1999).

Nuestro trabajo tiene dos objetivos fundamentales. El primero de ellos es contrastar empíricamente si, en el contexto de la UE-15, existe una relación de equilibrio a largo plazo entre la tasa de inflación y el tipo de interés nominal mediante la aplicación de una serie de

tests de cointegración para datos de panel. El segundo objetivo es comprobar, en caso de que se produzca dicha relación de equilibrio, si la misma es del de tipo uno a uno entre ambas series, tal y como establece la versión completa del efecto Fisher.

El resto del trabajo se estructura de la siguiente manera. En el apartado 2 se presenta el marco teórico relativo al efecto Fisher. En los apartados 3 y 4 se muestran los datos empleados y los resultados empíricos alcanzados, respectivamente. Finalmente, el apartado 5 muestra las conclusiones.

## 2. MARCO TEÓRICO.

Fisher (1930) postula que los cambios en la inflación esperada inducen variaciones iguales en el tipo de interés nominal en el largo plazo, de manera que el tipo de interés real *ex ante* no se ve alterado. El cumplimiento de este postulado se puede interpretar como ausencia de ilusión monetaria<sup>2</sup> por parte de los agentes económicos en el largo plazo. Formalmente, la ecuación de Fisher se puede expresar de la siguiente manera:

$$i_{t(m)} = r_{t(m)}^e + \pi_{t(m)}^e, \quad [1]$$

donde  $i_{t(m)}$  es el tipo de interés nominal de un bono emitido en el momento  $t$  para un periodo  $m$  de maduración,  $r_{t(m)}^e$  es el tipo de interés real *ex ante* y  $\pi_{t(m)}^e$  es el tasa de inflación esperada en el periodo  $t$  para  $t+m$ . Dado que la tasa de inflación esperada es una variable inobservable y, por tanto, no se puede medir directamente, muchos autores (entre los que destacan MacDonald y Murphy (1989), Mishkin (1992), Ferrer (1998), Bajo-Rubio y Esteve (1998), *inter alia*) consideran el supuesto de expectativas racionales<sup>3</sup>, de manera que la tasa de inflación esperada se obtiene como el valor de la tasa de inflación observada o realizada,  $\pi_{t(m)}$ , más un error de predicción,  $\varepsilon_t$ , tal que  $\varepsilon_t \square iid N(0, \sigma^2)$ . Teniendo en cuenta este tipo de expectativas, Ferrer (1998) y Bajo-Rubio y Esteve (1998) definen la tasa de inflación *ex ante* de la siguiente manera:

$$\pi_{t(m)}^e = \pi_{t(m)} + \varepsilon_t, \quad [2]$$

A partir de [2], la ecuación de Fisher se puede escribir como:

$$i_{t(m)} = r_{t(m)}^e + \pi_{t(m)} + \varepsilon_t, \quad [3]$$

<sup>2</sup> Se entiende por ilusión monetaria la incapacidad de los agentes económicos de trasladar en su totalidad al tipo de interés nominal las variaciones de la tasa de inflación esperada.

<sup>3</sup> En el que se asume que los agentes utilizan toda la información de forma eficiente a la hora de predecir la tasa de inflación.

La principal ventaja de la adopción del enfoque de expectativas racionales radica en que, en el largo plazo, bajo los mecanismos convencionales de formación de expectativas, éstas son correctas y, por consiguiente, la inflación observada se puede utilizar como *proxy* de la inflación esperada. Asimismo, si además se considera el supuesto de estacionariedad del tipo de interés real *ex ante*, como MacDonald y Murphy (1989), Ferrer (1998) y Bajo-Rubio y Esteve (1998), podemos contrastar la hipótesis de Fisher a partir de la siguiente ecuación:

$$i_{t(m)} = \alpha + \beta \pi_{t(m)} + \mu_t, \quad [4]$$

donde  $\alpha$  representa la media constante a largo plazo del tipo de interés real esperado;  $\beta$  es el coeficiente que mide la respuesta del tipo de interés nominal ante una variación en la tasa de inflación realizada;  $\mu_t$  denota un término de error aleatorio constituido por la suma del error de pronóstico racional de la inflación y un componente que recoge los *shocks* de carácter estacionario que afectan al tipo de interés real *ex ante*. En el ámbito que ocupa nuestro estudio, que es el de la teoría de la cointegración, la ecuación [4] recibe el nombre de regresión de cointegración,  $\alpha$  y  $\beta$  son los parámetros del vector de cointegración, que es el vector que representa la relación estable de largo plazo entre el tipo de interés nominal y la tasa de inflación, y  $\mu_t$  es el término de perturbación aleatoria de la regresión de cointegración.

El cumplimiento de la hipótesis de Fisher, en su versión más estricta, requiere que, si  $i_{t(m)}$  y  $\pi_{t(m)}$  tienen una raíz unitaria, ambas variables deben estar cointegradas con un valor de  $\beta = 1$  en la ecuación [4]. Asimismo, si ambas variables están cointegradas, pero  $\beta$  es significativamente menor que la unidad, se produce lo que se denomina como “efecto Mundell-Tobin” (Mundell, 1965; Tobin, 1965). En este caso, podemos afirmar que se cumple lo que se ha llamado en la literatura como forma débil del efecto Fisher, también denominado efecto Fisher parcial o incompleto, de manera que las variaciones de la tasa de inflación esperada se trasladan en una proporción menor a la unidad al tipo de interés nominal, debido a la existencia de ilusión monetaria también parcial. Una explicación al “efecto Mundell-Tobin” es que una inflación más alta incentiva a los agentes económicos a sustituir dinero por capital, lo que origina un aumento en los precios de los activos y una disminución en los tipos de interés reales, impidiendo así que los tipos de interés nominales suban lo suficiente como para compensar el aumento en la inflación. Si ambas variables están cointegradas y  $\beta$  es significativamente mayor que la unidad, se produce el denominado “efecto Darby”, según el cual el tipo de interés nominal es más sensible a las variaciones de la tasa de inflación de lo

que supone el efecto Fisher completo con el fin de mantener una rentabilidad real después de tener en cuenta la presencia de impuestos. Crowder y Hoffman (1996) establecen que, si se cumple la ecuación de Fisher corregida por impuestos, se obtendrá un vector de cointegración entre los tipos de interés nominales y la tasa de inflación  $\left(1, \frac{-1}{1-\tau}\right)$ , siendo  $\tau$  la tasa impositiva marginal a la que está sujeta el rendimiento nominal de los bonos.

### 3. MUESTRA Y DATOS.

La muestra utilizada en nuestro estudio comprende los 15 países de la Unión Europea antes de la ampliación realizada en 2004, esto es: Alemania, Austria, Bélgica, Dinamarca, España, Finlandia, Francia, Grecia, Holanda, Irlanda, Italia, Luxemburgo, Portugal, Reino Unido y Suecia.

Los datos que utilizamos para cada país son el tipo de interés nominal a corto plazo y la tasa de inflación. En línea con otros trabajos, tomamos como medida del tipo de interés nominal a corto plazo el tipo de interés de las Letras del Tesoro a 3 meses o, si dicho tipo no está disponible, el tipo del mercado monetario. Si ninguno de los dos tipos anteriores está disponible para el país en cuestión, se toma el tipo de los depósitos a corto plazo. En cuanto a la tasa de inflación, ésta se calcula como la tasa de variación interanual del Índice de Precios al Consumo (IPC) de cada país. Ambas variables (tipo de interés nominal y tasa de inflación) están medidas en porcentaje. La periodicidad de ambas series es trimestral y el tamaño muestral es diferente dependiendo de la variable y del país de que se trate (ver Tabla 1). La fuente de la que proceden los datos es la base *International Financial Statistics* (IFS).

**Tabla 1. Países y periodo muestral**

Países	Tipo de Interés	Inflación
<b>Alemania</b>	1957:1-2009:2	1956:1-2009:3
<b>Austria</b>	1970:1-2009:4	1959:1-2009:3
<b>Bélgica</b>	1957:1-2009:3	1956:1-2009:4
<b>Dinamarca</b>	1972:1-2009:3	1968:1-2009:3
<b>España</b>	1979:1-2009:2	1956:2-2009:3
<b>Finlandia</b>	1978:1-2009:3	1956:1-2009:3
<b>Francia</b>	1970:1-2009:3	1956:1-2009:3
<b>Grecia</b>	1983:1-2009:3	1956:1-2009:3
<b>Holanda</b>	1981:1-2009:2	1961:2-2009:4
<b>Irlanda</b>	1973:1-2009:3	1977:1-2009:3
<b>Italia</b>	1977:1-2009:3	1956:1-2009:4
<b>Luxemburgo</b>	1970:1-2009:4	1956:1-2009:4
<b>Portugal</b>	1970:1-2009:4	1956:1-2009:3
<b>Reino Unido</b>	1957:1-2009:3	1956:1-2009:3
<b>Suecia</b>	1961:1-2009:1	1956:1-2009:3

En cuanto al análisis de panel, el primer periodo del que se dispone de datos de ambas series para todos los países de la UE-15 es el primer trimestre de 1983 y el último es el primer trimestre de 2009. Por tanto, nuestro *Panel UE-15* está formado por una dimensión de 15 secciones transversales y 105 datos temporales, teniendo un total de 1.575 observaciones.

#### **4. RESULTADOS DEL ANÁLISIS EMPÍRICO.**

En este apartado tratamos de verificar, en primer lugar, la existencia de una relación de cointegración y, por tanto, de equilibrio a largo plazo entre el tipo de interés nominal y la tasa de inflación en cada uno de los países por separado y, posteriormente, contrastamos dicha relación considerando conjuntamente todos los países, con el fin de tener en cuenta también las relaciones cruzadas que puedan darse entre ellos.

#### **4.1. CONTRASTACIÓN EMPÍRICA DEL EFECTO FISHER MEDIANTE TÉCNICAS DE COINTEGRACIÓN EN SERIES TEMPORALES.**

##### **4.1.1. CONTRASTES DE RAÍCES UNITARIAS PARA SERIES TEMPORALES.**

Siguiendo el procedimiento que plantea la metodología de Johansen (1988, 1991) y Johansen y Juselius (1990, 1992), antes de llevar a cabo las pruebas de cointegración es necesario determinar el orden de integración de los procesos generadores de los datos de las variables empleadas en el análisis. Por ello, en la Tabla 2 se presentan los resultados del test propuesto por Kwiatkowski *et al.* (1992) (en adelante KPSS), cuya hipótesis nula es la estacionariedad frente a la alternativa de raíz unitaria<sup>4</sup>.

El test KPSS revela que, en términos generales, la hipótesis nula de estacionariedad puede rechazarse a todos los niveles de significación estándar, indicando que tanto el tipo de interés nominal como la tasa de inflación son series integradas de orden  $I(1)$ .

##### **4.1.2. RELACIÓN DE LARGO PLAZO: TESTS DE COINTEGRACIÓN DE JOHANSEN (1988,1991) Y JOHANSEN Y JUSELIUS (1990, 1992).**

Dado que el cumplimiento del efecto Fisher sugiere la existencia de una relación a largo plazo entre la tasa de inflación y el tipo de interés nominal y, tras haber demostrado

---

<sup>4</sup> También se han empleado otros tests de raíces unitarias como los de Dickey-Fuller (1979), Phillips y Perron (1988), Elliot *et al.* (1996) y Ng y Perron (2001), obteniendo resultados similares a los del KPSS.



previamente que ambas series son no estacionarias, a continuación aplicamos los tests de cointegración de Johansen (1988,1991) y Johansen y Juselius (1990,1992) con el fin de determinar si existe dicha relación de equilibrio entre ambas variables y, por tanto, comparten una tendencia estocástica común.

La Tabla 3 muestra los resultados de aplicar el test de la Traza ( $\lambda_{traza}$ ) y el de máximo Autovalor propio ( $\lambda_{max}$ ). Ambos tests contrastan la hipótesis nula de que no existen vectores de cointegración ( $H_0 : r = 0$ ) frente a las alternativas  $H_1 : r > 0$  y  $H_1 : r = 1$ , respectivamente.

**Tabla 2. Test de estacionariedad KPSS para la tasa de inflación y el tipo de interés nominal**

<b>Tasa de inflación</b>			
Serie	Incluye Intercepto	Incluye Tendencia	Estadístico-KPSS H <sub>0</sub> : Serie ~ I(0)
Inf_Alemania	No	Sí	0,1870 (**)
Inf_Austria	No	Sí	0,2212 (*)
Inf_Bélgica	No	Sí	0,2589 (*)
Inf_Dinamarca	No	Sí	0,1547 (**)
Inf_España	No	Sí	0,2637 (*)
Inf_Finlandia	No	Sí	0,2121 (**)
Inf_Francia	No	Sí	0,2761 (*)
Inf_Grecia	Sí	No	0,4234 (***)
Inf_Holanda	No	Sí	0,1495 (**)
Inf_Irlanda	No	Sí	0,2025 (**)
Inf_Italia	No	Sí	0,3278 (*)
Inf_Luxemburgo	No	Sí	0,2556 (*)
Inf_Portugal	Sí	No	0,4148 (***)
Inf_Reino Unido	No	Sí	0,2806 (*)
Inf_Suecia	No	Sí	0,3517 (*)

**Tabla 2. Continuación**

Serie	Tipo de interés nominal		Estadístico-KPSS H <sub>0</sub> : Serie ~ I(0)
	Incluye Intercepto	Incluye Tendencia	
Int_Alemania	Sí	No	0,2771
Int_Austria	No	Sí	0,1699 (**)
Int_Bélgica	No	Sí	0,3958 (*)
Int_Dinamarca	No	Sí	0,1801 (**)
Int_España	No	Sí	0,0794
Int_Finlandia	No	Sí	0,1234 (***)
Int_Francia	No	Sí	0,2342 (*)
Int_Grecia	No	Sí	0,1908 (**)
Int_Holanda	No	Sí	0,1281 (***)
Int_Irlanda	No	Sí	0,1448 (***)
Int_Italia	No	Sí	0,1065
Int_Luxemburgo	No	Sí	0,2079 (**)
Int_Portugal	No	Sí	0,3053 (*)
Int_Reino Unido	Sí	No	0,4048 (***)
Int_Suecia	No	Sí	0,3891 (*)

i) (\*), (\*\*) y (\*\*\*) Indican el rechazo de la hipótesis nula al nivel de significación del 1%, 5% y 10%, respectivamente.

ii) Para la selección de la amplitud de banda del estimador de la densidad espectral se emplea el procedimiento propuesto por Newey y West (1994).

iii) El estimador consistente del espectro de los residuos en frecuencia cero es el *Kernel* con ponderaciones de Bartlett.

iv) Para la inclusión de intercepto o tendencia determinista se sigue el procedimiento propuesto por Dolado *et al.* (1990) y Perron (1988).

v) Los valores críticos del estadístico vienen dados en Kwiatkowski *et al.* (1992, Tabla 1).

**Tabla 3. Análisis de cointegración de Johansen**

Serie	H <sub>0</sub> : r = 0; H <sub>1</sub> : r > 0 y H <sub>1</sub> : r = 1				
	Retardos	$\lambda_{traza}$	P-Valor	$\lambda_{máx}$	P-Valor
<b>Alemania</b>	7	19,7066	0,0595	11,2026	0,2372
<b>Austria</b>	7	7,2595	0,8801	4,9180	0,8953
<b>Bélgica</b>	7	14,2034	0,2756	12,7543	0,1463
<b>Dinamarca</b>	7	15,6409	0,1918	12,2370	0,1726
<b>España</b>	5	14,2850	0,2703	11,2812	0,2317
<b>Finlandia</b>	6	15,7890	0,1845	13,3861	0,1190
<b>Francia</b>	7	11,7230	0,4739	7,0178	0,6673
<b>Grecia</b>	2	20,1319	0,0521	17,7093 (**)	0,0257
<b>Holanda</b>	5	26,8336 (**)	0,0054	19,4096 (**)	0,0134
<b>Irlanda</b>	8	21,1302 (**)	0,0379	16,3758 (**)	0,0420
<b>Italia</b>	5	12,8719	0,3742	8,4740	0,4922
<b>Luxemburgo</b>	7	12,9540	0,3675	11,2749	0,2321
<b>Portugal</b>	5	12,6100	0,3957	8,2687	0,5159
<b>Reino Unido</b>	8	11,7096	0,4752	6,88875	0,6831
<b>Suecia</b>	7	13,5134	0,3242	10,3838	0,3007

i) (\*\*) Indica el rechazo de la hipótesis nula al 5% de significación.

ii) Los valores críticos al nivel de significación del 5%, tanto del test de la traza como del test del máximo autovalor propio, son 20,26484 y 15,89219, respectivamente.

iii) Los valores críticos vienen dados en Mackinnon *et al.* (1999).

iv) Tanto la elección del número de retardos autorregresivos como la selección de los posibles modelos alternativos para especificar el modelo de corrección de error se han basado en el criterio de Akaike.

El test  $\lambda_{traza}$  indica que la hipótesis nula de no cointegración no puede rechazarse para 13 de los 15 países, mientras que el test  $\lambda_{máx}$  indica que dicha hipótesis nula no puede rechazarse para 12 de los 15 países. Estos resultados sugieren que, en términos generales, no existe una relación de equilibrio a largo plazo entre el tipo de interés nominal y la tasa de inflación para los países de la muestra, lo que es coherente con los resultados obtenidos por otros autores que emplean técnicas de cointegración para series de tiempo. Como señalamos en la Introducción, Westerlund (2008) argumenta que la mayor parte de los tests convencionales de cointegración para series temporales, como el expuesto anteriormente, sufren de baja potencia cuando el término de perturbación aleatoria de la relación de equilibrio presenta elevada persistencia. Por tanto, como una forma de incrementar la potencia es combinar la información de series temporales con la información de corte transversal, procedemos a continuación a contrastar el efecto Fisher mediante el empleo de distintas técnicas de cointegración para datos de panel.

## **4.2. CONTRASTACIÓN EMPÍRICA DEL EFECTO FISHER MEDIANTE TÉCNICAS DE COINTEGRACIÓN PARA DATOS DE PANEL.**

Como paso previo a la contrastación empírica de la relación de largo plazo entre las variables implicadas en la ecuación de Fisher y, al igual que en el caso de las series temporales, procedemos a estudiar el orden de integración de dichas variables, pero esta vez para el panel de datos. Así, en este apartado, empleamos cinco tests de detección de raíces unitarias para datos de panel clasificados en dos grupos. Por un lado, aquellos donde la ecuación de regresión restringe la existencia de un coeficiente común autorregresivo a todas las secciones transversales, de manera que  $\rho_i = \rho$  para todo  $i$ . Los tests de Levin *et al.* (2002) (LLC), Breitung (2000) y Hadri (2000) operan bajo esta hipótesis. Alternativamente, los tests de Im *et al.* (2003) (IPS), y los de Maddala y Wu (1999) y Choi (2001), denominados *Fisher-DFA* y *Fisher-PP*, operan considerando que  $\rho_i$  varía libremente alrededor de todas las secciones cruzadas. Todos ellos contrastan la hipótesis nula de raíz unitaria, con excepción del test de Hadri (2000) cuya hipótesis nula es la estacionariedad frente a la alternativa de raíz unitaria.

### **4.2.1. CONTRASTES DE RAÍCES UNITARIAS PARA DATOS DE PANEL.**

En la Tabla 4 se muestran los resultados de los tests de raíces unitarias y estacionariedad para el *Panel UE-15* para las series en niveles. Como se puede observar en dicha tabla, los distintos tests no llegan a resultados concluyentes sobre el rechazo de la hipótesis nula de raíz unitaria. En el caso del test de Hadri (2000), sí podemos rechazar a todos los niveles de significación la hipótesis nula de estacionariedad.

**Tabla 4. Tests de raíces unitarias para panel**

	Panel UE-15			
	Inflación		Interés Nominal	
	Tests con procesos de Raíz Unitaria Comunes			
<b>H<sub>0</sub>: Raíz Unitaria</b>	<b>Valor</b>	<b>P-Valor</b>	<b>Valor</b>	<b>P-Valor</b>
LLC (Efectos Fijos)	-1,7483	0,0402 (**)	-0,3779	0,3527
LLC (Tendencia)	0,3416	0,6337	-0,8564	0,1959
LLC	-7,7937	0,0000 (*)	-6,0500	0,0000 (*)
<b>H<sub>0</sub>: Raíz Unitaria</b>	<b>Valor</b>	<b>P-Valor</b>	<b>Valor</b>	<b>P-Valor</b>
Breitung	-2,2685	0,0116 (**)	-4,4889	0,0000 (*)
<b>H<sub>0</sub>: Estacionariedad</b>	<b>Valor</b>	<b>P-Valor</b>	<b>Valor</b>	<b>P-Valor</b>
Hadri (Efectos Fijos)	19,4122	0,0000 (*)	22,1874	0,0000 (*)
Heterocedastic Consistent Z-Stat (Efectos Fijos)	12,0390	0,0000 (*)	20,1940	0,0000 (*)
Hadri (Tendencia)	10,0288	0,0000 (*)	6,4668	0,0000 (*)
Heterocedastic Consistent Z-Stat (Tendencia)	8,6075	0,0000 (*)	4,4265	0,0000 (*)
	Tests con procesos de Raíz Unitaria Individuales			
<b>H<sub>0</sub>: Raíz Unitaria</b>	<b>Valor</b>	<b>P-Valor</b>	<b>Valor</b>	<b>P-Valor</b>
IPS (Efectos Fijos)	-5,5888	0,0000 (*)	0,6317	0,7362
IPS (Tendencia)	-5,01927	0,0000 (*)	-3,5454	0,0002 (*)
<b>H<sub>0</sub>: Raíz Unitaria</b>	<b>Valor</b>	<b>P-Valor</b>	<b>Valor</b>	<b>P-Valor</b>
DFA-Fisher (Efectos Fijos)	101,608	0,0000 (*)	18,7825	0,9444
DFA-Choi Z-Stat (Efectos Fijos)	-5,4976	0,0000 (*)	0,8583	0,8046
DFA-Fisher (Tendencia)	84,6839	0,0000 (*)	54,9625	0,0036 (*)
DFA-Choi Z-Stat (Tendencia)	-4,6600	0,0000 (*)	-3,5413	0,0002 (*)
DFA-Fisher	95,5363	0,0000 (*)	71,9752	0,0000 (*)
DFA-Choi Z-Stat	-6,4210	0,0000 (*)	-4,8728	0,0000 (*)
<b>H<sub>0</sub>: Raíz Unitaria</b>	<b>Valor</b>	<b>P-Valor</b>	<b>Valor</b>	<b>P-Valor</b>
PP-Fisher (Efectos Fijos)	102,408	0,0000 (*)	29,2646	0,5037
PP-Choi Z-Stat (Efectos Fijos)	-6,1218	0,0000 (*)	-0,2975	0,3830
PP-Fisher (Tendencia)	62,3575	0,0005 (*)	51,9902	0,0076 (*)
PP-Choi Z-Stat (Tendencia)	-3,7691	0,0001 (*)	-2,8842	0,0019 (*)
PP-Fisher	142,165	0,0000(*)	80,3414	0,0000 (*)
PP-Choi Z-Stat	-8,5406	0,0000(*)	-5,3540	0,0000(*)

i) (\*), (\*\*) y (\*\*\*) Indica el rechazo de la hipótesis nula al nivel de significación del 1%, 5% y 10%, respectivamente.

ii) Los p-valores de las pruebas de Fisher (1932) se calculan utilizando una distribución asintótica Chi-Cuadrado. Todas las demás pruebas asumen normalidad asintótica.

iii) El criterio de selección de retardos utilizado es el de Akaike.

iv) Para la selección de la amplitud de banda del estimador de la densidad espectral se emplea el procedimiento propuesto por Newey y West (1994).

v) El estimador consistente del espectro de los residuos en frecuencia cero es el *Kernel* con ponderaciones de Bartlett.

Los tests anteriores consideran especificaciones deterministas que asumen la estabilidad paramétrica. Sin embargo, el análisis de integración y de estacionariedad se encuentra fuertemente influenciado por este supuesto. Así, es posible concluir erróneamente que un panel de datos es no estacionario en varianza si no se ha tenido en cuenta la presencia de cambios estructurales. Con el fin de discernir si las conclusiones anteriores sobre la no estacionariedad de las series de tipo de interés nominal y tasa de inflación se ven alteradas por la presencia de cambios estructurales, hemos estimado el modelo de Carrion-i-Silvestre et al. (2005), el cual permite la existencia de múltiples cambios estructurales en las series, tanto en el nivel como en la tendencia. En concreto, estos autores especifican la siguiente función determinista:

$$y_{i,t} = \mu_i + \zeta_i t + \sum_{k=1}^{m_i} \theta_{i,k} DU_{i,k,t} + \sum_{k=1}^{m_i} \gamma_{i,k} DT_{i,k,t}^* + \varepsilon_{i,t}$$

donde:

$DU_{i,k,t} = 1$  para  $t > T_{b,k}^i$  y 0 en otro caso, siendo  $T_{b,k}^i$  la  $k$ -ésima ( $k=1, \dots, m_i$ ) fecha de ruptura del individuo  $i$ .

$DT_{i,k,t}^* = t - T_{b,k}^i$  para  $t > T_{b,k}^i$  y 0 en otro caso.

El modelo anterior incluye, además de los efectos individuales y temporales, la posibilidad de cambios estructurales que produzcan un cambio en la media y un cambio en la tendencia. El estadístico de prueba es un contraste LM y constituye una generalización del test de Hadri (2000). Los resultados del test de Carrion-i-Silvestre *et al.* (2005), expuestos en la Tabla 5, corroboran nuestras conclusiones anteriores sobre la no estacionariedad del tipo de interés y la tasa de inflación para nuestro panel de países de la UE-15.

**Tabla 5. Test de estacionariedad para panel con cambios estructurales de Carrion-i-Silvestre et al. (2005)**

	Estadístico(p-value) H <sub>0</sub> : Estacionariedad	Valores críticos por bootstrap	
		10%	5%
Tipo de interés	5.677 (0.000)	3.235	4.777
Tasa de inflación	3.395 (0.000)	2.446	3.300

El número de puntos de ruptura se estima a partir del procedimiento de Bai y Perron (1998), permitiendo un máximo de 5. La varianza a largo plazo se estima utilizando la ventana espectral de Bartlett, con el procedimiento de ancho de banda de Sul *et al.* (2005). La distribución bootstrap está basada en 2.000 iteraciones.

#### 4.2.2. TESTS DE COINTEGRACIÓN CON DATOS DE PANEL.

#### **4.2.2.1. TESTS DE COINTEGRACIÓN CON DATOS DE PANEL BASADOS EN LA INDEPENDENCIA ENTRE LAS UNIDADES DE LAS SECCIONES TRANSVERSALES.**

Una vez comprobado que el tipo de interés nominal y la tasa de inflación son  $I(1)$ , a partir del panel de datos de la UE-15 y utilizando la información transversal que existe entre los diferentes grupos de países considerados en nuestro estudio, comprobamos si podemos hallar una relación de equilibrio a largo plazo entre estas dos variables. Para ello utilizamos los tests de cointegración para datos de panel propuestos por Pedroni (1999, 2004), Kao (1999) y Maddala y Wu (1999). Los resultados se muestran en la Tabla 6.

Como puede observarse en la Tabla 6, todos los tests rechazan la hipótesis nula de no cointegración. Este resultado es importante debido a que, a diferencia de las pruebas de cointegración realizadas país a país, muestra que existe una relación de equilibrio a largo plazo entre las variables implicadas en la ecuación de Fisher. No obstante, dado que los tests anteriores asumen independencia entre las secciones transversales, estos resultados pueden ser poco fiables si no se cumple tal hipótesis. O'Connell (1998) y Banerjee *et al.* (2003, 2005) demuestran que, cuando no se verifica esta propiedad de independencia entre las secciones cruzadas, existe una tendencia hacia el rechazo de la hipótesis nula de no cointegración, provocando una distorsión al alza del tamaño de los contrastes. En nuestro caso, existen motivos para creer que los datos no tienen independencia entre las secciones cruzadas. Uno de ellos es el hecho de que la tasa de inflación pueda estar correlacionada entre países debido a los *shocks* comunes del petróleo. Otro puede ser el hecho de que el tipo de interés pueda estar correlacionado entre países debido a las fuertes conexiones comunes entre los mercados financieros de las economías de la UE. Con el fin de verificar la existencia de esta dependencia transversal, hemos aplicado los tests de Breusch-Pagan (1980) y Pesaran (2004). Los resultados de estos tests, mostrados en la Tabla 7, rechazan la hipótesis nula de independencia entre las secciones cruzadas.

**Tabla 6. Tests de cointegración para panel**

PANEL UE-15				
Test	Estadístico	P-valor	Estadístico Weighted	P-valor
<b>PEDRONI (1999, 2004)</b>				
<b>Dimensión within</b>				
Panel V	1,9081	0,0282 (**)	2,3312	0,0099 (*)
Panel rho	-3,9721	0,0000 (*)	-3,4266	0,0003 (*)
Panel PP	-4,3251	0,0000 (*)	-3,7660	0,0001 (*)
Panel ADF	-2,6415	0,0041 (*)	-2,6594	0,0039 (*)
<b>Dimensión between</b>				
Grupo rho	-1,4873	0,0685 (***)	—	—
Grupo PP	-2,6219	0,0044 (*)	—	—
Grupo ADF	-2,0634	0,0195 (**)	—	—
<b>KAO (1999)</b>				
<b>ADF</b>	-1,3272	0,0922 (***)	—	—
<b>MADDALA Y WU (1999)</b>				
<b>Fisher/Johansen</b>				
$\lambda_{\text{traza}}$	99,0200	0,0000 (*)	—	—
$\lambda_{\text{máx}}$	89,0500	0,0000 (*)	—	—

i) (\*), (\*\*) y (\*\*\*) Indica el rechazo de la hipótesis nula al nivel de significación del 1%, 5% y 10%, respectivamente.

ii) Los p-Valores de las pruebas de Fisher/Johansen se calculan utilizando una distribución asintótica Chi-Cuadrado. Todas las demás pruebas asumen normalidad asintótica.

iii) El criterio de selección de retardos utilizado es el de Akaike.

iv) Para la selección de la amplitud de banda del estimador de la densidad espectral se emplea el procedimiento propuesto por Newey y West (1994).

v) El estimador consistente del espectro de los residuos en frecuencia cero es el *Kernel* con ponderaciones de Bartlett.

**Tabla 7. Tests de dependencia entre las secciones cruzadas**

PANEL UE-15		
H <sub>0</sub> : Independencia entre las secciones cruzadas		
Tests	Estadístico	P-Valor
Breusch-Pagan (1980)	268,6484	0,0000
Pesaran (2004)	57,6266	0,0000

El p-valor del contraste Breusch-Pagan (1980) está basado en una distribución asintótica Chi-Cuadrado, mientras que el contraste de Pesaran (2004) asume normalidad asintótica.

A continuación, se presentan los resultados obtenidos con dos tests de cointegración para datos de panel alternativos recientemente desarrollados por Westerlund (2008), que tienen la virtud de no imponer la independencia entre las unidades transversales y, además, presentan mejores propiedades de tamaño y potencia que los tests de cointegración convencionales para datos de panel (Pedroni, 1999, 2004).

#### 4.2.2.2. TESTS DE COINTEGRACIÓN CON DATOS DE PANEL BASADOS EN LA DEPENDENCIA ENTRE LAS UNIDADES DE LAS SECCIONES TRANSVERSALES.

Utilizando los tests de cointegración de Westerlund (2008), denominados  $DH_p$  y  $DH_g$ , los cuales pueden aplicarse bajo el supuesto de dependencia entre las secciones cruzadas en el panel, se obtiene que podemos rechazar al 1% la hipótesis nula de no cointegración en el panel UE-15 (ver Tabla 8).

**Tabla 8. Tests de cointegración para panel de Westerlund (2008)**

PANEL UE-15		
H <sub>0</sub> : Raíz Unitaria en los residuos (no cointegración)		
Tests	Estadístico	P-Valor
DH <sub>p</sub>	102,144	0,0000
DH <sub>g</sub>	129,033	0,0000

i) Todos los tests se realizan considerando una constante (Westerlund, 2008).

ii) Para la selección del ancho de banda se utiliza el procedimiento de Newey y West (1994).

iii) Los p-valores están basados en una distribución asintótica normal.

Por lo tanto, los resultados muestran que, tomando el conjunto de países de la UE-15, existe evidencia de una relación estable a largo plazo entre el tipo de interés nominal y la tasa de inflación. Una vez que las variables cointegran es interesante estimar el coeficiente de la pendiente,  $\beta$ , en la ecuación [4] con el fin de, posteriormente, inferir si la hipótesis de Fisher se cumple en su forma más estricta, esto es, si  $\beta = 1$  o, por el contrario, en su forma más débil, es decir si  $\beta < 1$ <sup>5</sup>.

#### 4.3. ESTIMACIÓN DEL PARÁMETRO DE COINTEGRACIÓN PARA EL PANEL.

Kao y Chiang (2000), mediante simulaciones de Monte Carlo, estudian las propiedades asintóticas de la estimación por mínimos cuadrados ordinarios (MCO), *fully modified ordinary least squares (FMOLS)* y *dynamic ordinary least squares (DOLS)* en modelos de regresión de cointegración con datos de panel y obtienen que el estimador *DOLS* tiene mejores propiedades que los métodos alternativos, *FMOLS* y MCO, tanto en paneles homogéneos como heterogéneos. Siguiendo a Kao y Chiang (2000), procedemos a estimar  $\beta$

<sup>5</sup> Con el fin de discernir si las conclusiones anteriores sobre la cointegración en panel entre el tipo de interés nominal y la tasa de inflación se ven alteradas por la presencia de cambios estructurales, hemos estimado el modelo de Banerjee y Carrion-i-Silvestre (2006), permitiendo la existencia de dichos cambios estructurales en el nivel y/o en el propio vector de cointegración, así como la dependencia entre las secciones cruzadas. Los resultados (no tabulados) rechazan, para todas las especificaciones, la hipótesis nula de no cointegración entre ambas series, corroborando, por tanto, los resultados de los tests de Westerlund (2008).



por el procedimiento *DOLS*<sup>6</sup>, y contrastamos adicionalmente la hipótesis nula  $\beta = 1$  frente a la alternativa  $\beta \neq 1$ . La Tabla 9 muestra que no podemos rechazar al 5% de significación la hipótesis nula  $\beta = 1$ , lo que implica el cumplimiento del efecto Fisher en su versión más estricta. Estos resultados son consistentes con los obtenidos por Westerlund (2008) para un panel de veinte países de la OCDE en el periodo 1980-2004.

**Tabla 9. Estimación del parámetro de cointegración para el panel UE-15**

PANEL UE-15		
	$\hat{\beta}$	p-valor ( $H_0 : \beta = 1$ )
DOLS	0,9728	0,0919

El DOLS se basa en 2 retardos y 2 adelantos.

## 5. CONCLUSIONES.

Los estudios empíricos previos sugieren que el efecto Fisher, estudiado a partir de una relación de cointegración entre la tasa de inflación y el tipo de interés nominal, no se cumple en muchos casos. Westerlund (2008) sostiene que las actuales pruebas empíricas basadas en la metodología de la cointegración tendientes a contrastar el efecto Fisher son imperfectas o deficientes en, al menos, dos aspectos que pueden, en parte, explicar los resultados contradictorios obtenidos con anterioridad. Uno de los problemas es que la mayoría de los estudios que emplean métodos diseñados para probar la hipótesis nula de no cointegración sufren de baja potencia cuando, bajo la hipótesis alternativa, el término de error de la relación de equilibrio presenta elevada persistencia. En el caso del efecto Fisher, tal y como señalan Evans y Lewis (1995), esta crítica es importante porque el error de predicción de la tasa de inflación puede ser altamente persistente, especialmente debido a que se suele reemplazar la inflación esperada por la inflación real. Cuando se lleva a cabo esta sustitución en la ecuación de Fisher, se pueden generar patrones de correlación serial en los residuos parecidos a los de un paseo aleatorio. Por tanto, al aplicar tests de cointegración para verificar el cumplimiento del efecto Fisher basados únicamente en series temporales hay más probabilidad de no rechazar la hipótesis nula de no cointegración. El segundo de los problemas relacionado con el incumplimiento de la hipótesis de Fisher es que la mayoría de estudios han empleado un conjunto de datos relativamente pequeño, normalmente no más de 50 observaciones anuales para un sólo país. Este pequeño tamaño muestral es consecuencia de que la mayoría de los

<sup>6</sup> Dado que el método DOLS es sensible a la elección del número de retardos y adelantos (*leads and lags*), hemos analizado la sensibilidad de los resultados a la elección de otro número de retardos y adelantos, obteniendo resultados similares a los reportados en la Tabla 9.

estudios previos dirigidos a probar la relación de Fisher lo hacen país por país, aplicándose los tests convencionales de cointegración a cada país por separado, y obviando la información contenida en la dimensión transversal o de sección cruzada.

En el presente estudio investigamos el efecto Fisher usando un panel de datos trimestrales para el periodo 1983:1-2009:1 constituido por los quince países de la Unión Europea antes de la ampliación de 2004. Los resultados preliminares sugieren que tanto la inflación como los tipos de interés nominales exhiben características que son comunes entre países y que es necesario permitir la dependencia entre las secciones transversales (países). Sin embargo, esta asignación invalida la inferencia sobre las pruebas convencionales de cointegración para datos de panel (Pedroni, 1999, 2004; Kao, 1999), que se basan fundamentalmente en el supuesto de que las unidades transversales son independientes unas de otras.

Con el fin de solventar esta dificultad, empleamos dos tests de cointegración para datos de panel, basados en el principio *Durbin-Hausman*, desarrollados por Westerlund (2008) que, a diferencia de los anteriores, sí asumen la dependencia entre las secciones transversales. Nuestros resultados revelan que la hipótesis nula de no cointegración no puede ser rechazada cuando se utilizan datos sobre cada uno de los países considerados individualmente. Sin embargo, ponemos de manifiesto que, cuando se emplean tests de cointegración para datos de panel, no se rechaza la existencia de una relación de equilibrio a largo plazo entre la tasa de inflación y el tipo de interés nominal, siendo dicha relación del tipo uno a uno, tal y como postula la versión estricta del efecto Fisher. Este resultado tiene importantes implicaciones para la política monetaria. El Banco Central Europeo tiene como objetivo estabilizar la tasa de inflación a medio y largo plazo, para lo cual resulta necesario conocer las expectativas de inflación de los agentes económicos. Así, si se cumple el efecto Fisher como en nuestro caso, los tipos de interés nominales serán predictores de las expectativas de inflación y, por consiguiente, pueden ser utilizados por las autoridades de política monetaria como indicadores a la hora de fijar los objetivos de inflación a largo plazo.

## Bibliografía

- [1] Atkins F.J., y Serletis, A. (2003): “Bounds tests of the Gibson paradox and the Fisher effect: evidence from low frequency international data,” *The Manchester School*, 71, 673-679.
- [2] Bai, J. y P. Perron (1998): Estimating and testing linear models with multiple structural changes, *Econometrica*, 66, 47-78.
- [3] Bajo-Rubio, O. y Esteve, V. (1998): ¿Existe un efecto Fisher en el largo plazo? Evidencia para la economía española: 1962-1996. *Revista de Economía Española*, 15, 149-166.
- [4] Banerjee, A; Marcellino, M. y Osbat, C. (2003): Some cautions on the use of panel methods for integrated series of macro-economic data. Working Paper, European University Institute, Italy.
- [5] Banerjee, A. y Carrion-i-Silvestre, J.L. (2006): Cointegration in panel data with breaks and cross-section dependence, Working paper, European University Institute, Department of Economics, nº 2006/5.
- [6] Banerjee, A; Marcellino, M. y Osbat, C. (2005): Testing for PPP: Should we use panel methods? *Empirical Economics*, 30, 77-91.
- [7] Breitung, J. (2000): *The Local Power of Some Unit Root Tests for Panel Data*. En B. Baltagi (ed.), *Advances in Econometrics*, Vol.15: Nonstationary Panels, Panel Cointegration, and Dynamic Panels, Amsterdam: JAI Press, 161-178.
- [8] Breusch, T.S, and Pagan, A.R. (1980): The Lagrange Multiplier Test and its Application to Model Specification in Econometrics. *Review of Economic Studies*, 47, 239-53.
- [9] Carrion-i-Silvestre, J.L., Del Barrio-Castro, T. y López-Bazo, E. (2005): Breaking the panels: An application to the GDP per capita. *Econometrics Journal*, 8, 159-175.
- [10] Choi, I. (2001): Unit Root Test for Panel Data. *Journal of International Money and Finance*, 20, 249-272
- [11] Crowder, W. y Hoffman, D. (1996): The long-run relationship between nominal interest rates and inflation: the Fisher equation revisited. *Journal of Money, Credit and Banking*, 28, 102-118.
- [12] Darby, M. R. (1975): The financial and tax effects of monetary policy on interest rates. *Economic Inquiry*, 13, 266-276.

- [13] Dickey, D. A. y Fuller, W. A. (1979): Distribution of the estimators for autoregressive times series with a unit root. *Journal of the American Statistical Association*, 74, 427-431.
- [14] Dolado, J; Jenkinson, T. y Sosvilla-Rivero, S. (1990): Cointegration and Unit Roots. *Journal of Economics Surveys*, 4, 247-273.
- [15] Elliott, G; Rothenberg T. J. y Stock, J. H. (1996): Efficient Tests for an Autoregressive Unit Root. *Econometrica*, 64, 813-836.
- [16] Engsted, T. (1995): Does the long-term interest rate predict future inflation? *Review of Economics and Statistics*, 77, 42-54.
- [17] Evans, M. D. D. y Lewis, K. K. (1995): Do expected shifts in inflation affect estimates of the long-run Fisher relation? *Journal of Finance*, 50, 225-253.
- [18] Ferrer, R. (1998): Evidencia empírica de la hipótesis de Fisher en el mercado español. *Revista Europea de Dirección y Economía de la Empresa*, Vol. 7, 1, 135-148.
- [19] Fisher, I. (1930): The theory of interest. New York.
- [20] Fisher, R. A. (1932): *Statistical Methods for Research Workers*, 4<sup>th</sup> Edition, Edinburgh: Olliver & Boyd.
- [21] Granger, C. W. J. y Newbold, P. (1974): Spurious regression in econometrics. *Journal of Econometrics*, 2, 111-120.
- [22] Hadri, K. (2000): Testing for Stationarity in Heterogeneous Panel Data. *Econometric Journal*, 3, 148-161.
- [23] Im, K. S; Pesaran, M.H. y Shin, Y. (2003): Testing for Unit Roots in Heterogeneous Panels. *Journal of Econometrics*, 115, 53-74.
- [24] Johansen, S. (1988): Statistical analysis of cointegration vectors. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12, 231-254.
- [25] Johansen, S. (1991): Estimation and hypothesis testing of cointegrating vectors in gaussian vector autoregressive models. *Econometrica*, 59, 1551-1580.
- [26] Johansen, S. y Juselius, K. (1990): Maximum likelihood estimation and inference on cointegration, with applications to the demand for money. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 52, 169-210.
- [27] Johansen, S. y Juselius, K. (1992): Testing structural hypotheses in a multivariate cointegration analysis of the PPP and the UIP for UK. *Journal of Econometrics*, 53, 211-244.
- [28] Kao, C. (1999): Spurious Regression and Residual-Based Test for Cointegration in Panel Data. *Journal of Econometrics*, 90, 1-44.

- [29] Kao, C. y Chiang, M. H. (2000): On the estimation and inference of a cointegrated regression in panel data. *Nonstationary Panels, Panel Cointegration and Dynamic Panels*, 15 179-222.
- [30] Koustas, Z. y Serletis, A. (1999): On the Fisher effect. *Journal of Monetary Economics*, 44, 105-130.
- [31] Kwiatkowski, D., Phillips, P. C. B., Schmidt, P. y Shin, S. (1992): Testing the null hypothesis of stationarity against the alternative of a unit root. *Journal of Econometrics*, 54, 159-178.
- [32] Levin, A; C. F. Lin, y Chu (2002): Unit Root Tests in Panel Data: Asymptotic and Finite-Sample Properties. *Journal of Econometrics*, 108, 1-24.
- [33] MacDonald, R. y Murphy, P. D. (1989): Testing for the long-run relationship between interest rates and inflation using cointegration techniques. *Applied Economics*, 21, 439-447.
- [34] MacKinnon, J. G., A.A. Haug, y L. Michelis (1999): Numerical Distribution Functions of Likelihood Ratio Tests for Cointegration. *Journal of Applied Econometrics*, 14, 563-577.
- [35] Maddala, G.S y Wu. S (1999): A Comparative Study of Unit Root Tests with Panel Data and a New Simple Test. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 61, 631-52.
- [36] Mishkin, F. S. (1992): Is the Fisher effect for real? A re-examination of the relationship between inflation and interest rates. *Journal of Monetary Economics*, 30, 195-215.
- [37] Mundell, R. (1965): Growth, stability and inflationary finance”, *Journal of Political Economy*, 73, 97-109.
- [38] Newey, W. K. y K.D. West (1994): Automatic Lag Selection in Covariance Matrix Estimation, *Review of Economic Studies*, 61, 631-653.
- [39] Ng, S. y P.Perron (2001): Lag Length Selection and the Construction of Unit Root Tests with Good Size and Power, *Econometrica*, 69, 1519-1554.
- [40] O’Connell, P.G. J. (1998): The overvaluation of purchasing power parity, *Journal of International Economics*, 44, 1-19.
- [41] Pedroni, P. (1999). “Critical Values for Cointegration Tests in Heterogeneous Panels with Multiple Regressors,” *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 61, 653–70.
- [42] Pedroni, P. (2004). “Panel Cointegration; Asymptotic and Finite Sample Properties of Pooled Time Series Tests with an Application to the PPP Hypothesis,” *Econometric Theory*, 20, 597–625.

- [43] Perron, P. (1988): Trends and random walks in macroeconomic time series: Further evidence from a new approach. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12, 297-332.
- [44] Pesaran, M.H. (2004): General diagnostic tests for cross section dependence in panels. *Cambridge Working Papers in Economics* 0435, Faculty of Economics, University of Cambridge.
- [45] Phillips, P. C. B. y Perron, P. (1988): Testing for a unit root in time series regression. *Biometrika*, 75, 335-346.
- [46] Rapach, D.E. (2003), "International evidence on the long run impact of inflation," *Journal of Money, Credit, and Banking*, 35, 23–48.
- [47] Sul, D., P.C .B. Phillips y C. Y. Choi (2005): "Prewhitening bias in HAC estimation", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, Special Issue, 61, 631-652.
- [48] Tobin, J. (1965): Money and economic growth. *Econometrica*, 36, 671-684.
- [49] Westerlund, J. (2008): Panel Cointegration Tests of the Fisher Effect. *Journal of Applied Econometrics*, 23, 193-233.