

¿Existe un efecto Fisher en el largo plazo? Evidencia para la economía española, 1962-1996*

Óscar Bajo

Universidad Pública de Navarra.

Vicente Esteve

Universitat de València.

Recibido: mayo de 1998

Aceptado: julio de 1998

Resumen

En este trabajo se contrasta empíricamente el cumplimiento del efecto Fisher a largo plazo para el caso español, utilizando datos trimestrales para el período 1962-1996. Para ello se utilizan nuevas técnicas de raíces unitarias y cointegración, donde se tiene en cuenta explícitamente la presencia de posibles cambios estructurales en la tendencia de las series. Los resultados son favorables a la existencia de un efecto Fisher parcial en el largo plazo, con una transmisión al tipo de interés nominal de aproximadamente un tercio por cada punto de incremento en la tasa de inflación.

Palabras clave: tipos de interés, inflación, efecto Fisher a largo plazo, cointegración.

Clasificación JEL: E31, E43.

Abstract. *Is there a Fisher effect in the long-run? Evidence for the Spanish economy, 1962-1996*

In this paper we provide an empirical test of the long-run Fisher effect for the Spanish case, using quarterly data for the period 1962-1996. To this end, we make use of some new techniques on unit roots and cointegration, where the presence of possible structural changes in the trend of the series is explicitly considered. The results indicate the existence of a partial Fisher effect in the long-run, with a transmission to the nominal interest rate of roughly one third for each point increase in the inflation rate.

Key words: interest rates, inflation, long-run Fisher effect, cointegration.

JEL Classification: E31, E43.

* Los autores agradecen la financiación recibida a través de los proyectos del Plan Nacional de I+D, PB94-0425 (Óscar Bajo) y PB94-0955-CO2-01 (Vicente Esteve). La presente versión se ha beneficiado de los comentarios de dos evaluadores anónimos y del co-editor de la *Revista Española de Economía*, Juan J. Dolado. Los autores agradecen asimismo la hospitalidad del Instituto de Economía Internacional de la Universitat de València, y de FEDEA, respectivamente donde se llevaron a cabo distintas partes de la investigación que dio lugar a este trabajo.

1. Introducción

El contraste empírico del denominado «efecto Fisher» constituye un tema recurrente dentro de los estudios de economía monetaria y financiera. En efecto, el mayor o menor grado en que los tipos de interés nominales incorporan la evolución esperada de la tasa de inflación, sin afectar al tipo de interés real, es importante de cara a diversas cuestiones relevantes para la teoría y la política económicas. Así, por ejemplo, el cumplimiento del efecto Fisher permitiría la superneutralidad del dinero, significaría que el tipo de interés nominal sería un buen predictor de la inflación futura y un mal indicador del carácter de la política monetaria seguida, y sería necesario para la validez del modelo de valoración de activos financieros basado en el consumo (CCAPM) (Haliassos y Tobin, 1990; Rose, 1988).

La hipótesis se remonta a la aportación original de Fisher (1930), quien realizó asimismo su primera validación empírica. A este respecto, es importante recordar que los resultados obtenidos por el propio Fisher indicaban un cumplimiento solamente parcial de la hipótesis asociada con su nombre, pues los tipos de interés nominales respondían a las variaciones de la tasa de inflación en el sentido indicado por la teoría, pero en menor proporción y con un notable retraso. Además, Fisher señalaba como causa última de sus resultados la existencia de ilusión monetaria por parte de los agentes, esto es, su incapacidad para distinguir entre cambios en valores nominales y cambios en valores reales de las variables económicas.¹

Sin embargo, va a ser a partir del influyente trabajo de Fama (1975), y coincidiendo con el desarrollo del concepto de expectativas racionales, cuando el contraste del efecto Fisher va a ocupar un lugar destacado en la agenda de los investigadores. Como señala este autor, la evidencia empírica obtenida por Fisher no sería realmente coherente con la hipótesis de un mercado financiero eficiente, esto es, aquél en el que los agentes utilizan óptimamente toda la información disponible a la hora de fijar los precios (Fama, 1975: 269). Así, según Fama, no se rechazaría la hipótesis de que el rendimiento real esperado de los bonos del Tesoro americano durante el período 1953-1971 habría sido constante, de manera que el mercado de bonos habría sido eficiente. Estos resultados, que equivalían a confirmar la versión más extrema de la hipótesis de Fisher, generaron una notable polémica y dieron lugar a una serie de trabajos que pusieron en cuestión los hallazgos iniciales de Fama [véanse las referencias en Haliassos y Tobin (1990)].

Posteriormente, la aparición de la literatura sobre cointegración y raíces unitarias va a significar un nuevo salto cualitativo para el contraste empírico del efecto Fisher. Si el tipo de interés nominal y la tasa de inflación contienen tendencias estocásticas (o, lo que es lo mismo, poseen una raíz unitaria), los contrastes de la hipótesis de Fisher realizados hasta entonces serían el resultado de regresiones espúreas en el sentido de Granger y Newbold (1974).

El primer trabajo que aplicó los contrastes de raíz unitaria a las series de tipo de interés nominal e inflación, de nuevo para el caso americano, fue el de Rose (1988), concluyendo que, si bien el tipo de interés nominal sí poseía una raíz unitaria, la tasa de inflación habría sido estacionaria, de manera que el tipo de interés real no sería estacionario. Sin embargo, los resultados anteriores van a ser criticados por Mishkin (1992), quien, aplicando unos valores críticos diferentes a los utilizados por Rose, obtiene que la tasa de inflación americana sería no estacionaria y estaría cointegrada con el tipo de interés nominal, lo que significaría el cumplimiento del efecto Fisher en el largo plazo, no rechazándose además la hipótesis de un coeficiente unitario en la regresión de cointegración (esto es, que el efecto Fisher en el largo plazo habría sido completo). No obstante, y a pesar de la indudable aportación que ha supuesto el empleo de las técnicas de cointegración, la evidencia empírica acerca del cumplimiento del efecto Fisher sigue produciendo resultados a veces un tanto dispares, como lo muestran, entre otros, los trabajos de MacDonald y Murphy (1989), Bonham (1991), Moazzami (1991), Peláez (1995) o Crowder (1997).

Por lo que respecta al caso español, existen contrastes indirectos de la hipótesis de Fisher en el marco de estimaciones de ecuaciones para los tipos de interés nominales, que incluyen la tasa de inflación como uno de sus factores explicativos: mientras Mauleón (1987), que utiliza datos trimestrales para el período 1973-1985, no obtiene un efecto significativo, Esteve y Tamarit (1996) sí lo encuentran con datos anuales para el período 1964-1993, aunque con un coeficiente de 0,36-0,37 en el largo plazo (notablemente inferior a la unidad, lo que sería compatible con la existencia de un efecto Fisher parcial). Un trabajo dirigido explícitamente al contraste del efecto Fisher es el de Aznar y Nieves (1995), quienes utilizan datos mensuales para el período 1990-94 y concluyen que «no sólo debe rechazarse el efecto Fisher en la economía española en el período 1990:1-1994:12, sino también el que la tasa de inflación tenga algún efecto sobre el tipo de interés nominal» (p. 301).

Sin embargo, la brevedad del período considerado por Aznar y Nieves (apenas cinco años), invita a un nuevo examen del efecto Fisher utilizando una muestra más larga, puesto que, en la aportación original de Fisher, es éste un fenómeno inherentemente ligado al largo plazo [véanse, por ejemplo, las consideraciones de Mishkin (1992: 213)]. Por otra parte, si se toma un período suficientemente largo, cabe la posibilidad de que las series analizadas estén sometidas a cambios estructurales en su tendencia, lo que dificultaría la aplicación de los contrastes de raíces unitarias. Es por tal motivo que en este trabajo contrastamos explícitamente la presencia de posibles cambios estructurales en la tendencia de las series, en la línea del trabajo de García y Perron (1996).

Así pues, nuestro objetivo en este trabajo va a ser contrastar empíricamente el cumplimiento del efecto Fisher para el caso español, utilizando datos trimestrales para el período 1962-1996. En la sección 2 se presenta el marco teórico, los resultados empíricos aparecen en la sección 3, y las principales conclusiones se resumen en la sección 4.

1. De hecho, Fisher consideraba que la variación de los precios y sus efectos sobre el nivel acumulado de la deuda constituían el principal mecanismo generador de fluctuaciones económicas; véase Tobin (1987).

2. Marco teórico

El punto de partida será la conocida ecuación de Fisher, según la cual el tipo de interés nominal puede descomponerse en dos partes, el tipo de interés real *ex-ante* y la tasa esperada de inflación:

$$i_t = r_t^e + \pi_t^e \quad [1]$$

donde i_t es el tipo de interés nominal de un activo emitido en el período t , r_t^e es el tipo de interés real *ex-ante* y π_t^e es la tasa de inflación esperada en $t-1$ para el período siguiente. Actuando en su propio beneficio, los prestamistas requerirían un tipo de interés nominal que les compensara de la pérdida de poder adquisitivo que pudieran experimentar durante el período de vida del préstamo, la cual vendría aproximada por la tasa de inflación esperada. En ausencia de ilusión monetaria², un cambio en la tasa esperada de inflación debería entonces repercutirse íntegramente en el tipo de interés nominal, de manera que el tipo de interés real *ex-ante* fuera aproximadamente constante a largo plazo.

Así pues, la hipótesis de Fisher podría contrastarse a partir de la siguiente ecuación:

$$i_t = \alpha + \beta \pi_t^e \quad [2]$$

donde la constante α aproximaría el tipo de interés real *ex-ante*, y el no rechazo de la hipótesis nula $\beta = 1$ indicaría la existencia de un efecto Fisher completo. Si suponemos además que las expectativas son racionales, la tasa esperada de inflación coincidiría con la efectivamente registrada, π_t , salvo por un error aleatorio de predicción ε_t :

$$\pi_t^e = \pi_t + \varepsilon_t \quad [3]$$

por lo que, sustituyendo [3] en [2] tendríamos:

$$i_t = \alpha + \beta \pi_t + \eta_t \quad [4]$$

donde $\eta_t = \beta \varepsilon_t$.

2. Es importante tener en cuenta que, aunque habitualmente se considera que la presencia de un cierto grado de ilusión monetaria sería una condición necesaria para que no se produzca un efecto Fisher completo, en realidad no sería una condición necesaria sino suficiente. En efecto, sería posible imaginar una situación en que los prestamistas no sufrieran ilusión monetaria alguna y, sin embargo, fueran incapaces de trasladar íntegramente a los tipos de interés nominales las variaciones esperadas de la tasa de inflación (por falta de poder de mercado, consideraciones estratégicas, etc.); un argumento análogo se aplicaría a las decisiones de oferta de trabajo en modelos macroeconómicos de tipo keynesiano: el hecho de que no se trasladen en su totalidad a los salarios las variaciones de los precios no significa necesariamente que los trabajadores padezcan ilusión monetaria, ya que podría ocurrir que las condiciones actuales del mercado de trabajo les impidieran hacerlo (Bajo y Monés, 1998). Así pues, aunque mantendremos en el resto de la sección el término más común de «ilusión monetaria», en realidad estaremos haciendo referencia a la situación en que los prestamistas no trasladan íntegramente a los tipos de interés nominales los movimientos de la tasa de inflación esperada (bien porque sufran estrictamente de ilusión monetaria, o bien porque, aun no padeciéndola, decidan no hacerlo por cualquier otro motivo).

Como la innovación ε_t (y, por tanto, η_t) es estacionaria³, el cumplimiento del efecto Fisher requiere que, si i_t y π_t , contienen una raíz unitaria, ambas variables deberán estar cointegradas. En particular, un coeficiente β no significativamente distinto de la unidad en la regresión de cointegración [4] indicaría la existencia de un efecto Fisher completo, de manera que $i_t - \pi_t$, sería estacionario. Nótese además que, por definición:

$$r_t = i_t - \pi_t \quad [5]$$

donde r_t es el tipo de interés real *ex-post*; y sustituyendo [1] y [3] en [5]:

$$r_t = r_t^e + \varepsilon_t \quad [6]$$

es decir, que, dado el supuesto de expectativas racionales, los tipos de interés reales *ex-ante* y *ex-post* difieren solamente por un término aleatorio y estacionario, por lo que la estacionariedad del primero (que es una variable no observable) implica la estacionariedad del segundo (que sí es una variable observable).

Sin embargo, podría ocurrir que, en la ecuación [4], el tipo de interés nominal y la tasa de inflación estuvieran cointegrados pero el coeficiente β estimado fuera significativamente distinto de la unidad, en cuyo caso $i_t - \beta \pi_t$ sería estacionario y $r_t = i_t - \pi_t$ sería $I(1)$; en particular, un coeficiente β significativamente menor que la unidad indicaría la existencia de un efecto Fisher parcial. De esta manera, la presencia de una tendencia estocástica en los tipos de interés nominal y real indicaría que el tipo de interés nominal se mueve en el mismo sentido que la tasa de inflación, pero en una proporción inferior (Moazzami, 1991). Por otra parte, el caso anterior equivaldría a la existencia de ilusión monetaria parcial, de manera que podría estimarse una ecuación como:

$$r_t = i_t - \pi_t = (\alpha + \beta \pi_t + \eta_t) - \pi_t,$$

o bien:

$$r_t = \alpha' + \beta' \pi_t + \eta_t \quad [7]$$

donde $\alpha' = \alpha$, $\beta' = \beta - 1$, y, suponiendo que π_t fuera $I(1)$, resultará que r_t y π_t estarán cointegrados y $r_t - \beta' \pi_t$ será estacionario. Y, puesto que una combinación lineal de series $I(0)$ será también $I(0)$, $(i_t - \beta \pi_t) - (r_t - \beta' \pi_t) = i_t - r_t - \pi_t$ será estacionario (Owen, 1993).

Ahora bien, si el coeficiente β estimado en [4] no fuera significativamente distinto de cero, entonces el coeficiente β' estimado en [7] no sería significativamente distinto de -1 . En este caso, el efecto Fisher no se verificaría y la ilusión monetaria sería total, ya que los prestamistas no trasladarían al tipo de interés nominal las variaciones registradas en la tasa de inflación esperada, las cuales se

3. Nótese que el error ε_t sería estacionario incluso relajando el supuesto de expectativas racionales, si bien en tal caso no tendría por qué ser necesariamente ruido blanco.

reflejarían íntegramente en el tipo de interés real *ex-ante*. Así pues, r_t y π_t serían $I(1)$ y estarían cointegrados, de manera que $r_t + \pi_t = i_t$ sería estacionario.⁴

Adviértase, por otra parte, que las consideraciones anteriores serían válidas únicamente si existiera cointegración entre i_t y π_t (o entre r_t y π_t). En efecto, si, aun siendo $I(1)$, ambas variables no estuvieran cointegradas, ello sería un síntoma de mala especificación del modelo y, por tanto, de la necesidad de incluir variables adicionales en la estimación de la ecuación [4] (o de la ecuación [7]); véase al respecto Owen (1993).

En la siguiente sección verificaremos el cumplimiento del efecto Fisher con datos correspondientes a la economía española para el período 1962-1996, cuya definición precisa se contiene en el Apéndice. Para ello se contrastará en primer lugar el orden de integrabilidad de las variables tipo de interés nominal, tasa de inflación y tipo de interés real *ex-post* (donde las dos últimas aproximarían, respectivamente, la tasa de inflación esperada y el tipo de interés real *ex-ante*, variables ambas no observables). A continuación, si el tipo de interés nominal y la tasa de inflación resultaran ser integrados de orden uno, se estimará la ecuación [4], de manera que:

- Si ambas variables estuvieran cointegradas y β no fuera significativamente distinto de la unidad, se produciría un efecto Fisher completo y la variaciones de la tasa esperada de inflación se trasladarían uno a uno al tipo de interés nominal.
- Si ambas variables estuvieran cointegradas y β fuera significativamente menor que la unidad, se produciría un efecto Fisher parcial y las variaciones de la tasa esperada de inflación se trasladarían en una proporción $\beta < 1$ al tipo de interés nominal, debido a la existencia de ilusión monetaria también parcial.

Nótese que los dos casos anteriores implicarían que el tipo de interés real *ex-post* sería $I(0)$ o $I(1)$, respectivamente, lo que constituiría un contraste indirecto del orden de integrabilidad de dicha variable. Por último, si i_t y π_t no estuvieran cointegrados, entonces estaría justificada la introducción de variables adicionales, presumiblemente explicativas del tipo de interés nominal, en la estimación de la ecuación [4].⁵

4. Nótese que el contraste de la hipótesis de ilusión monetaria a partir de la estimación de la ecuación [7] no sería estrictamente lo mismo que contrastar la denominada «hipótesis de Fisher invertida» propuesta por Carmichael y Stebbing (1983), ya que para ello la variable dependiente de dicha ecuación debería expresarse neta de impuestos. Así, según la hipótesis citada, si el tipo de interés nominal después de impuestos fuera aproximadamente constante, el tipo de interés real después de impuestos se movería inversamente y uno a uno con la tasa de inflación (Carmichael y Stebbing, 1983).
5. Obsérvese que si el tipo de interés nominal resultara ser estacionario, y las otras dos variables integradas de orden uno y cointegradas, el coeficiente β estimado en la ecuación [7] no sería significativamente distinto de -1 , existiría ilusión monetaria total y las variaciones de la tasa esperada de inflación se trasladarían uno a uno, con signo contrario, al tipo de interés real *ex-ante*; mientras que si la tasa de inflación resultara ser estacionaria, y las otras dos variables integradas de orden uno y cointegradas, existiría una relación de uno a uno entre el tipo de interés nominal y el tipo de interés real *ex-ante*.

Tabla 1. Contrastes de raíces unitarias y estacionariedad.

Variable	Test Phillips-Perron			Test KPSS	
	$Z(t_{\hat{\alpha}})$	$Z(t_{\alpha^*})$	$Z(t_{\hat{\alpha}})$	η_{μ}	η_{τ}
Δi_t	-7,82*	-7,65*	-7,65*	—	—
Δr_t	-9,57*	-9,59*	-9,58*	—	—
$\Delta \pi_t$	-10,18*	-10,13*	-10,13*	—	—
i_t	-0,69	-1,67	-0,34	1,561*	0,563*
r_t	-2,90	-2,13	-2,09**	1,224*	0,220*
π_t	-2,30	-2,09	-0,92	0,572**	0,500*

(i) (*) y (**) indican un nivel de significatividad del 1% y 5%, respectivamente.

(ii) Los contrastes de Phillips y Perron se han calculado utilizando el estimador de la varianza a largo plazo propuesto en Newey y West (1987). El retardo utilizado $l = INT[4(T/100)^{1/4}]$ es el propuesto por Schwert (1989), en nuestro caso 4. Los valores críticos se han tomado de Fuller (1976), tabla 8.5.2, $T = 100$.

(iii) En los contrastes KPSS la varianza a largo plazo de los errores de la regresión se ha estimado utilizando el procedimiento propuesto en Newey y West (1987). El orden máximo de la longitud de la ventana de Barlett (l) utilizado para el cálculo del estimador de la varianza de largo plazo se elige de acuerdo con el valor de $l = INT[4(T/100)^{1/4}]$ propuesto por Schwert (1989), en nuestro caso 4. Los valores críticos se han tomado de Kwiatkowski y otros (1992), tabla 1.

Valores críticos	1%	5%	10%
$Z(t_{\hat{\alpha}})$	-4,04	-3,45	-3,15
$Z(t_{\alpha^*})$	-3,51	-2,89	-2,58
$Z(t_{\hat{\alpha}})$	-2,60	-1,95	-1,61
η_{μ}	0,739	0,463	0,347
η_{τ}	0,216	0,146	0,119

3. Resultados empíricos

3.1. Contrastes de estacionariedad

Para comprobar el orden de integrabilidad de las variables se utiliza una combinación de contrastes de estacionariedad. En primer lugar, los test de Phillips y Perron (1988) (en adelante P-P) que corrigen de manera no paramétrica los contrastes estándar de Dickey y Fuller, y cuya hipótesis nula es que la variable contiene una raíz unitaria. En segundo lugar, puesto que estos contrastes tienen baja potencia⁶, el estudio de la estacionariedad se complementa con los test propuestos por Kwiatkowski, Phillips, Schmidt y Shin (1992) (en adelante KPSS), cuya hipótesis nula es la estacionariedad, es decir, la inversa de la de los test de raíces unitarias del tipo Dickey-Fuller. Los resultados de estos contrastes para las tres variables analizadas se presentan en la tabla 1.

A partir de los resultados de ambos test se pueden extraer las siguientes conclusiones. En primer lugar, se puede rechazar que las tres variables contengan una doble raíz unitaria. En segundo lugar, se puede afirmar que los tipos de interés nominales, i_t , y la tasa de inflación, π_t , son ambas $I(1)$, ya que no se puede recha-

6. Véanse al respecto los trabajos de DeJong y otros (1992) y Perron (1991).

zar la hipótesis nula de raíz unitaria (test P-P), mientras que se puede rechazar la hipótesis nula de estacionariedad alrededor de una constante (test KPSS).

Por lo que respecta al tipo de interés real *ex-post*, r_t , el test P-P $Z(t_{\hat{\alpha}})$ permite rechazar la hipótesis nula de raíz unitaria al 5% (lo que indicaría que la variable es $I(0)$), mientras que el test KPSS permite rechazar la hipótesis nula de estacionariedad (lo que indicaría que la variable es $I(1)$). En este caso, existe un conflicto entre los resultados de ambos contrastes, que no nos permitiría aclarar el orden de integrabilidad de la serie. El hecho de que la variable muestre en su senda temporal un posible cambio estructural (véase la figura A.1 del Apéndice) nos llevaría a no extraer conclusiones definitivas sobre el orden de integrabilidad en base a los contrastes P-P y KPSS. Como ha señalado Perron (1989, 1990, 1997), los cambios estructurales en series temporales hacen que este tipo de contrastes muestren problemas cuando existe una ruptura en algún punto de la muestra. Una vía alternativa para determinar el orden de integrabilidad en estos casos se ha planteado en los trabajos de Perron y Vogelsang (1992a, 1992b), mediante la aplicación de un método en el que se endogeneiza la búsqueda del punto de ruptura de la serie en variables sin perfil tendencial.

En la tabla 2 se presentan los contrastes de raíces unitarias cuando existen cambios estructurales, bajo la hipótesis nula de raíz unitaria frente a la alternativa de estacionariedad con un cambio estructural en algún punto de la muestra no conocido, a través de dos modelos alternativos: a) cuando el cambio se supone gradual (Innovational Outlier Model o IOM); y b) cuando el cambio es instantáneo (Additive Outlier Model o AOM).⁷ En las dos últimas columnas aparecen las estimaciones del parámetro de raíz unitaria, $\hat{\alpha}$, y su respectivo estadístico $t_{\hat{\alpha}}$, donde se contrasta si $\alpha = 1$. Para ambos modelos la raíz unitaria sólo se puede rechazar al 5%, obteniéndose un cambio estructural en $T_b = 1977:1$ (Modelo AOM) y $T_b = 1977:2$ (Modelo IOM).

Estos resultados sugieren que el tipo de interés real *ex-post*, r_t , no es estacionario a un nivel de significatividad del 1%, cuando se introduce la posibilidad de un cambio en la media (gradual o instantáneo) no conocido *a priori*. El cambio estructural en la senda temporal de r_t pudo haber sido causado por el cambio de régimen de la política macroeconómica española en 1977-1978, coincidiendo con la nueva estrategia de control monetario del Banco de España, por la que la autoridad monetaria comenzó a hacer público su objetivo intermedio en forma de unos límites máximos y mínimos de crecimiento de las disponibilidades líquidas.⁸

En la figura del Apéndice se aprecia la posibilidad de que existan también cambios estructurales en i_t y π_t . Ello nos lleva a la posibilidad de utilizar también para estas dos series contrastes de raíces unitarias cuando existen cambios estruc-

7. Para más detalle sobre el procedimiento econométrico véase el apéndice 2 de Esteve, Fernández y Tamarit (1993).
 8. El anuncio de los objetivos monetarios del Banco de España quiso contribuir a configurar un nuevo escenario en el que la reconducción del proceso de formación de expectativas de inflación ocupaba un papel central en la política monetaria. Véanse al respecto Ayuso y Escrivá (1997) y Banco de España (1978b, 1979).

Tabla 2. Contrastes de raíces unitarias con cambios estructurales para variables sin tendencia.

Serie	Modelo	T_b	k	$\hat{\mu}$	$\hat{\delta}$	$\hat{\theta}$	$\hat{\alpha}$	$t_{\hat{\alpha}}$
r_t	IOM	77:2	1	-0,30 (-1,6)	0,90 (3,3)	-8,18 (-5,6)	0,25	-4,60**
r_t	AOM	77:1	1	-1,60 (-2,5)	4,78 (5,7)		0,88	-4,41**

(i) Estadísticos t entre paréntesis.
 (ii) (**) indica un nivel de significatividad del 5%.
 (iii) Criterio de selección del t significativo: retardo máximo $k = 5$.

Modelos estimados

a) IOM

$$y_t = \mu + \delta DU_t + \theta D(T_b)_t + \alpha y_{t-1} + \sum_{i=1}^k c_i \Delta y_{t-i} + e_t$$

donde $D(T_b)_t = 1$ si $t = T_b + 1$, y 0 en caso contrario; y $DU_t = 1$ si $t > T_b$, y 0 en caso contrario.

b) AOM

$$y_t = \mu + \delta DU_t + \tilde{y}_t$$

$$\text{donde } \tilde{y}_t = \sum_{i=0}^k \omega_i D(T_b)_{t-i} + \alpha \tilde{y}_{t-1} + \sum_{i=1}^k c_i \Delta \tilde{y}_{t-i} + e_t$$

Valores críticos (T = 150)

Modelo	1%	5%	10%	Fuente
IOM	-4,95	-4,41	-4,13	Perron y Vogelsang (1992a), tablas 1 y 2
AOM	-4,90	-4,34	-4,09	

turales como los planteados por Perron (1997) y Vogelsang y Perron (1994). Dichos contrastes suponen la aplicación de un método similar al anterior pero ahora para variables que presentan un perfil temporal tendencial, como sería el caso de estas variables a diferencia del tipo de interés real (véase de nuevo la figura del Apéndice).⁹

Los resultados de estos contrastes se presentan en la tabla 3 y no permiten rechazar la hipótesis nula de raíz unitaria para el caso de i_t , tanto si se supone un modelo con cambio instantáneo en el nivel y la pendiente (AOM-C) como si se supone un modelo con cambio gradual en el nivel y en la pendiente de la serie (IOM-C). Para el caso de π_t , el modelo de cambio instantáneo (AOM-B) en la pendiente tampoco permite rechazar la hipótesis de raíz unitaria. No obstante, para las dos variables parece detectarse un cambio estructural en los trimestres 78:1 y/o 79:2 para i_t , y en el 78:3 para π_t , en ambos casos muy cercanos a las observaciones que recogían una ruptura estructural para el tipo de interés real (77:1 y 77:2).

Por lo tanto, teniendo en cuenta los posibles cambios estructurales, podríamos concluir que las tres variables analizadas son $I(1)$.

9. Para más detalle sobre el procedimiento econométrico véase el apéndice 2 de Camarero, Esteve y Tamarit (1997). Los modelos A, B y C, indican, respectivamente, que se incluye un cambio en el nivel, en la pendiente, o en el nivel y la pendiente simultáneamente.

Tabla 3. Contrastes de raíces unitarias con cambios estructurales para variables con tendencia.

Serie	Modelo	T_b	k	$\hat{\mu}$	$\hat{\delta}$	$\hat{\theta}$	$\hat{\alpha}$	$t_{\hat{\alpha}}$
i_t	IOM-C	79:2	5	0,02 (3,61)	-0,89 (-1,39)	4,58 (4,35)	0,78	-4,05
i_t	AOM-C	78:1	5	0,11 (11,93)		16,95 (18,99)	0,82	-3,57
π_t	AOM-B	78:3	5	0,19 (11,73)			0,90	-2,47

- (i) Estadísticos t entre paréntesis.
- (ii) (**) indica un nivel de significatividad del 5%.
- (iii) Criterio de selección del t significativo: retardo máximo $k = 5$.

Modelos estimados

a) IOM-C

$$y_t = \mu + \theta DU_t + \beta t + \gamma DT_t^* + \delta D(T_b)_t + \alpha y_{t-1} + \sum_{i=1}^k c_i \Delta y_{t-i} + e_t$$

b) AOM-C

$$y_t = \mu + \beta t + \theta DU_t + \gamma DT_t^* + \tilde{y}_t$$

donde $DT_t^* = t - T_b$ si $t > T_b$ y 0 en caso contrario; y

$$\tilde{y}_t = \alpha \tilde{y}_{t-1} + \sum_{j=0}^k \delta_j D(TB)_{t-j} + \sum_{i=1}^k c_i \Delta \tilde{y}_{t-i} + e_t$$

c) AOM-B

$$y_t = \mu + \beta t + \gamma DT_t^* + \tilde{y}_t$$

donde $\tilde{y}_t = \alpha \tilde{y}_{t-1} + \sum_{i=1}^k c_i \Delta \tilde{y}_{t-i} + e_t$.

Valores críticos. Los valores críticos se han tomado de Vogelsang y Perron (1994) tablas 2A, $T = 150$, Perron (1997), tabla 1 (d), $T = 100$ y Perron (1997), tabla 1 (g), $T = 150$.

Modelo	1%	5%	10%
IOM-C	-6,21	-5,55	-5,25
AOM-C	-5,89	-5,35	-5,03
AOM-B	-5,28	-4,65	-4,38

3.2. Relaciones de largo plazo

Tras establecer que las tres variables i_t , π_t y r_t son no estacionarias, pasamos a analizar la existencia de relaciones de largo plazo entre las mismas, mediante la estimación de la ecuación [4]. Para ello, vamos a aplicar el contraste de la hipótesis nula de cointegración frente a la alternativa de no cointegración, propuesto por Shin (1994) a partir del método de estimación de largo plazo de Stock y Watson (1993), que permite considerar la posible endogeneidad de las variables presentes en la ecuación de cointegración, así como la posible correlación serial de los errores en la misma. De acuerdo con este enfoque, se aplica en dos etapas el test KPSS al caso de la cointegración de un conjunto de variables. En la primera eta-

pa, se estima una regresión de largo plazo dinámica que incluye los valores retardados y futuros de las primeras diferencias de las variables explicativas, con o sin tendencia lineal (cointegración estocástica o determinística, respectivamente)¹⁰:

$$i_t = \alpha_0 + \alpha_1 t + \beta \pi_t + \sum_{j=-q}^q \gamma_j \Delta \pi_{t-j} + v_t \quad [8]$$

(siendo t una tendencia lineal) donde la existencia de cointegración determinística supondría que $\alpha_1 = 0$, mientras que la cointegración estocástica implicaría que $\alpha_1 \neq 0$.¹¹

Posteriormente, en la segunda etapa del test de Shin se trata de calcular los estadísticos LM de Lagrange, C_μ (cointegración determinística) y C_τ (cointegración estocástica), análogos a los empleados en el contraste de estacionariedad KPSS.

La aplicación de los contrastes de cointegración de Shin-Stock-Watson a la expresión [4] aparece en la tabla 4. En primer lugar, los resultados sugieren que es posible rechazar la hipótesis nula de cointegración determinística; por el contrario, existiría evidencia de cointegración estocástica entre i_t , π_t .

Como era de esperar, el hecho de que el vector de cointegración sea (1, -0,32), diferente de (1, -1), nos llevaría a aceptar la existencia de un efecto Fisher en su versión parcial. En otras palabras, existiría un co-movimiento entre ambas variables que, sin embargo, no sería uniproporcional, lo que, a su vez, sería coherente con la existencia de un grado parcial de ilusión monetaria. Además, ello constituiría evidencia indirecta en favor del carácter $I(1)$ del tipo de interés real. De esta manera, nuestros resultados indicarían que, de cada punto porcentual de incremento en la tasa de inflación, solamente se trasladaría a un mayor tipo de interés nominal aproximadamente un tercio, reflejándose los dos tercios restantes en una disminución del tipo de interés real.

Por último, dado que se han detectado posibles cambios estructurales en el comportamiento de las dos variables implicadas en la ecuación de largo plazo, puede resultar interesante la comprobación de si el parámetro de largo plazo estimado, β , es estructuralmente estable en el conjunto del período muestral. En la tabla 5 se presentan los contrastes propuestos en Hansen (1992) para detectar posibles inestabilidades en las regresiones de cointegración estimadas anteriormente. El criterio seguido a la hora de determinar la estabilidad de las relaciones

- 10. Este procedimiento de estimación se conoce como DOLS (Dynamic Ordinary Least Squares) y ha sido propuesto por Stock y Watson (1993), que añaden a la regresión estándar por Mínimos Cuadrados Ordinarios (MCO) de Engle y Granger (1987) valores retardados y futuros de las primeras diferencias de los regresores, con el objetivo de corregir paramétricamente los efectos causados por la posible endogeneidad de las variables explicativas. Además, los posibles problemas de correlación serial del término de error de la regresión de MCO se corrigen de manera no paramétrica.
- 11. Nótese que el concepto de cointegración determinística implica que el mismo vector de cointegración elimina las tendencias determinísticas y las tendencias estocásticas del conjunto de variables, mientras que el de cointegración estocástica implica que la combinación lineal estacionaria de las variables $I(1)$ tiene una tendencia lineal distinta de cero. Para más detalles, véanse Ogaki y Park (1989) y Park (1992).

Tabla 4. Estimacion de las relaciones de largo plazo: contrastes de cointegracion de Shin-Stock-Watson.

	Cointegración determinística	Cointegración estocástica
Constante	8,63 (13,6)	3,39 (5,5)
Tendencia	—	0,06 (12,0)
π_t	0,23 (4,2)	0,32 (8,3)
C_μ	0,724*	—
C_τ	—	0,109

- (i) Estadísticos t entre paréntesis.
- (ii) (*) indica un nivel de significatividad del 1 %.
- (iii) El número de valores retardados y futuros, q , se selecciona de acuerdo con las simulaciones de Stock y Watson (1993) y es igual a $INT(T^{1/3})$, en nuestro caso 5. C_μ y C_τ son los estadísticos LM_{SHIN} sobre los residuos de la regresión dinámica de largo plazo propuesta por Stock y Watson (1993), para el caso de la cointegración determinística y estocástica, respectivamente.
- (iv) La varianza de largo plazo de los errores de la regresión se ha estimado utilizando el procedimiento propuesto en Newey y West (1987). El orden máximo de la longitud de la ventana de Barlett utilizado para el cálculo del estimador de la varianza de largo plazo se elige de acuerdo con el valor de $l = INT(T^{1/2})$, en nuestro caso 12. Los valores críticos se han tomado de Shin (1994), siendo N el número de variables explicativas.

Valores críticos

		1 %	5 %
C_μ	N = 1	0,533	0,314
C_τ	N = 1	0,184	0,121

estudiadas es el propuesto por el propio Hansen (1992). Así, debajo de cada uno de los estadísticos se ha indicado la probabilidad de rechazo de la hipótesis nula de estabilidad. Hansen (1992) aconseja tomar el valor 20% como límite, por lo que los estadísticos cuya significatividad sea superior a este valor indicarían la imposibilidad de rechazar la hipótesis de estabilidad en la relación [8].¹² En base a los resultados de los tres contrastes la estabilidad no se podría rechazar. Además, Hansen (1992) muestra que estos tres estadísticos pueden también utilizarse para contrastar la hipótesis nula de cointegración frente a la alternativa de no cointegración, por lo que en los tres casos se confirmarían nuestros anteriores resultados de cointegración estocástica entre el tipo de interés nominal y la tasa de inflación. Por último, en la figura 1 se muestra la evolución de la secuencia del estadístico F para cambio estructural propuesto también en Hansen (1992).¹³

12. Los tres contrastes tienen la misma hipótesis nula de estabilidad paramétrica de la relación de cointegración estimada, aunque difieren en la hipótesis alternativa. Específicamente, $SupF$ resulta útil cuando se quiere detectar bajo la hipótesis alternativa la existencia de un cambio de régimen brusco, mientras que el contraste $MeanF$ es más válido para el caso de un cambio gradual. Por su parte, el contraste L_c resulta conveniente cuando la probabilidad de una variación en el parámetro de largo plazo es relativamente constante a lo largo de la muestra.

13. El estadístico F está calculado sólo para un período truncado de la muestra [0,15T; 0,85T].

Aunque el máximo de dicho estadístico se sitúa en 77:3, fecha muy cercana a las observaciones que recogían una ruptura estructural para el tipo de interés real (77:1 y 77:2), el estadístico no corta en ningún caso los valores críticos al 5% de los contrastes de estabilidad, por lo que el cambio en el coeficiente de la relación de largo plazo no resulta significativo.

Tabla 5. Contrastes de inestabilidad paramétrica en regresiones cointegradas. Variable dependiente: i_t .

	L_c	Mean F	Sup F
	0,115 (>0,20)	0,751 (>0,20)	3,988 (>0,20)

Nota. Los estadísticos se refieren al caso de la cointegración estocástica de la tabla 4. Entre paréntesis aparece la probabilidad de no rechazo de la hipótesis nula de estabilidad paramétrica en la relación de largo plazo. La relación es estable cuando la probabilidad estimada es $\geq 20\%$, según el criterio de Hansen (1992).

Valores críticos

	1 %	5 %	10 %
L_c	0,959	0,623	0,497
Mean F	8,61	6,22	5,20
Sup F	19,0	15,2	13,4

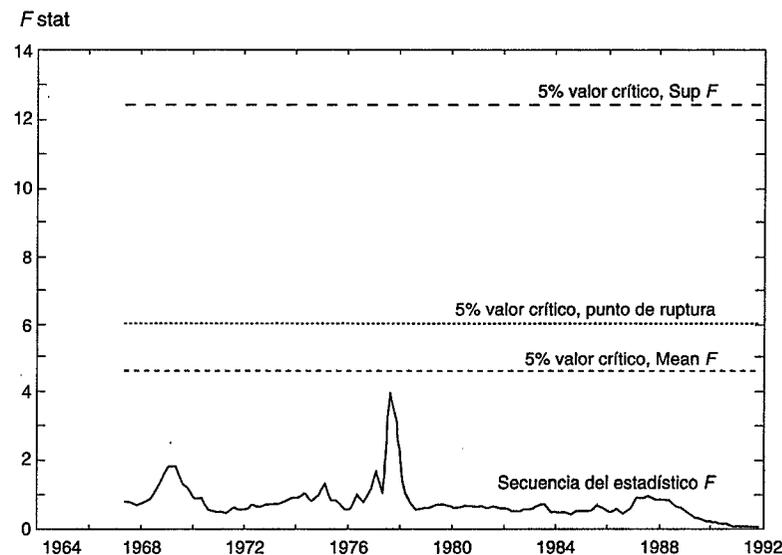


Figura 1. Test F de Hansen: estabilidad de la relación de largo plazo (8).

4. Conclusiones

En este trabajo se ha realizado un contraste empírico del cumplimiento del efecto Fisher para el caso español, en el largo plazo, con datos trimestrales para el período 1962-1996. A diferencia de otros trabajos anteriores, nuestro análisis abarca un período muestral relativamente largo, al tiempo que se han empleado técnicas de raíces unitarias y cointegración que tienen en cuenta explícitamente la presencia de posibles cambios estructurales en la tendencia de las series.

En una primera etapa, se aplicaban contrastes de raíces unitarias y estacionariedad, tanto los contrastes de Phillips y Perron y de Kwiatkowski y otros como los contrastes en presencia de cambio estructural de Perron y Vogelsang, a las series de tipo de interés nominal, tasa de inflación y tipo de interés real *ex-post*. En general, los resultados eran favorables a la no estacionariedad de las tres variables, si bien se detectaban en los tres casos signos de ruptura estructural en torno a los años 1977-1978, coincidiendo con un período de intensos cambios en el régimen de la política macroeconómica española.

Posteriormente, en una segunda etapa, se contrastaba la existencia de cointegración entre el tipo de interés nominal y la tasa de inflación a través del método propuesto por Shin, que permite considerar la posible endogeneidad de las variables en la relación de largo plazo. De la aplicación de dicho contraste se obtenía evidencia de cointegración estocástica entre ambas variables, siendo el coeficiente estimado para la tasa de inflación en la regresión de cointegración igual a 0,32. Por último, los contrastes de Hansen no rechazaban la estabilidad de dicho coeficiente de largo plazo para el conjunto del período muestral.

Por lo que respecta a la interpretación económica de los resultados, la razón última que explicaría la transmisión solamente parcial de las variaciones de la tasa esperada de inflación al tipo de interés nominal no sería sino la señalada ya por Irving Fisher en 1930: la existencia de alguna forma de ilusión monetaria en los mercados financieros. Fenómeno éste que no sólo significaría la ineficiencia de los mismos, sino que además sería difícil de eliminar por las propias fuerzas del mercado (Summers, 1983).

En conclusión, nuestros resultados serían favorables a la existencia de un efecto Fisher para la economía española en el largo plazo, si bien parcial en vez de completo; en particular, de cada punto porcentual de incremento en la tasa de inflación, aproximadamente un tercio se trasladaría a un mayor tipo de interés nominal, reflejándose por tanto los dos tercios restantes en una disminución del tipo de interés real. Ello se debería a la existencia de un grado parcial de ilusión monetaria por parte de los prestamistas (o, más estrictamente, imposibilidad por parte de éstos de trasladar en su totalidad al tipo de interés nominal las variaciones de la tasa de inflación), de manera que el tipo de interés nominal de la economía española no sería un buen indicador de la evolución de la inflación y, por el contrario, aproximaría comparativamente mejor el carácter de la política monetaria seguida por las autoridades.

5. Apéndice: Fuentes y datos

El presente estudio utiliza datos trimestrales (obtenidos a partir de la media de los datos mensuales originales) para el período 1962:1-1996:4, procedentes de las series históricas del *Boletín Estadístico* del Banco de España en disquetes. Las definiciones de las variables son las siguientes:

- i_t : Tipo de interés nominal a largo plazo. De 1962:1 a 1978:02, medido por la rentabilidad interna en Bolsa (media ponderada) de las obligaciones eléctricas. Fuente: Banco de España (1978a, 1980), tabla VII-11. De 1978:03 a 1996:12, medido por el rendimiento interno de la deuda pública del Estado con vencimiento a más de dos años. Fuente: Banco de España (1997), tabla 22.12, columna 10.

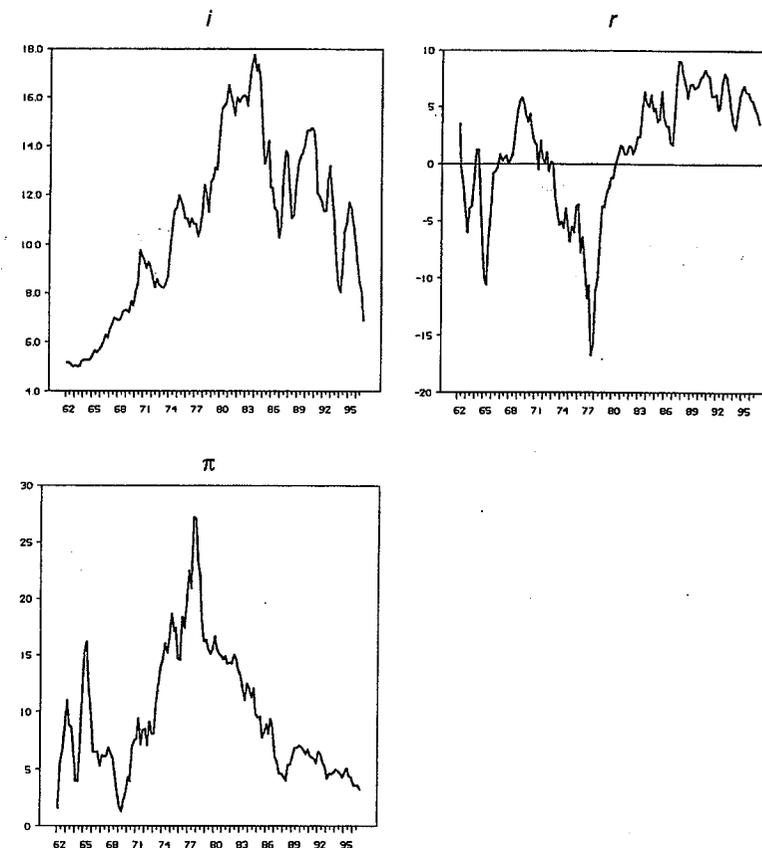


Figura A1. Evolución del tipo de interés nominal, tipo de interés real *ex-post* y tasa de inflación en España (1962:1 - 1996:4).

π_t : Tasa de inflación medida como la tasa de crecimiento anual del Índice de Precios al Consumo, índice general, base 1992. Fuente: Banco de España (1997), tabla 25.1, columna 1.

r_t : Tipo de interés real *ex-post*, $i_t - \pi_t$.

Adviértase que el hecho de utilizar dos series enlazadas para aproximar el tipo de interés nominal a largo plazo, se debe a la inexistencia de una única serie homogénea para el período estudiado. No obstante, la solución adoptada en este trabajo cuenta con antecedentes en otros trabajos empíricos de la economía española, en particular, los relacionados con el modelo MOISEES; véanse, por ejemplo, los trabajos contenidos en Molinas, Sebastián y Zabalza (1991) o Ballabriga y Sebastián (1993).

En la figura A.1, en la página anterior, puede verse la evolución temporal de las tres series.

Referencias bibliográficas

- AYUSO, J.; ESCRIVÁ, J.L. (1997). «La evolución de la estrategia de control monetario en España». En Servicio de Estudios del Banco de España. *La política monetaria y la inflación en España*. Madrid: Alianza Editorial, p. 89-120.
- AZNAR, A.; NIEVAS, J. (1995). «Una propuesta de contraste del efecto Fisher con expectativas racionales: Aplicación al caso español». *Revista Española de Economía*, Vol. 12, p. 281-305.
- BAJO, O.; MONÉS, M.A. (1998). *Curso de Macroeconomía* (2ª edición). Barcelona: Antoni Bosch editor.
- BALLABRIGA, F.C.; SEBASTIÁN, M. (1993). «Déficit público y tipos de interés en la economía española: ¿Existe evidencia de causalidad?». *Revista Española de Economía*, Vol. 10, p. 283-306.
- BANCO DE ESPAÑA (1978a). *Boletín Estadístico*, enero.
- (1978b). *Informe anual 1977*.
- (1979). *Informe anual 1978*.
- (1980). *Boletín Estadístico*, enero.
- (1997). *Boletín Estadístico*, enero, series históricas en disquetes.
- BONHAM, C.S. (1991). «Correct Cointegration Tests of the long-run Relationship between Nominal Interest and Inflation». *Applied Economics*, 23, p. 1487-1492.
- CAMARERO, M.; ESTEVE, V.; TAMARIT, C.R. (1997). «Gasto público y consumo privado en España: ¿sustitutivos o complementarios?». *Hacienda Pública Española*, 140, p. 71-90.
- CARMICHAEL, J.; STEBBING, P.W. (1983). «Fisher's Paradox and the Theory of Interest». *American Economic Review*, 73, p. 619-630.
- CROWDER, W.J. (1997). «The long-run Fisher Relation in Canada». *Canadian Journal of Economics*, 30, p. 1124-1142.
- DEJONG, D.N.; NANKERVIS, J.C.; SAVIN, N.E.; WHITEMAN, C.H. (1992). «Integration Versus Trend Stationarity in Time Series». *Econometrica*, 60, p. 423-433.
- ENGLE, R.F.; GRANGER, C.W.J. (1987). «Cointegration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing». *Econometrica*, 55, p. 251-276.
- ESTEVE, V.; FERNÁNDEZ, J.I.; TAMARIT, C.R. (1993). «Déficit público, deuda pública, tax-smoothing y cointegración: el caso de España». *Revista Española de Economía*, Vol. 10, p. 261-281.
- ESTEVE, V.; TAMARIT, C.R. (1996). «Déficit públicos, expectativas inflacionarias y tipos de interés nominales en la economía española». *Moneda y Crédito*, núm. 203, p. 11-41.
- FAMA, E. (1975). «Short-term Interest Rates as Predictors of Inflation». *American Economic Review* 65, p. 269-282.
- FISHER, I. (1930). *The Theory of Interest*. Nueva York: Macmillan.
- FULLER, W.A. (1976). *Introduction to Statistical Time Series*. Nueva York: Wiley.
- GARCÍA, R.; PERRON, P. (1996). «An Analysis of the Real Interest Rate Under Regime Shifts». *Review of Economics and Statistics*, 78, p. 111-125.
- GRANGER, C.W.J.; NEWBOLD, P. (1974). «Spurious Regression in Econometrics». *Journal of Econometrics*, 2, p. 111-120.
- HALIASSOS, M.; TOBIN, J. (1990). «The Macroeconomics of Government Finance». En FRIEDMAN, B.M.; HAHN, F.H. (eds.). *Handbook of Monetary Economics*, Vol. 2. Amsterdam: North-Holland, p. 889-959.
- HANSEN, B.E. (1992). «Tests for Parameter Instability in Regressions with I(1) Processes». *Journal of Business and Economic Statistics*, 10, p. 321-335.
- KWIATKOWSKI, D.; PHILLIPS, P.C.B.; SCHMIDT, P.; SHIN, Y. (1992). «Testing the Null Hypothesis of Stationarity against the Alternative of a Unit Root. How Sure Are We that Economic Time Series Have a Unit Root?». *Journal of Econometrics*, 54, p. 159-178.
- MACDONALD, R.; MURPHY, P.D. (1989). «Testing for the long Run Relationship between Nominal Interest Rates and Inflation Using Cointegration Techniques». *Applied Economics*, 21, p. 439-447.
- MAULEÓN, I. (1987). «Determinantes y perspectivas de los tipos de interés». *Papeles de Economía Española*, 32, p. 79-92.
- 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, p. 195-215.
- MOAZZAMI, B. (1991). «The Fisher Equation Controversy Re-examined». *Applied Financial Economics*, 1, p. 129-133.
- MOLINAS, C.; SEBASTIÁN, M.; ZABALZA, A. (eds.) (1991). *La economía española: Una perspectiva macroeconómica*. Barcelona, Madrid: Antoni Bosch editor; Instituto de Estudios Fiscales.
- NEWBY, W.K.; WEST, K.D. (1987). «A simple, Positive Semi-definite, Heteroskedasticity and Autocorrelation Consistent Covariance Matrix». *Econometrica*, 55, p. 703-708.
- OGAKI, M.; PARK, J.Y. (1989). «A Cointegration Approach to Estimating Preference Parameters». *Working Paper*, No. 209. Rochester: Rochester Center for Economic Research, University of Rochester.
- OWEN, P.D. (1993). «Cointegration Analysis of the Fisher Hypothesis: The Role of the Real Rate and the Fisher Identity». *Applied Financial Economics*, 3, p. 21-26.
- PARK, J.Y. (1992). «Canonical Cointegration Regressions». *Econometrica*, 60, p. 119-143.
- PELÁEZ, R.F. (1995). «The Fisher Effect: Reprise». *Journal of Macroeconomics*, 17, p. 333-346.
- PERRON, P. (1989). «The Great Crash, the Oil Price Shock, and the Unit Root Hypothesis». *Econometrica*, 57, p. 1346-1401.

- (1990). «Testing for a Unit Root in a Time Series With a Changing Mean». *Journal of Business and Economic Statistics*, 8, p. 153-162.
- (1991). «Test Consistency with Varying Sampling Frequency». *Econometric Theory*, 7, p. 341-368.
- (1997). «Further Evidence on Breaking Trend Functions in Macroeconomic Variables». *Journal of Econometrics*, 80, p. 355-385.
- PERRON, P.; VOGELSANG, T.J. (1992a). «Nonstationarity and Level Shifts With an Application to Purchasing Power Parity». *Journal of Business and Economic Statistics*, 10, p. 301-320.
- (1992b). «Testing for a Unit Root in a Time Series With a Changing Mean: Corrections and Extensions». *Journal of Business and Economic Statistics*, 10, p. 467-470.
- PHILLIPS, P.C.B.; PERRON, P. (1988). «Testing for a Unit Root in Time Series Regression». *Biometrika*, 75, p. 335-346.
- ROSE, A.K. (1988). «Is the Real Interest Rate Stable?». *Journal of Finance*, 43, p. 1095-1112.
- SCHWERT, G.W. (1989). «Tests for Unit Roots: A Monte Carlo Investigation». *Journal of Business and Economic Statistics*, 7, p. 147-159.
- SHIN, Y. (1994). «A residual-based test of the Null of Cointegration against the Alternative of no cointegration». *Econometric Theory*, 10, p. 91-115.
- STOCK, J.H.; WATSON, M.W. (1993). «A simple Estimator of Cointegration Vectors in higher Order Integrated Systems». *Econometrica*, 61, p. 783-820.
- SUMMERS, L.H. (1983). «The Nonadjustment of Nominal Interest Rates: A Study of the Fisher Effect». En Tobin, J. (ed.). *Macroeconomics, Prices, and Quantities: Essays in Memory of Arthur M. Okun*. Oxford: Basil Blackwell, p. 201-241
- TOBIN, J. (1987). «Fisher, Irving». En EATWELL, J.; MILGATE, M.; NEWMAN, P. (eds.). *The New Palgrave: A Dictionary of Economics*, Vol. 2, Londres: Macmillan. p. 369-376.
- VOGELSANG, T.J.; PERRON, P. (1994). «Additional Tests for a Unit Root Allowing for a Break in the Trend Function at an Unknown Time» *Manuscript*. Ithaca. Department of Economics, Cornell University.