

COTENDENCIA NO LINEAL ENTRE TIPO DE INTERÉS Y TASA DE INFLACIÓN*

ROSA BADILLO AMADOR
Universidad Politécnica de Cartagena

JORGE BELAIRE-FRANCH
Universitat de València

En el presente trabajo analizamos la posibilidad de que se produzca el efecto Fisher en la economía española, teniendo en cuenta que tanto el tipo de interés nominal como la tasa de inflación en España pueden presentar cambios estructurales ocasionados por algún *shock* exógeno. La no consideración de estos cambios estructurales lleva a la mayor parte de estudios orientados al análisis del efecto Fisher en la economía española a rechazar esta hipótesis. Nosotros mostramos que sí es posible que se produzca dicho efecto en España cuando son considerados dichos cambios estructurales. Para llevar a cabo nuestro estudio utilizamos el test de cotendencias no lineales de Bierens (2000), que es un test de cointegración cuando las series a las que se aplica dicho test no son estacionarias.

Palabras clave: cotendencia no lineal, efecto Fisher, cointegración, tipo de interés real *ex-ante*.

Clasificación JEL: E49, C19.

La relación entre el tipo de interés nominal y la tasa de inflación ha sido estudiada por muchos autores, y desde puntos de vista muy diferentes, a lo largo de la historia. Esta relación adquiere especial relevancia desde que Irving Fisher (1896, 1930) formula la noción de tipo de interés real. En 1930, Fisher señaló que los mercados de capitales eficientes deben compensar a los inversores por los cambios que se producen en el poder adquisitivo del dinero como consecuencia de la inflación. Así pues, la versión más clásica de esta hipótesis, denominada hipótesis de Fisher o también 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 una relación de tipo uno a uno entre la tasa de inflación esperada y el tipo de interés nominal. Por consiguiente, el efecto Fisher supone que el tipo de interés real permanece constante en el largo

(*) Los autores agradecen las sugerencias realizadas por H.J. Bierens, así como los comentarios de J. M^a. Serrano Sanz y de dos evaluadores anónimos.

plazo, no viéndose afectado, en este periodo del tiempo, por cambios en las expectativas de inflación¹.

Desde que Fisher enunciara su hipótesis, se ha desarrollado un amplio rango de modelos económicos basados en ella para considerar la decisión de los agentes económicos individuales en relación a su inversión, ahorro y reasignación de su cartera. Esta hipótesis también se ha utilizado 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. La propuesta de Fisher recibe un amplio grado de aceptación a nivel teórico, de tal manera que algunas veces se le ha otorgado el estatus de ley, como muestra Feldstein (1982, p. 825): “En la actualidad, todo estudiante aprende la conclusión de Fisher de que todo incremento porcentual en la tasa de inflación respecto a su estado estacionario se transmite íntegramente al tipo de interés nominal, sin cambiar el tipo de interés real”. Sin embargo, en la literatura abundan los trabajos empíricos que rechazan el cumplimiento del efecto Fisher, no habiéndose resuelto aún este problema.

La falta de consenso en los estudios empíricos relativos al efecto Fisher se debe, fundamentalmente, a las dificultades que implica su estudio como consecuencia de dos factores importantes, a los que hace alusión Phillips (1998):

- El comportamiento aparentemente no estacionario del tipo de interés nominal y de la inflación.
- El hecho de que el tipo de interés real dependa de las expectativas de inflación, que son difíciles de cuantificar de forma directa.

La mayor parte de los enfoques metodológicos que permiten analizar la relación entre el tipo de interés nominal y la tasa de inflación dependen de la identificación del verdadero proceso generador de estas series, por lo que esta identificación adquiere especial relevancia a la hora de utilizar un procedimiento u otro para analizar el efecto Fisher. Sin embargo, la mayoría de los tests de raíces unitarias y de estacionariedad tienen propiedades de tamaño y potencia que se ven distorsionadas si las series presentan una tendencia determinista que experimenta cambios estructurales por efecto de algún *shock* exógeno. Por ello creemos necesario tener en cuenta estos cambios y no obviarlos a la hora de analizar el efecto Fisher.

Nuestro trabajo se centra en el estudio del efecto Fisher en la economía española a partir de una relación de equilibrio entre las tendencias no lineales comunes que presentan el tipo de interés nominal y la tasa de inflación, teniendo en cuenta que esta no linealidad puede ser consecuencia de algún tipo de *shock* estructural exógeno que afecte a ambas series y que puede conducir a una relación

(1) Esto no significa, tal y como Ferrer (1998) argumenta, que el tipo de interés real se mantenga inalterado, ya que existe evidencia de que diversos factores económicos reales, como la productividad del capital, las preferencias temporales y la aversión al riesgo, entre otros, ocasionan fluctuaciones en esta variable.

indirecta entre ellas. Con el fin de llevar a cabo este estudio utilizamos una metodología innovadora y diferente, hasta la fecha, desarrollada por Bierens (2000).

El test no paramétrico que desarrolla Bierens (2000)² permite encontrar una combinación lineal estacionaria en torno a una tendencia lineal o una constante, entre series que son estacionarias en varianza alrededor de una tendencia determinista no lineal. Es necesario tener en cuenta que en el caso en el que las series analizadas sean procesos no estacionarios, el test de cotendencias no lineales de Bierens (2000) es, de hecho, un test de cointegración.

Los motivos por los que Bierens (2000) utiliza un test para determinar la posible existencia de una cotendencia no lineal entre el tipo de interés nominal y la tasa de inflación en Estados Unidos, y que, al mismo tiempo, permiten justificar nuestro estudio, son los siguientes:

1. El primer motivo se basa en la evidencia empírica propugnada inicialmente por Perron (1989) de que algunas series de datos macroeconómicos, como las de Nelson-Plosser (1982), percibidas por estos autores como procesos $I(1)$, muestran un comportamiento más acorde con la hipótesis de procesos estacionarios en torno a una tendencia no lineal. Asimismo, según Bierens (1997), si una serie es estacionaria alrededor de una tendencia determinista lineal, en lugar de un proceso $I(1)$, y la hipótesis nula (H_0) que se contrasta es la de raíz unitaria frente a la alternativa de estacionariedad, en lugar de la de estacionariedad en torno a una tendencia, prevalece la hipótesis de raíz unitaria, ya que los procesos que tienen una raíz unitaria y los que son estacionarios alrededor de una tendencia, muestran un comportamiento bastante similar.

2. El segundo motivo consiste en que algunas series macroeconómicas que no presentan raíz unitaria se comportan como procesos cointegrados, es decir, como si se movieran conjuntamente a lo largo del tiempo de manera sincrónica. Sin embargo, el fenómeno de cointegración sólo es posible para procesos no estacionarios, por lo que una explicación plausible al comportamiento evolutivo de estas series, si son procesos estacionarios, podría ser que presentan una tendencia determinista no lineal común.

3. El tercer motivo se basa en que mantener la hipótesis de estacionariedad alrededor de una tendencia lineal, así como la de raíz unitaria con una deriva constante en series temporales macroeconómicas, implica suponer que la estructura de la economía no cambia a lo largo del tiempo, o lo que es lo mismo, que los parámetros de los diferentes modelos que determinan el comportamiento univariante de las series no varían en un modelo, lo que resulta implausible en series macroeconómicas que contemplan un periodo de tiempo relativamente largo.

4. El cuarto motivo que señala Bierens (2000), quizás más controvertido y criticable, es de naturaleza filosófica. La cuestión filosófica se basa en si las intervenciones de política económica deben ser consideradas como eventos estocásticos, deterministas o una mezcla de ambos. Así por ejemplo, en Estados Unidos, el Comité Federal de Mercado Abierto, organismo de la Reserva Federal encargado

(2) El test de Bierens (2000) no es más que un caso particular del contraste de rasgos comunes de Engle y Kozicki (1993).

de controlar la tasa de inflación, responde a las señales inflacionistas, a las que este autor califica como sucesos estocásticos. Por tanto, según Bierens (2000), la respuesta completamente automática que lleva a cabo este organismo también será estocástica. Sin embargo, esta respuesta también se ve afectada por la evaluación subjetiva que llevan a cabo los doce miembros de este Comité, la cual, según Bierens (2000), puede ser considerada como determinista y variable a lo largo del tiempo. Así, la cuestión filosófica que plantea Bierens (2000) es la siguiente: si un grupo de políticos determina el valor de una variable Y_t basándose en la información procedente de un vector de variables X_t (que posiblemente recoge retardos de la variable Y_t), ¿es la esperanza condicional de Y_t , dada X_t , variable en el tiempo o es una función de X_t invariable en el tiempo? En este último caso, se obtendría la siguiente relación: $Y_t = g(X_t) + U_t$, donde U_t tendría una esperanza condicional igual a cero. Esto significaría que el grupo de políticos tienen un “plan” de acción, $g(X_t)$, para cada situación, X_t , en relación a la variable que pretenden controlar, Y_t , aparte de la incertidumbre representada por U_t , y que este “plan” ha sido y será el mismo para siempre. Sin embargo, según Bierens (2000), los políticos no son siempre los mismos y es posible que la función g cambie a lo largo del tiempo, por lo que, en este caso, la esperanza condicional, $E(Y_t)$, es posible que también cambie con el tiempo. Bierens (2000) señala, a modo de ejemplo, que las acciones de la OPEP son, al menos en parte, *shocks* deterministas, ya que son causados por las decisiones adoptadas por un grupo de políticos. Por consiguiente, la esperanza no condicional de la tasa de inflación es probable que sea dependiente del tiempo, debido a los dos *shocks* de precios del petróleo. Además, cabe señalar que estos *shocks* provocaron cambios estructurales también en las economías, ya que se desarrollaron áreas diferentes de producción de petróleo, como las del Mar del Norte, y dieron lugar al uso de tecnologías ahorradoras de energía.

En Chapman y Ogaki (1993) se argumenta que el concepto de cotendencia no lineal puede resultar atractivo también porque su aplicación no necesita imponer supuestos de exogeneidad en la estimación de los parámetros estructurales, por lo que los modelos económicos se pueden contrastar examinando únicamente las restricciones de cotendencia utilizadas.

La Sección 2 elabora una breve síntesis sobre la evolución metodológica que ha experimentado el análisis del efecto Fisher a lo largo del tiempo, así como las dificultades y resultados de su contrastación empírica. La Sección 3 se centra en el estudio empírico sobre el efecto Fisher en la economía española, siguiendo la metodología de Bierens (2000), e indaga respecto a la posibilidad de que sea la evolución de los precios de los productos energéticos una de las causas que puede explicar la forma en que se relacionan el tipo de interés nominal y la tasa de inflación. La Sección 4 recoge las conclusiones principales.

EFECTO FISHER: CONTRASTACIÓN EMPÍRICA

Fisher (1896, 1930) formula el concepto de tipo de interés real *ex-ante* (r_t^e). Este tipo de interés real *ex-ante* es el tipo de interés nominal (i_t) que asegura un tipo de interés real esperado, cuando se produce un cambio en los precios anticipado (π_t^e), o lo que es lo mismo, es el tipo de interés nominal ajustado para com-

pensar al prestamista por la pérdida que se produce en el poder de compra del principal y en el tipo de interés como consecuencia de la inflación, es decir, $i_t = r_t^e + \pi_t^e + r_t^e \pi_t^e$. El término $r_t^e \pi_t^e$ generalmente se ignora debido a que suele ser muy pequeño, por lo que la ecuación de Fisher se expresa comúnmente como:

$$i_t = r_t^e + \pi_t^e$$

El denominado efecto Fisher tiene implicaciones importantes para la racionalidad y eficiencia de los mercados financieros. Por esta razón, la hipótesis de Fisher inspira un gran número de trabajos empíricos. Muchos de ellos no detectan un efecto Fisher completo, es decir un movimiento conjunto a largo plazo y de tipo uno a uno entre el tipo de interés nominal y la tasa de inflación realizada, sino que, por el contrario, parece que la hipótesis de Fisher se cumple de manera parcial, es decir, parece que existe una relación en la que los cambios en el tipo de interés nominal son menos que proporcionales a los cambios en la tasa de inflación esperada. Esta evidencia lleva a muchos autores a concluir que los mercados financieros presentan “ilusión monetaria”³. Sin embargo, la idea de ilusión monetaria se halla en conflicto con el supuesto fundamental de racionalidad de la Teoría moderna.

Algunas hipótesis consistentes con la racionalidad de la Teoría moderna postulan que la inflación disminuye sistemáticamente el tipo de interés real. Una de las más citadas es el denominado “efecto Mundell-Tobin”, basado en que la inflación provoca una sustitución de dinero por capital, por lo que el incremento en la demanda de *stock* de capital reduce el tipo de interés real. Otra explicación que justifica el ajuste parcial del tipo de interés nominal a la tasa de inflación es el denominado “efecto Wicksell”. Este efecto considera que la redistribución que se produce por una expansión monetaria reduce sistemáticamente el tipo de interés real (Wicksell, 1907; Cagan, 1980).

Los enfoques metodológicos utilizados en la literatura empírica que analiza el efecto Fisher completo o parcial son diferentes y unas veces muestran evidencia a favor y otras en contra. Nosotros, en la presente sección, clasificamos estos estudios según dichos enfoques.

Fisher (1930) conduce su estudio a través de un análisis de correlación entre el tipo de interés nominal y la tasa de inflación, utilizando, en primer lugar, datos anuales de Estados Unidos y, posteriormente, del Reino Unido. Su estudio concluye que existe una correlación de primer orden débil entre estas series. Sin embargo, cuando considera el supuesto razonable de que el efecto que produce un cambio en los precios no se agota en un año, sino que perdura durante un periodo más largo de tiempo, aunque con una intensidad cada vez menor, encuentra una relación significativa.

Estudios alternativos analizan la relación entre el tipo de interés nominal y la inflación utilizando métodos de regresión. Algunos autores como Fama y Schwert (1977), Fama y Gibbons (1982), Huizinga y Mishkin (1984, 1986) y Kandel *et al.* (1996), entre otros, examinan el posible cumplimiento efectivo de la hipótesis de

(3) Ver Modigliani y Cohn (1979) o Summers (1983).

Fisher utilizando técnicas habituales de regresión por mínimos cuadrados ordinarios (MCO), llegando a la conclusión de que efectivamente esta hipótesis no se cumple, ya que el tipo de interés real se halla correlacionado con la tasa de inflación esperada de forma negativa. Algunos autores resuelven este problema añadiendo restricciones a la relación entre estas dos series, como lleva a cabo, por ejemplo, Fama (1975) al suponer que el tipo de interés nominal es exógeno, encontrando soporte empírico a la idea de tipo de interés real constante en el periodo 1953-1971 para Estados Unidos. Sin embargo, Mishkin (1981), subsiguientemente, rechaza la constancia en el tipo de interés real, en un estudio que cubre periodos más amplios: 1931-1952 y 1953-1979. El trabajo de Mundell (1963) también añade dudas teóricas a la relación propuesta por Fisher y a los resultados empíricos de Fama (1975). Nelson y Schwert (1977) también critican a Fama (1975), argumentando que los contrastes que utiliza este autor no tienen buenas propiedades de potencia, por lo que no rechaza la hipótesis conjunta de expectativas racionales y que el tipo de interés real *ex-ante* es constante. Otros autores que también añaden restricciones a la relación entre el tipo de interés y la tasa de inflación son Carmichael y Stebbing (1983), al suponer que la tasa de inflación anticipada es exógena, en lugar de suponer que el tipo de interés nominal es exógeno, como hace Fama (1975).

Otros autores, MacDonald y Murphy (1989), Mishkin (1992), Wallace y Warner (1993), Evans *et al.* (1994), Crowder y Hoffman (1996), Daniels *et al.* (1996) y Engsted (1995), entre otros, desechan los procedimientos de regresión estándar para contrastar empíricamente el efecto Fisher, en favor de las técnicas de cointegración.

El trabajo de MacDonald y Murphy (1989) se puede considerar como el precursor que aborda la interrelación entre el tipo de interés nominal y la expectativa de inflación, explorando una posible relación de equilibrio a largo plazo entre ambas series haciendo uso de la teoría de la cointegración introducida por Engle y Granger (1987). En concreto, basándose en el supuesto de expectativas racionales y considerando que el tipo de interés real *ex-ante* es estacionario, sus resultados rechazan la validez de la ecuación de Fisher para Bélgica y Reino Unido, aunque encuentran alguna evidencia empírica favorable para Canadá y Estados Unidos, durante el periodo de tipos de cambios fijos.

Ferrer (1998) también utiliza la metodología de la cointegración para analizar el efecto Fisher, centrandose su estudio en la economía española. Este autor opta por introducir el supuesto de expectativas racionales y considera el supuesto de estacionariedad del tipo de interés real esperado. El análisis empírico de Ferrer (1998) se centra en el periodo muestral que abarca desde junio de 1989 hasta marzo de 1996. El resultado que obtiene este autor, utilizando la metodología multivariante desarrollada por Johansen (1988, 1991) y por Johansen y Juselius (1990, 1992), confirma la ausencia de cointegración entre el tipo de interés nominal y la tasa de inflación en España.

Otro estudio que analiza la relación entre el tipo de interés nominal y la tasa de inflación en España, aunque basado en una metodología diferente a la de Ferrer (1998) es el de Aznar y Nievas (1995). Estos autores señalan que si se acepta que el tipo de interés real no es constante, las especificaciones que se utilizan para el contraste del efecto Fisher no deben tomarse como fenómenos aislados, sino

que, como indican Levi y Makin (1978), deben tenerse en cuenta ecuaciones en forma reducida obtenidas a partir de un modelo macroeconómico de equilibrio general. La conclusión que Aznar y Nievas (1995) extraen es que no sólo se rechaza el efecto Fisher en la economía española en el periodo comprendido entre enero de 1990 y diciembre de 1994, sino también se rechaza que la tasa de inflación tenga algún efecto sobre el tipo de interés nominal.

Otro tipo de estudios que analizan el efecto Fisher, se basan en promedios a largo plazo de la tasa de inflación y del tipo de interés nominal, como el de Duck (1993). Este autor encuentra evidencia de un efecto Fisher completo en el largo plazo en una sección cruzada de países. El método de promedios a largo plazo tiene la ventaja de ser válido tanto en el caso en que las series presenten raíz unitaria, como en el que sean estacionarias. Coppock y Poitras (2000) también analizan el efecto Fisher utilizando el procedimiento de promedios a largo plazo en una sección cruzada de 40 países para el periodo 1976-1988, llegando a la conclusión de un efecto Fisher parcial.

Los estudios citados anteriormente se centran en un análisis sobre la relación entre el tipo de interés nominal y la tasa de inflación en el largo plazo. Sin embargo, también se han desarrollado estudios que tratan de hallar una relación entre ambas variables en el corto plazo. Estos últimos se centran en la relación entre la variación del tipo de interés nominal y la variación de la tasa de inflación, denominando a esta relación “efecto Fisher de corto plazo”.

Mishkin (1992) fue el primer autor en aglutinar en un mismo artículo los denominados “efecto Fisher de largo plazo” y “efecto Fisher de corto plazo”. Para analizar la relación de largo plazo entre el tipo de interés nominal y la tasa de inflación, Mishkin (1992) utiliza tests de cointegración basados en los residuos. A través de estos contrastes encuentra soporte empírico a favor del cumplimiento del efecto Fisher de largo plazo en el caso de Estados Unidos, para el periodo de la postguerra, y para algunos subperiodos muestrales. En lo referente al efecto Fisher de corto plazo, y suponiendo expectativas racionales, Mishkin (1992) no encuentra soporte empírico a favor del efecto Fisher de corto plazo.

Lee, Clark y Ahn (1998), más recientemente, también estudian el efecto Fisher de largo y corto plazo. Para contrastar el efecto Fisher de largo plazo también utilizan técnicas de cointegración y se basan en los mismos datos que Mishkin (1992). Lee *et al.* (1998), analizan si existe un vector de cointegración entre la tasa de inflación y el tipo de interés de Estados Unidos mediante el test de máxima verosimilitud de Ahn y Reinsel (1990). El resultado que obtienen es el rechazo de la H_0 de no cointegración cuando se utiliza todo el periodo muestral. Por el contrario, sus resultados difieren si se consideran diferentes subperiodos muestrales. Adicionalmente, Lee *et al.* (1998) también encuentran apoyo al efecto Fisher de corto plazo. Utilizando el test de causalidad de Granger y a través del estadístico de razón de verosimilitud, obtienen evidencia del efecto Fisher de corto plazo en el subperiodo anterior a noviembre de 1979, pero no en el resto de periodos y tampoco si tienen en cuenta toda la muestra.

Rico (2001), también analiza el efecto Fisher a largo plazo y a corto plazo con datos de la economía española para el periodo junio 1982-junio 1998. En particular, utiliza el índice de precios al consumo (IPC) y el Mibor a tres meses y a un año. Los

resultados que obtiene, tras estimar un modelo de corrección de error (MCE) a través del test de máxima verosimilitud de Johansen (1988, 1991) y Johansen y Juselius (1990, 1992) y siguiendo el enfoque de Crowder y Hoffman (1996), es que se cumple el efecto Fisher ampliado (por las primas de inflación) y corregido (por impuestos) en el largo plazo, por lo que concluye que se cumple el denominado “efecto Darby”⁴. Por el contrario, no encuentra evidencia de efecto Fisher a corto plazo.

Ante la dificultad que supone la aparente no estacionariedad del tipo de interés real, la mayoría de estudios empíricos se centran, únicamente, en el análisis del efecto Fisher de corto plazo. Sin embargo, es necesario remarcar que el verdadero efecto Fisher, postulado por este autor en su artículo de 1930, se basa en el ajuste del tipo de interés nominal a la tasa de inflación esperada en el largo plazo. Por tanto, no es sorprendente que muchos de los estudios centrados en el corto plazo no detecten un efecto Fisher completo.

Los primeros estudios relativos únicamente al efecto Fisher de corto plazo surgen a raíz del de Fama (1975), quien encuentra que cambios en el tipo de interés nominal ayudan a predecir variaciones en la tasa de inflación. Otros autores, como Nelson y Schwert (1977) y Schwert (1979) proporcionan soporte empírico al efecto Fisher de corto plazo utilizando un enfoque alternativo al de Fama (1975). Estos autores se basan en los contrastes de causalidad de Granger, ya que se utilizan generalmente para predecir en el corto plazo.

Por otra parte, Koustas y Serletis (1999) estudian el cumplimiento del efecto Fisher, utilizando datos trimestrales del periodo de la postguerra, para 11 países. Para ello, utilizan una metodología autorregresiva bivalente, propuesta por King y Watson (1997). Sus resultados apoyan una gran parte de la literatura orientada al análisis del efecto Fisher que considera que la inflación completamente anticipada tiene un efecto menor que la unidad en el tipo de interés nominal y, por consiguiente, el tipo de interés real se reduce incluso en el largo plazo.

La dificultad de identificar el verdadero proceso generador del tipo de interés nominal y la tasa de inflación hace que surjan algunos estudios que utilizan procedimientos estadísticos que pretenden salvar dicha dificultad, como el de Lanne (2001). Este autor analiza el efecto Fisher en el contexto de la economía estadounidense utilizando un método basado en intervalos de confianza simultáneos sugerido por Cavanagh, Elliott y Stock (1995). Este procedimiento tiene la ventaja de que asintóticamente es válido cuando existe incertidumbre sobre el orden de integración de las series implicadas en la relación de Fisher. El resultado que obtiene Lanne (2001) aboga a favor del efecto Fisher cuando el periodo temporal que analiza es el siguiente: 1953:1-1979:10, mientras que rechaza la existencia de dicho efecto para el subperiodo muestral 1979:11-1990:12.

Hasta ahora hemos resumido algunos de los principales estudios relativos al efecto Fisher, basados en diferentes metodologías, pero sin tener en cuenta la posible existencia de cambios estructurales en el tipo de interés nominal y en la tasa

(4) El efecto Darby (Darby, 1975) consiste en que el tipo de interés nominal es más sensible a la tasa de inflación que lo que supone el efecto Fisher completo, como consecuencia de la presencia de impuestos.

de inflación. La no consideración de estas rupturas puede desvirtuar las propiedades de estas series temporales, por lo que también surgen estudios que tienen en cuenta los cambios que experimenta la media o la tendencia determinista de las mismas, ocasionados por eventos exógenos que inciden en ellas.

Malliaropulos (2000) propone el contraste del efecto Fisher suponiendo que el tipo de interés nominal a tres meses de las Letras de Tesoro y la tasa de inflación de Estados Unidos, desde el primer trimestre de 1960 al tercero de 1995, pueden tratarse de series estacionarias alrededor de una tendencia con una ruptura estructural en la media no condicional y en la deriva, producida a principios de los años ochenta. Sus resultados confirman que se produce el efecto Fisher en el medio y largo plazo.

Phillips (1998) introduce procedimientos estadísticos diferentes para describir y analizar la no estacionariedad de los datos y aplica estas técnicas al estudio de la ecuación de Fisher. Bajo fuertes condiciones que aseguran el cumplimiento de alguna forma del Teorema del Límite funcional, construye densidades espaciales asintóticamente válidas y medidas de funciones de riesgo para las series. Phillips (1998) aplica estas técnicas de densidad espacial al tipo de interés real de Estados Unidos en el periodo 1934-1997. Los resultados que obtiene cuando utiliza el subperiodo muestral 1961-1985, corroboran la conclusión extraída por García y Perron (1996) de fluctuaciones alrededor de niveles constantes que cambian a lo largo de diferentes regímenes. Sin embargo, según Phillips (1998), el enfoque de cambio de régimen requiere muchos puntos de ruptura y tiene una apariencia bastante artificial. Por tanto, este autor utiliza un procedimiento alternativo para determinar las propiedades que presenta el tipo de interés real, basado en un modelo semiparamétrico que considera la posibilidad de aplicar la metodología de la integración fraccional al tipo de interés real. Sus resultados no excluyen la posibilidad de un tipo de interés real estacionario con un grado de dependencia elevado.

Recientemente, Tsay (2000) reexamina las propiedades temporales del tipo de interés real *ex-post* de Estados Unidos, utilizando el mismo conjunto de datos que Mishkin (1990). Tsay (2000) utiliza el método de sumas de cuadrados condicional para estimar si el tipo de interés real *ex-post* se puede especificar de forma correcta a través de un modelo ARFIMA. Los resultados de su análisis empírico revelan que el tipo de interés real *ex-post* revierte a la media, debido a que todos los parámetros de diferenciación son inferiores a la unidad.

Otro enfoque metodológico diferente, que surge para analizar la relación entre el tipo de interés nominal y la tasa de inflación, como alternativa a los modelos de cambio de régimen, es el desarrollado por Chapman y Ogaki (1993). Estos autores analizan la posible existencia de una tendencia determinista no lineal común entre el deflactor de los gastos de las familias estadounidenses en bienes de consumo no duraderos, o el deflactor de los gastos en bienes de consumo no duraderos más los servicios, y el tipo de interés de las Letras del Tesoro a un mes. Estos autores concluyen que no existe una tendencia no lineal común entre ambas series y rechazan que el tipo de interés real sea estacionario. Sin embargo su enfoque es criticado por Bierens (2000), ya que se basa en el supuesto implícito de que sólo existe una ruptura en la tendencia determinista del tipo de interés y la tasa de inflación que data en octubre de 1979.

Posteriormente, Bierens (2000) elabora un test no paramétrico para determinar la posible existencia de cotendencias no lineales entre la tasa de crecimiento de

los precios de los bienes de consumo y el tipo de interés de los fondos federales de Estados Unidos. Su estudio llega a la conclusión de que existe una cotendencia no lineal entre ambas series. Es decir, bajo el supuesto de que el tipo de interés y la tasa de inflación son procesos estacionarios alrededor de una media que presenta cambios por efecto de algún *shock* exógeno, encuentra una combinación lineal entre ellas que es estacionaria en torno a una media que no presenta cambios estructurales, lo que le permite hablar de efecto Fisher al tratarse de una relación de equilibrio entre las componentes deterministas no lineales de ambas series.

APLICACIÓN EMPÍRICA

En la presente sección, exponemos los resultados obtenidos tras aplicar el test de cotendencias no lineales de Bierens (2000) al tipo de interés nominal y la tasa de inflación de España con el fin de determinar si existe una relación estacionaria entre ellas que nos permita hablar de efecto Fisher. Para ello, en la primera subsección nos centramos en una descripción de los datos utilizados. Posteriormente, debido a que el test de Bierens (2000) es un test de cointegración si las series a las que se aplica dicho test son procesos no estacionarios, orientamos la segunda subsección al análisis del comportamiento individualizado de cada una de las series a través de una amplia batería de tests de raíces unitarias y estacionariedad. En la tercera subsección se expone el resultado de aplicar el contraste no paramétrico de Bierens (2000), con el fin de detectar la posible existencia de una cotendencia no lineal entre el tipo de interés nominal y la tasa de inflación. Finalmente, la cuarta subsección se dedica a determinar si la evolución de los precios energéticos permite establecer una relación entre estas series.

Datos

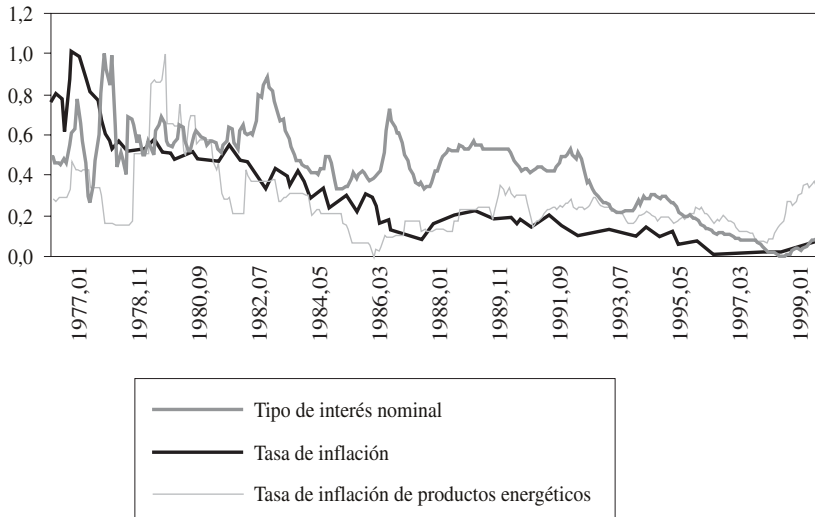
Los datos que utilizamos en nuestro análisis empírico son el tipo de interés nominal a corto plazo y la tasa de inflación interanual de España⁵. En relación a la primera de estas series, consideramos el tipo de interés medio a tres meses de los depósitos en el mercado interbancario, desde enero de 1977 hasta agosto de 2000. La fuente de procedencia es el Banco de España. En cuanto a la tasa de inflación, ésta se calcula como la tasa interanual del índice de precios de consumo (IPC), elaborado por el Instituto Nacional de Estadística (INE), y su periodo muestral se extiende desde marzo de 1955 hasta agosto de 2000.

En el gráfico 1 se muestra la evolución de la tasa de inflación y del tipo de interés nominal en España. Tal y como se observa en el gráfico, ambas series siguen un patrón de comportamiento similar. Además, es evidente que los valores más elevados de estas series, entre 1977 y 1978 y en 1983, coinciden con la manifestación en España de los efectos de los *shocks* energéticos acaecidos a principios de los años setenta y ochenta.

(5) Cada una de las series $x(t)$ se estandariza entre 0 y 1, aplicando la transformación siguiente:

$$y(t) = \frac{(x(t) - \min_{1 \leq t \leq n} \{x(t)\})}{(\max_{1 \leq t \leq n} \{x(t)\} - \min_{1 \leq t \leq n} \{x(t)\})}$$

Gráfico 1: TIPOS DE INTERÉS, TASA DE INFLACIÓN Y TASA DE INFLACIÓN DE PRODUCTOS ENERGÉTICOS (SERIES ESTANDARIZADAS)



Contrastes de raíz unitaria y de estacionariedad

En la presente subsección exponemos los resultados de aplicar algunos de los contrastes de raíces unitarias y de estacionariedad más utilizados en la literatura a las series tipo de interés y tasa de inflación de España. Debemos indicar que no tenemos en cuenta las hipótesis alternativas (nula en el caso de los contrastes de estacionariedad) de que las variables fluctúan en torno a cero o alrededor de una tendencia lineal puesto que no son relevantes para las variables consideradas. La inspección visual sobre la evolución del tipo de interés nominal y la tasa de inflación (ver gráfico 1), hace que sea razonable el supuesto de que ambas series no fluctúan alrededor de cero o que no presentan una tendencia lineal o, si tienen una raíz unitaria, no poseen deriva.

Tests que no tienen en cuenta cambios estructurales

El primer test que consideramos (ver cuadro 1) es el de Phillips y Perron (1988)⁶. El test siguiente es el de Dickey-Fuller (1981)⁷. Posteriormente aplica-

(6) Este test utiliza un estimador de la varianza de tipo Newey-West (1987) con un parámetro de truncamiento $m = [cn^r]$, donde $[\cdot]$ indica la parte entera, $c > 0$, y $0 < r < 1/3$. En el presente estudio, siguiendo la recomendación de un evaluador anónimo, hemos optado por aplicar el método de selección automática de Newey-West (1994). La ventana utilizada ha sido la de Bartlett.

(7) Consideramos una amplitud de retardos (p) elevada, y la vamos reduciendo hasta que el test de Wald nos indica que el último retardo es significativo. Es de destacar que, en la mayor parte de los casos, este procedimiento nos lleva a obtener resultados que coinciden con los aconsejados por los criterios de Akaike, Hannan-Quinn y Schwarz.

mos dos tests de raíces unitarias, elaborados por Bierens (1993), basados en una autocorrelación muestral de orden elevado⁸, HOAC(1,1) y HOAC(2,2). Los siguientes cuatro tests son los tests de Cauchy de Bierens y Guo (1993)⁹. El último contraste es el KPSS¹⁰ de Kwiatkowski *et al.* (1992).

A partir de los resultados expuestos en el cuadro 1, se observa que la aplicación de estos tests a la tasa de inflación y al tipo de interés de España lleva, en general, a un rechazo de la hipótesis de estacionariedad en torno a una constante en favor de la de raíz unitaria. Es necesario destacar que el no rechazo de la H_0 cuando se aplican los tests C(3) y C(4) puede ser consecuencia de que el término de perturbación aleatoria presente cierta memoria en un modelo como el 3.16 de Bierens y Guo (1993, p. 11), ya que en tal caso estos tests tienen menor potencia en relación a los tests C(1) y C(2) (ver cuadros 1, 4, 5 y 6 de Bierens y Guo, 1993).

Sin embargo, aunque estos tests llevan a una evidencia a favor de que ambas series son procesos I(1), este resultado, tal y como hemos expuesto anteriormente, podría ser consecuencia de que estos tests no recogen en sus hipótesis de partida la posibilidad de que las series presenten cambios en su tendencia determinista por efecto de algún *shock* exógeno.

Tests que tienen en cuenta cambios estructurales

Debido a que algunos tests de raíces unitarias pueden tener una potencia baja cuando la serie se ve afectada por un cambio en la función tendencia, tal y como demuestra Perron (1989), aplicamos algunos de los contrastes de raíz unitaria y de estacionariedad más utilizados en la literatura al tipo de interés nominal y a la tasa de inflación, que contrastan la H_0 de raíz unitaria, frente a la alternativa de estacionariedad alrededor de su media, cuando ésta presenta una ruptura. Otros tests, como el de Clemente *et al.* (1998) analizan las propiedades de estos dos tipos de modelos considerando dos rupturas en la media de las series. Estos contrastes se basan en los modelos propuestos por Perron (1989), siguiendo la siguiente clasificación:

(i) Modelo A: Modelo *additive outlier*, que supone que la ruptura en la media se produce de manera repentina.

(ii) Modelo B: Modelo *innovational outlier*, que supone que la ruptura en la media se produce lentamente a lo largo del tiempo.

En ambos modelos representamos la ruptura a través de una variable ficticia, pero, a diferencia de Perron (1989), determinamos la fecha de ruptura endógenamente, es decir, a través de la información que transmiten los datos.

Los resultados de aplicar estos contrastes de raíces unitarias a la tasa de inflación y al tipo de interés nominal se exponen en el cuadro 2. A partir de este

(8) Estos tests dependen de los parámetros $\mu > 0$, $\alpha > 0$ y $0 < \delta < 1$, siendo la amplitud de retardos la siguiente: $p = 1 + [\alpha n^{\delta\mu/(3\mu+2)}]$. Nosotros utilizamos los valores $\mu = 2$, $\alpha = 5$ y $\delta = 0,5$, como en Bierens (1997).

(9) El test Bierens-Guo C(4) también utiliza un estimador de la varianza de largo plazo de tipo Newey-West. De nuevo la selección del retardo se ha realizado mediante el procedimiento de Newey-West (1994), y se ha utilizado la ventana de Bartlett.

(10) Nuevamente, la selección del retardo se ha realizado mediante el procedimiento de Newey-West (1994), y se ha utilizado la ventana de Bartlett.

Cuadro 1: TESTS DE RAÍCES UNITARIAS Y DE ESTACIONARIEDAD

Tests	Estadísticos				Regiones críticas			H ₀	H ₁
	TINFL	TINT	TINFLEN	TINTR	5%	10%	10%		
PP	-8,64	-4,95	-15,77**	-9,31	< -14,51	< -11,65	< -11,65	RU	E
DFA	-1,52	-1,03	-2,06	-3,38**	< -2,89	< -2,58	< -2,58	RU	E
HOAC(1,1)	-5,44	-8,36	-8,01	-13,15*	< -14,00	< -11,20	< -11,20	RU	E
HOAC(2,2)	-6,20	-9,53	-8,03	-13,96*	< -15,70	< -13,10	< -13,10	RU	E
C(1)	290,97**	18,87**	3,22	2,07	> 12,71	> 6,31	> 6,31	E	RU
C(2)	228,71**	19,02**	3,22	2,08	> 12,71	> 6,31	> 6,31	E	RU
C(3)	2,55	6,32*	2,44	1,31	> 12,71	> 6,31	> 6,31	E	RU
C(4)	2,41	9,24*	2,33	1,69	> 12,71	> 6,31	> 6,31	E	RU
KPSS	0,47**	1,53**	0,62**	0,62**	> 0,46	> 0,35	> 0,35	E	RU

Nota: PP = Phillips-Perron; DFA = test Dickey-Fuller Ampliado; HOAC(i,i) = test de orden de autocorrelación elevado de Bierens (excluye tendencia), tipo i; C(i) = test de Cauchy de Bierens-Guo, tipo i; KPSS = test de Kwiatkowski, Phillips, Schmidt y Shin. TINFL = Tasa de inflación; TINT = Tipo de interés; TINFLEN = Tasa de inflación de productos energéticos; TINTR = Tipo de interés real. RU = raíz unitaria; E = estacionariedad en torno a una constante. (*) y (**) Rechazo de la hipótesis nula al nivel de significación del 10% y 5%, respectivamente.

cuadro obtenemos que, en el caso del tipo de interés nominal se rechaza la H_0 de raíz unitaria al nivel de significación del 10%, aunque no para un nivel del 5%. En cuanto a la tasa de inflación, el resultado que obtenemos es que no rechazamos la H_0 de raíz unitaria.

Cuadro 2: TESTS DE RAÍCES UNITARIAS CON UNA RUPTURA DESCONOCIDA EN LA FUNCIÓN TENDENCIA

Tests	Estadísticos				Regiones críticas	
	TINFL	TINT	TINFLEN	TINTR	5%	10%
Modelo A (una ruptura)	-2,72 (12)	-3,85 (12)	-2,84 (12)	-3,37 (10)	<-4,17	<-3,90
Modelo B (una ruptura)	-3,74 (12)	-4,62* (12)	-2,95 (12)	-4,81** (12)	<-4,77	<-4,49
Modelo A dos rupturas)	-4,05 (12)	-4,74 (10)	-6,25** (12)	-4,83 (10)	<-5,49	<-5,24
Modelo B (dos rupturas)	-4,09 (12)	-4,77 (10)	-5,16 (12)	-4,70 (10)	<-5,49	<-5,24

Nota: Los valores entre paréntesis representan el número de retardos del proceso autorregresivo, determinado a través del criterio de Akaike (1973), considerando un orden máximo de 12 retardos y disminuyéndolos hasta conseguir el menor valor del AIC. (*) y (**) Rechazo de la hipótesis nula al nivel de significación del 10% y 5%, respectivamente.

Para completar nuestro estudio de identificación de las series, también aplicamos algunos tests elaborados por Bierens (1997). Estos tests permiten contrastar la H_0 de raíz unitaria con deriva, frente a la alternativa de estacionariedad alrededor de una tendencia que puede ser lineal o no lineal, o hallarse en torno a una constante¹¹. La no linealidad de la tendencia se recoge mediante polinomios de Chebishev. La ventaja de utilizar este tipo de polinomios es que permiten distinguir entre estacionariedad alrededor de una tendencia determinista lineal y estacionariedad en torno a una tendencia no lineal, bajo la hipótesis alternativa. Los estadísticos que utilizamos son los de Bierens (1997): $\hat{i}(m)$, $\hat{A}(m)$, $\hat{F}(m)$ y $\hat{T}(m)$.

Para aplicar estos tests, tenemos en cuenta la regresión 3 de tipo DFA no lineal que aparece en Bierens (1997, p. 33). El número de retardos p en las correspondientes regresiones de contraste se determina a través del criterio de Akaike (1973). Tal y como señala Bierens (1997), se podría especificar $p = 0$ y adoptar el enfoque de Phillips y Perron (1988), estimando la varianza de largo plazo no para-

(11) Estos tests modifican la versión no lineal de los contrastes de Dickey-Fuller (1979), llevada a cabo por Park y Choi (1988) y Ouliaris, Park y Phillips (1989), reemplazando los polinomios temporales ordinarios, por polinomios temporales ortogonales de Chebishev.

métricamente mediante un estimador de la varianza de tipo Newey-West, pero el problema de especificar p sería reemplazado por el de determinar el orden de retardos del parámetro de truncamiento que implica la utilización de este estimador. Alternativamente, se puede utilizar un enfoque similar al de Said y Dickey (1984) y Ng y Perron (1995) especificando p adaptativamente como una función del tamaño muestral, tal y como hace Cushman (2000) al aplicar también los tests de Bierens (1997) a las series oferta de dinero, nivel de precios, renta real y tipo de interés nominal de Canadá. Sin embargo, utilizamos el criterio de Akaike (1973) porque aunque Ng y Perron (1995) demuestran que su contraste secuencial basado en un test t , desarrollado para determinar el orden p , causa menos distorsión de tamaño que el criterio de Akaike (1973), consideramos, al igual que Bierens (1997), que este último es más apropiado para simular el verdadero tamaño del test.

Los resultados que se obtienen al aplicar los tests propuestos por Bierens (1997), expuestos en el cuadro 3, ponen de manifiesto que tanto si el número de polinomios de Chebishev es 10 ó 20, se rechaza la H_0 de raíz unitaria con deriva en la tasa de inflación de España en favor de la hipótesis de estacionariedad alrededor de una tendencia no lineal únicamente mediante el test \tilde{T} . Sin embargo, en el caso del tipo de interés nominal, cuando el número de polinomios temporales de Chebishev es 10, podemos rechazar la H_0 , por la cola de la izquierda, al nivel de significación del 10% si utilizamos el estadístico \hat{t} , y al 5% si utilizamos el estadístico \hat{A} , mientras que utilizando el estadístico \tilde{T} , rechazamos por la cola de la derecha. Además, si consideramos el caso en el que el número de polinomios de Chebishev es 20, podemos rechazar la H_0 sólo con el test \tilde{T} .

La elección de los valores $m = 10$ y $m = 20$ se basa en el estudio llevado a cabo por Bierens (1997) para algunas series como el deflactor del Producto Nacional Bruto, el índice de precios de consumo y el tipo de interés de Estados Unidos. Es necesario destacar que una tendencia no lineal suave se aproxima bien mediante un número pequeño de polinomios de Chebishev. Además, debemos resaltar que la elección de m está sujeta a un número menor de críticas que la especificación del orden de la tendencia polinómica en el enfoque de Ouliaris *et al.* (1989); sin embargo, la potencia y el tamaño de estos tests dependen de m . El problema del tamaño de los tests de Bierens (1997) se puede resolver por simulación, pero dado un valor de m , la potencia depende de la tendencia desconocida no lineal bajo la hipótesis alternativa. Bierens (1997) propone fijar un valor de m que converja a infinito a una tasa controlada con el tamaño muestral, como la amplitud de truncamientos del estimador de Newey-West, pero no llega a obtener ninguna conclusión evidente que abogue a favor de este criterio.

Sin embargo, debemos tener presente el hecho, apuntado por Bierens (1997), de que en muestras finitas, los contrastes utilizados pueden presentar distorsiones de tamaño, debido tanto a la inclusión de los polinomios de Chebishev como al orden de los polinomios AR de la parte estocástica del proceso. Por consiguiente, resulta conveniente simular los p-valores de dichos contrastes a través de los procedimientos *bootstrap* paramétrico y *wild bootstrap*¹² (ver cuadro 4). Comparan-

(12) Los p-valores se obtienen por simulación del siguiente modelo $AR(q)$: $z_t - z_{t-1} = b_1(z_{t-1} - z_{t-2}) + \dots + b_q(z_{t-q} - z_{t-q-1}) + b_{q+1} + u_t$, siendo $t = q + 2, \dots, n$ y $m = 10$ y 20. El término de perturbación

Cuadro 3: TESTS DE LA H_0 DE RAÍZ UNITARIA CON DERIVA, FRENTE A LA H_1 DE ESTACIONARIEDAD ALREDEDOR DE UNA TENDENCIA NO LINEAL

Estadístico ($p = 1$)	TINFL		TINT		TINTFLEN		TINTR	
	m = 10	m = 20	m = 10	m = 20	m = 10	m = 20	m = 10	m = 20
Rechazo H_0 Izq. Dcha.								
E								
\hat{t} ET ENL	-5,4	-7,1	-6,7,*	-8,0	-5,4	-7,1	-5,8	-8,1
ENL								
E								
\hat{A} ET ENL	-59,8	-104,2	-91,1,**	-138,9	-49,1	-85,2	-70,4	-143,8
ENL								
E								
\hat{F} — ET ENL	3,1	3,2	4,2	3,4	2,958	3,7	3,4	3,6
ENL								
E								
\tilde{T} ET ENL	470,6 _D **	2747,7 _D **	129,9 _D *	1101,9 _D **	246,1 _D **	4121,7 _D **	297,5 _D **	1546,9 _D **

m = número de polinomios temporales de Chebishev, p = número de retardos. E = Estacionariedad en torno a una constante; ET = Estacionariedad alrededor de una tendencia lineal; ENL = Estacionariedad en torno a una tendencia no lineal. (*) y (**) Rechazo de la hipótesis nula al nivel de significación del 10% y 5%, respectivamente. El subíndice I indica rechazo de la H_0 por la cola de la izquierda.

Cuadro 4: P-VALORES SIMULADOS

Estadístico	TINFL		TINT		TINTFLEN		TINTR	
	B.P.	W.B.	B.P.	W.B.	B.P.	W.B.	B.P.	W.B.
	m = 10							
	p = 1		p = 1		p = 0		p = 1	
\hat{t}	0,562	0,822	0,460	0,790	0,480	0,516	0,430	0,488
\hat{A}	0,590	0,820	0,500	0,798	0,638	0,628	0,460	0,514
\hat{F}	0,434	0,178	0,532	0,206	0,428	0,380	0,278	0,270
\tilde{T}	0,672	0,564	0,680	0,602	0,208	0,256	0,216	0,302
	m = 20							
	p = 1		p = 1		p = 0		p = 1	
\hat{t}	0,560	0,764	0,402	0,774	0,564	0,638	0,410	0,502
\hat{A}	0,572	0,766	0,408	0,770	0,732	0,740	0,420	0,506
\hat{F}	0,438	0,236	0,584	0,224	0,770	0,616	0,230	0,190
\tilde{T}	0,590	0,652	0,344	0,584	0,934	0,742	0,070*	0,168

Nota: B.P. = *Bootstrap* Paramétrico; W. B. = *Wild bootstrap*. Los resultados se obtienen mediante 500 réplicas. (*) Rechazo de la hipótesis nula al nivel de significación del 10%.

do los resultados utilizando los valores críticos de Bierens (1997) con los p-valores simulados, todos los tests de Bierens (1997) que contrastan la H_0 de raíz unitaria con deriva, frente a la alternativa de estacionariedad alrededor de una tendencia no lineal, muestran una cierta distorsión de tamaño, ya que al simular estos p-valores ninguno de ellos permite rechazar la H_0 . Asimismo, las propiedades de potencia de cada uno de los tests considerados son muy diferentes, ya que parece que cada uno de ellos recoge diferentes aspectos de la H_1 y, además, depende de una tendencia desconocida no lineal bajo esta hipótesis. Por tanto, a través de estos tests no se puede rechazar la H_0 de que el tipo de interés y la tasa de inflación sean procesos I(1). Sin embargo, tal y como Bierens (2000) señala, para Estados Unidos, este resultado se puede obtener ante la falta de suavidad de las tendencias no lineales que presentan las series.

Por consiguiente, tanto los tests considerados en nuestro estudio que tienen en cuenta en sus hipótesis de partida rupturas en las series, como los que no las consideran, manifiestan en general evidencia a favor de que el tipo de interés nominal y la tasa de inflación en España son procesos I(1). Sin embargo, no se puede descartar totalmente que pueda tratarse de procesos I(0) con tendencia no lineal, si la ruptura en las series no se recoge suficientemente bien en las hipótesis de partida de estos tests. No obstante, tanto si ambas series son I(0) con tendencias no lineales, como si son I(1) podemos aplicar el contraste de Bierens (2000).

Contraste de cotendencias no lineales

Si y_t es un vector de k variables y se define su comportamiento temporal como:

$$y_t = g(t) + u_t,$$

donde $g(t) = \beta_0 + \beta_1 t + f(t)$, siendo $f(t)$ una función de tendencia no lineal¹³, constituida por k variables, y siendo u_t un proceso estacionario de media cero formado también por k variables¹⁴, se puede decir que existe una tendencia no lineal común entre las series implicadas si existe un vector no nulo θ , tal que $\theta'f(t) = 0$. Por tanto, para llevar a cabo el contraste de la H_0 de que existe un único vector de cotendencias no lineales, frente a la alternativa de no existencia de dicho vector, determinamos el autovalor generalizado mínimo $\hat{\lambda}_1$ que resuelve el problema $\det(\hat{M}_1 - \hat{M}_2) = 0$, siendo \hat{M}_1 y \hat{M}_2 estimaciones de matrices de momentos de sumas parciales definidas en Bierens (2000, p. 327), y obtenemos el estadístico de Bierens (2000), $n^{1-\alpha} \hat{\lambda}_1$, donde n es el tamaño muestral y $\alpha \in [0,1]$. Cabe destacar

aleatoria (u_t) se extrae a partir de una distribución normal con media cero y la varianza de esta distribución, en el caso del procedimiento *bootstrap* paramétrico, es la varianza estimada de los residuos del modelo bajo la H_0 y, en el caso del procedimiento *wild bootstrap*, se obtiene a partir del cuadrado de los residuos estimados por MCO del modelo bajo la H_0 . Los parámetros b_i y la varianza de u_t se estiman utilizando las series originales y los valores iniciales z_1, \dots, z_{q+1} también se obtienen a partir de los datos originales.

(13) Recoge la posible existencia de aparentes cambios estructurales en la serie observada.

(14) En el presente trabajo, al igual que Bierens (2000), consideramos el caso en el que el vector β_1 es nulo.

que la potencia asintótica de este test depende de la elección de α , de manera que cuanto menor es su valor, se obtiene mayor potencia. Nosotros consideramos un valor $\alpha = 1/2$, ya que tal y como argumenta Bierens (2000, p. 327) “ $\alpha = 1/2$ es el valor óptimo para la convergencia de \hat{M}_2 a M_2 , debido a que un valor de demasiado pequeño puede provocar distorsión en el tamaño del test”.

Al tratarse el contraste de Bierens (2000) de un test no-paramétrico, para su aplicación no es necesario especificar las tendencias no lineales, ni cualquier correlación serial que siga el proceso. Así, construimos para España un vector de series temporales $y_t = (TINFL_t, TINT_t)$, en el que $TINFL_t$ es la tasa de inflación y $TINT_t$ es el tipo de interés nominal, y calculamos el estadístico de Bierens (2000), que contrasta la H_0 de presencia de r cotendencias no lineales, frente a la alternativa de $r - 1$ cotendencias.

Bajo el supuesto inicial de que el tipo de interés nominal y la tasa de inflación en España son series estacionarias en torno a una tendencia no lineal y al aplicar el test de Bierens (2000), utilizando sus valores críticos, no rechazamos la H_0 de presencia de un vector de cotendencia no lineal entre estas dos series en España, al nivel de significación del 5%, aunque sí la rechazamos al 10% (ver cuadro 5). Sin embargo, se nos plantea la cuestión de si este rechazo observado al nivel de significación del 10% puede ser debido a la utilización de los valores críticos de Bierens (2000), obtenidos para un tamaño muestral de 500 observaciones, mientras que en el caso de España sólo tenemos 284 observaciones. Así pues, simulamos los valores críticos del test de Bierens¹⁵, para este menor número de observaciones mediante 10,000 réplicas. Los resultados, expuestos en el cuadro 6, ponen de manifiesto que los valores críticos de Bierens (2000) no son muy sensibles al tamaño muestral, por lo que de nuevo rechazamos la H_0 de presencia de un vector de cotendencia no lineal entre el tipo de interés y la tasa de inflación en España, al nivel de significación del 10%, aunque no al nivel del 5%. A pesar del rechazo observado al nivel del 10%, no podemos descartar totalmente la existencia de una tendencia determinista no lineal común entre el tipo de interés nominal y la tasa de inflación, puesto que no se rechaza al 5%.

La relación que estimamos entre la tendencia no lineal de la tasa de inflación y la del tipo de interés es la siguiente:

$$\text{Tendencia no lineal en TINFL} = 1,5 \times \text{Tendencia no lineal en TINT}$$

Además, también consideramos la H_0 de que el vector $(1, -1)^T$ es un vector de cotendencia no lineal. Es decir, contrastamos si puede existir una relación entre el tipo de interés nominal y la tasa de inflación que tenga un valor esperado constante, debido a que esta idea subyace en un gran número de estudios en el campo de la Teoría Económica y de las Finanzas sin obtener conclusiones claras. Para ello, utilizamos el test λ -Max de restricciones de Bierens (para más detalles, ver Bierens, 2000). El valor del estadístico es 0,47; dado que el valor crítico al 5% es 0,47, no rechazamos, aunque marginalmente, la hipótesis nula, por lo que si la única relación

(15) Utilizamos un programa escrito en Ox, versión 2.1 (Doornik, 1998).

que existe entre la tasa de inflación y el tipo de interés nominal procede de esta tendencia no lineal común, se puede decir que en el largo plazo podría darse un efecto Fisher completo. Asimismo, cabe remarcar que aunque no existiera una tendencia no lineal común entre el tipo de interés nominal y la tasa de inflación, podría producirse el efecto Fisher, aunque en este último caso el tipo de interés real presentaría una tendencia determinista no lineal. Además, independientemente de que ambas series sean I(1) o I(0) podría hablarse de efecto Fisher. En caso de que estas series fuesen procesos I(1), el test de Bierens (2000) habría hallado una relación de cointegración entre el tipo de interés nominal y la tasa de inflación y no una relación de cotendencia no lineal, por lo que también hablaríamos de efecto Fisher.

Cuadro 5: NÚMERO R DE VECTORES DE COTENDENCIAS PARA $Y_t = (TINFL_t, TINT_t)'$

r	Estadístico	Región crítica 10%	Región crítica 5%
1	0,39935*	> 0,35182	> 0,46577
2	1,84875**	> 0,53561	> 0,67420

Nota: (*) y (**) Rechazo de la H_0 de que existen r vectores de cotendencias no lineales al nivel de significación del 10% y del 5%, respectivamente. Los valores críticos que aparecen expuestos son los de Bierens (2000).

Cuadro 6: VALORES CRÍTICOS DEL ESTADÍSTICO DE COTENDENCIAS NO LINEALES DE BIERENS PARA UN TAMAÑO MUESTRAL DE 284 OBSERVACIONES

r	Región crítica 10%	Región crítica 5%
1	0,35081	0,45093
2	0,51164	0,61948

r = número de vectores de cotendencia lineal. Datos simulados utilizando un programa en Ox, versión 2.1 (Doornik, 1998), considerando 10.000 iteraciones y para series diferenciadas respecto a su media.

En Estados Unidos, Bierens (2000), al aplicar su contraste de cotendencias no lineales, también encuentra una relación entre el tipo de interés nominal y la tasa de inflación, relación que resulta ser indirecta y que deviene de la tendencia no lineal común que presentan ambas series. Una importante diferencia entre los resultados de Bierens (2000) y los nuestros, para España, es que Bierens (2000) obtiene que el coeficiente estimado que relaciona la tendencia no lineal de la tasa de inflación estadounidense con la tendencia no lineal del tipo de interés de los fondos federales es menor que la unidad, y puede aceptar estadísticamente incluso que dicha relación es de tipo uno a uno. Sin embargo, para España, aunque se

puede aceptar que dicha relación también puede ser de tipo uno a uno, también puede sobrepasar la unidad. En este último caso, no podríamos hablar de efecto Fisher completo. Este resultado podría ser explicado por el hecho de que, en economías grandes, y, por ello, relativamente cerradas, como la estadounidense, el banco central puede responder a determinados *shocks*, por ejemplo un alza en los precios del petróleo, modificando su tipo de interés en mayor medida que lo pueden hacer las economías más pequeñas y abiertas, como es el caso de España. En este país, la política monetaria de su banco central está restringida a la de otros países de su entorno comercial, de manera que su tipo de interés no puede desviarse mucho de los tipos de sus socios comerciales, ya que si lo hiciera el tipo de cambio podría experimentar elevados desajustes. Así pues, si existe un *shock* exógeno que afecta a la tasa de inflación de España, la respuesta del Banco de España al mismo será menor, ya que está sujeta también a la evolución de otras variables de los países de su entorno.

¿Es la inflación de productos energéticos la principal causa de la cotendencia no lineal entre la tasa de inflación y el tipo de interés nominal?

Resulta interesante analizar si el comportamiento de la tasa de inflación de los productos energéticos es la principal causa de la tendencia no lineal común hallada entre el tipo de interés nominal y la tasa de inflación en España. El indicio que nos lleva al presente análisis es el hecho de que, tal y como se ha comentado anteriormente, los valores más elevados de estas series coinciden con la manifestación en España de los efectos de los *shocks* energéticos de principios de los años setenta y ochenta. Además, tal y como se observa en el gráfico 1, tanto el tipo de interés nominal como la tasa de inflación de los precios de los bienes de consumo y de los productos energéticos muestran un patrón de comportamiento muy parecido.

Para poder aplicar el contraste de cotendencias no lineales de Bierens (2000) a un vector compuesto por estas tres series temporales es necesario explorar previamente el comportamiento individualizado de la tasa de inflación de los productos energéticos. Esta serie se ha calculado como la tasa interanual del índice de precios energéticos, elaborado por el INE, y su periodo muestral se extiende desde enero de 1977 hasta mayo de 2001.

Al aplicar los tests de raíces unitarias y de estacionariedad con y sin cambios estructurales en sus hipótesis de partida, se obtiene, en general, que la tasa de inflación de los productos energéticos puede ser considerada como un proceso $I(1)$, aunque algunos tests como el de Phillips y Perron (1988), Clemente *et al.* (1998) y el de Bierens (1997), basado en el estadístico \bar{T} , no descartan que pueda ser estacionaria (ver cuadros 1 a 3). Sin embargo, para este último contraste, sí se rechazaría la hipótesis de estacionariedad si se tiene en cuenta el p-valor simulado, mediante los procedimientos *bootstrap* paramétrico y *wild bootstrap* (ver cuadro 4). Este resultado podría ser consecuencia de la elevada no linealidad de la tendencia determinista, tal y como argumenta Bierens (1997). Por tanto, la evidencia general que se obtiene a partir de los tests de raíces unitarias y de estacionariedad que obtenemos es que, en términos generales, la tasa de inflación de los productos energéticos es un proceso $I(1)$, aunque no podemos descartar totalmente que pueda tratarse de un proceso $I(0)$ alrededor de una tendencia no lineal, en caso de

que la no linealidad de esta serie no se recoja suficientemente bien en las hipótesis de partida de los tests utilizados en nuestro estudio.

Así, suponiendo que la tasa de inflación de los productos energéticos puede ser una serie estacionaria en torno a una tendencia no lineal, llevamos a cabo el análisis sobre la posible existencia de una o dos relaciones de cotendencia no lineal entre las variables del siguiente vector: $y_t' = (TINFL_t, TINT_t, TINFLEN_t)$, donde *TINFLEN* es la tasa de inflación de los productos energéticos.

Tal y como se observa en el cuadro 7, no se rechaza la existencia de dos vectores de cotendencia, $r = 2$, incluso al nivel de significación del 10%, de manera que se obtiene una relación entre la tendencia no lineal de la tasa de inflación española y el tipo de interés nominal, con respecto a la tendencia no lineal de la tasa de inflación de los productos energéticos. Esta relación es más evidente que la que obteníamos en la subsección precedente entre la tendencia no lineal de la tasa de inflación y la del tipo de interés nominal, ya que ésta última relación se rechaza al nivel de significación del 10%. Ello puede ser debido a que existen más factores que inciden en la relación entre el tipo de interés nominal y la tasa de inflación, que no consideramos en nuestro trabajo, pero que podrían ser tenidos en cuenta en posteriores trabajos. Las relaciones que obtenemos entre las tendencias no lineales de estas series son las siguientes:

$$\text{Tendencia no lineal en TINFL} = 2,39 \times \text{Tendencia no lineal en TINFLEN}$$

$$\text{Tendencia no lineal en TINT} = 2,06 \times \text{Tendencia no lineal en TINFLEN}$$

Teniendo en cuenta las relaciones precedentes, contrastamos, de nuevo, si se cumple el efecto Fisher completo, es decir, si el tipo de interés real presenta un valor esperado constante, contrastando si el vector $(-1, 1, 0)^T$ es un vector de cotendencia, utilizando una vez más el test λ -Max. Como en el caso anterior, el estadístico toma un valor muy próximo al valor crítico al 5% ($\approx 0,47$). Luego el resultado que se obtiene es que, de nuevo, no rechazamos la H_0 al nivel de significación del 5%, por lo que, al menos marginalmente, no se puede rechazar la hipótesis tradicional del efecto Fisher, es decir, se puede considerar que el tipo de interés real esperado en el largo plazo es estacionario.

Cuadro 7: NÚMERO R DE VECTORES DE COTENDENCIAS
 PARA $Y_t = (TINFL_t, TINT_t, TINFLEN_t)^T$

<i>r</i>	Estadístico	Región crítica 10%	Región crítica 5%
1	0,06743	> 0,35182	> 0,46577
2	0,41559	> 0,53561	> 0,67420
3	1,87868**	> 0,70366	> 0,86038

Nota: (*) y (**) Rechazo de la H_0 de que existen *r* vectores de cotendencias no lineales al nivel de significación del 10% y del 5%, respectivamente. Los valores críticos que aparecen expuestos son los de Bierens (2000).

En vista de los resultados anteriores, concluimos que la tendencia no lineal común hallada entre el tipo de interés nominal y la tasa de inflación puede ser, en gran medida, consecuencia de la tendencia no lineal que presenta la tasa de inflación de los productos energéticos, cuya no linealidad se puede explicar por los importantes *shocks* que se producen en los precios del petróleo. Por tanto es posible establecer una relación entre el tipo de interés nominal y la tasa de inflación que sea estacionaria en torno a una constante. En caso de que hubiéramos partido del supuesto de que la tasa de inflación, el tipo de interés y la tasa de crecimiento de los precios de los productos energéticos fueran $I(1)$, las relaciones anteriores se pueden interpretar como relaciones de cointegración entre las tres variables.

Por otra parte, y con el fin de poder contrastar directamente si el tipo de interés real *ex-ante* es estacionario o no, y no indirectamente a través de la relación entre las tendencias no lineales que presentan la tasa de inflación y el tipo de interés nominal, analizamos dicha variable. Bajo los supuestos de expectativas racionales y que la expectativa de inflación a largo plazo viene determinada por la tendencia no lineal hallada en esta serie, estimamos esta tendencia para obtener la expectativa de inflación de largo plazo que nos permita calcular el tipo de interés real *ex-ante*¹⁶. El gráfico 2 muestra el gran sincronismo existente entre la evolución de la tasa de inflación y la expectativa de la tasa de inflación.

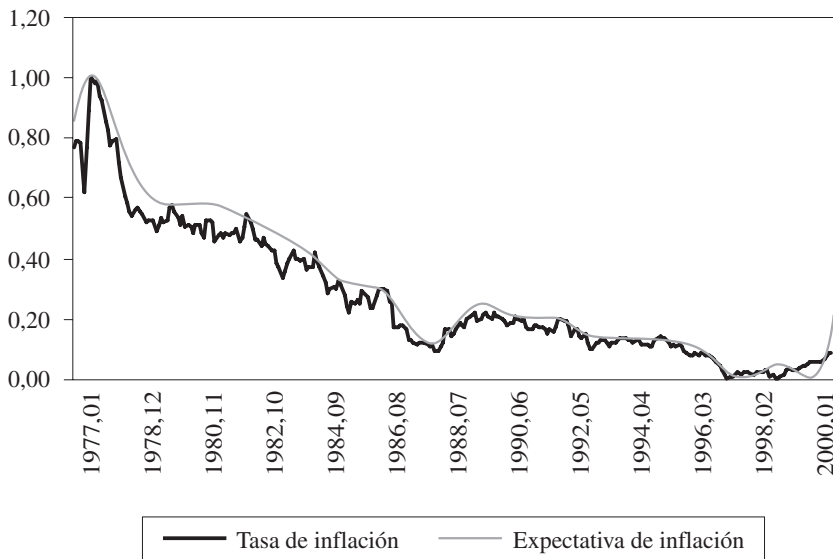
En el cuadro 1 se recogen los resultados de aplicar al tipo de interés real *ex-ante* los contrastes de raíces unitarias y de estacionariedad que no tienen en cuenta rupturas en la tendencia de las series en sus hipótesis de partida, obteniendo como conclusión, que, en general, el tipo de interés real es un proceso $I(0)$. Sin embargo, cuando aplicamos algunos tests de raíces unitarias que consideran que se producen rupturas en la función tendencia en un periodo de tiempo desconocido (ver cuadros 2 y 3), no se rechaza la H_0 de raíz unitaria, excepto cuando se considera la posibilidad de un cambio estructural en el contexto de un modelo innovational outlier, y cuando se estima el p-valor del test \hat{T} de Bierens (1997) mediante el procedimiento *bootstrap* paramétrico y $m = 20$, en cuyo caso se obtiene un rechazo de la H_0 de raíz unitaria con deriva constante, a favor de la hipótesis de estacionariedad alrededor de una tendencia no lineal. No obstante, es necesario destacar que atendiendo al trabajo de Perron (1989) y al de Bierens (1997), estos tests pueden tener menor potencia si la serie objeto de análisis es más “no lineal” que la no linealidad recogida en las hipótesis de partida de los tests¹⁷. Además, si se observa el gráfico 3, que representa gráficamente la evolución de este tipo de interés real *ex-ante*, se observa que la serie muestra un gran número de rupturas en su tendencia determinista. Por tanto, no se puede descartar que pueda tratarse de una serie estacionaria en torno a una tendencia no lineal y, por consiguiente, que se produzca el efecto Fisher en la economía española.

(16) La estimación de la tendencia no lineal de la tasa de inflación se obtiene a partir del ajuste de polinomios de Chebishev.

(17) Destaquemos, sin embargo, que la presencia de tendencias no lineales no es necesariamente resultado de cambios estructurales, mientras que determinados cambios estructurales (por ejemplo, un “salto” en la media del proceso) pueden reflejarse en forma de tendencias no lineales.

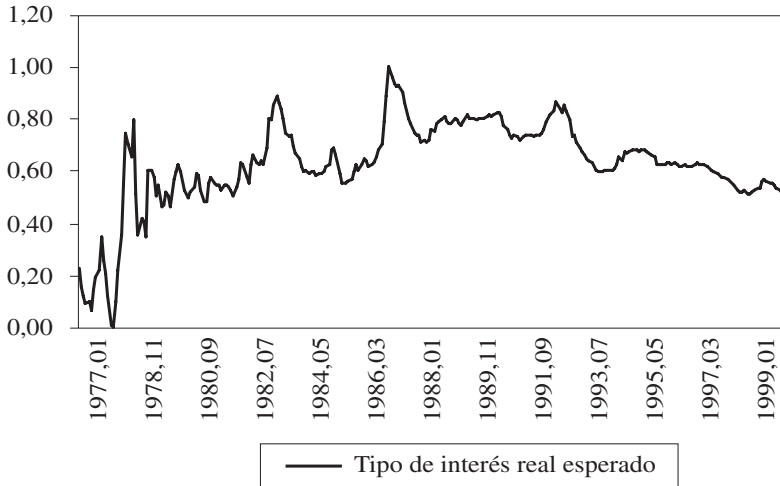
Finalmente, resaltamos que el hecho de que el tipo de interés real *ex-ante* sea o no estacionario en torno a una tendencia determinista no lineal, no contradice el hecho de que pueda existir una relación estacionaria alrededor de una constante entre la tasa de inflación y el tipo de interés nominal que proceda de la existencia de una tendencia determinista no lineal común a ambas series¹⁸ o de una tendencia estocástica común. Sin embargo, el hecho de que se obtenga que el tipo de interés real *ex-ante* pueda ser estacionario abogaría en favor de la hipótesis de Fisher, es decir, en el largo plazo las expectativas de inflación serían absorbidas, en gran parte, por el tipo de interés nominal.

Gráfico 2: TASA DE INFLACIÓN Y EXPECTATIVA DE INFLACIÓN (SERIES ESTANDARIZADAS)



(18) Esta tendencia no lineal estaría causada, en parte, por la evolución de la inflación de los productos energéticos que incide en el tipo de interés nominal y la tasa de inflación.

Gráfico 3: TIPO DE INTERÉS REAL ESPERADO (SERIE ESTANDARIZADA)



CONCLUSIONES

Nuestro estudio se centra en el análisis relativo a la posibilidad de que se produzca el efecto Fisher en la economía española, teniendo en cuenta que tanto el tipo de interés nominal como la tasa de inflación en España pueden presentar cambios estructurales ocasionados por algún *shock* exógeno. La no consideración de estos cambios estructurales lleva a la mayor parte de estudios orientados al efecto Fisher en la economía española a rechazar esta hipótesis. Nosotros mostramos que sí es posible que se produzca dicho efecto en España cuando son tenidos en cuenta estos cambios.

El resultado que obtenemos, al utilizar el contraste no paramétrico de Bierens (2000) con la finalidad de hallar una relación de equilibrio entre el tipo de interés nominal y la tasa de inflación en España, es que si estas series son estacionarias en torno a una tendencia no lineal y ésta es común a ambas, puede existir una relación entre estas dos series estacionaria alrededor de una constante, como consecuencia de dicha cotendencia no lineal. Asimismo obtenemos que esta cotendencia no lineal sería consecuencia, en gran medida, de la influencia que sobre ellas ejerce la tendencia no lineal que presenta la tasa de inflación de los productos energéticos. Por el contrario, si el tipo de interés nominal y la tasa de inflación fueran procesos $I(1)$, el test de Bierens (2000) es un test de cointegración. En tal caso, la relación hallada a través de este contraste entre el tipo de interés nominal y la tasa de inflación de España, podría interpretarse como una relación de equilibrio entre estas series, ocasionada por la presencia de una tendencia estocástica común a ambas.

Por tanto, independientemente de que el tipo de interés nominal y la tasa de inflación en España sean procesos $I(0)$ o $I(1)$, se puede hallar una relación estacionaria en torno a una constante entre el tipo de interés nominal y la tasa de inflación. Esto no implica que el tipo de interés real tenga que ser estacionario en torno a una constante, ya que puede existir otro tipo de relaciones entre ambas series que provengan de otros factores. Teniendo en cuenta este argumento y bajo los supuestos de expectativas racionales, y que la expectativa de inflación a largo plazo viene determinada por la tendencia no lineal estimada para dicha serie, calculamos el tipo de interés real *ex-ante*, el cual, tras una serie de análisis, no se descarta que pueda ser estacionario, lo que a su vez abogaría a favor de la hipótesis de Fisher en España.



REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- Ahn, S.K. y G.C. Reinsel (1990): "Estimation for partially nonstationary multivariate autoregressive models", *Journal of the American Statistical Association*, 85, págs. 813-823.
- Akaike, H.J. (1973): Information theory and an extension of the maximum likelihood principle, en B.N. Petro y F. Csaki (Eds.): *Second International Symposium on Information Theory*, págs. 267-281, Budapest.
- Aznar, A. y J. Nuevas (1995): "Una propuesta de contraste del efecto Fisher con expectativas racionales: aplicación al caso español", *Revista Española de Economía*, vol. 12, 2, págs. 281-307.
- Banerjee, A., R.L. Lumsdaine y J.H. Stock (1992): "Recursive and sequential tests for a unit root: Theory and international evidence", *Journal of Business and Economic Statistics*, 10, págs. 271-287.
- Bierens, H. J. (1993): "Higher-order sample autocorrelations and the unit root hypothesis", *Journal of Econometrics*, 57, págs. 137-160.
- Bierens, H.J. (1997): "Testing the unit root with drift hypothesis against nonlinear trend stationarity, with an application to the US price level and interest rate", *Journal of Econometrics*, 81, págs. 29-64.
- Bierens, H.J. (2000): "Nonparametric nonlinear cotrending analysis, with an application to interest and inflation in the United States", *Journal of Business and Economic Statistics*, vol. 18, 3, págs. 323-337.
- Bierens, H.J. y S. Guo (1993): "Testing stationarity and trend stationarity against the unit root hypothesis", *Econometric Reviews*, 12, págs. 1-32.
- Cagan, P. (1980): "Comment", en S. Fisher (Ed.): *Rational Expectations and Economic Policy*, págs. 156-160, University of Chicago Press, Chicago.
- Carmichael, J. y P.W. Stebbing (1983): "Fisher's paradox and the theory of interest", *American Economic Review*, vol. 73, 2, págs. 619-630.
- Cavanagh, C.L., G. Elliott y J.H. Stock (1995): "Inference in models with nearly integrated regressors", *Econometric Theory*, 11, págs. 1.131-1.147.
- Chapman, D.A. y M. Ogaki (1993): "Cotrending and the stationarity of the real interest rate", *Economics Letters*, 42, págs. 133-138.
- Christiano, L.J. (1992): "Searching for a break in GNP", *Journal of Business and Economic Statistics*, 10, págs. 237-250.
- Clemente, J., A. Montañés y M. Reyes (1998): "Testing for a unit root in variables with a double change in the mean", *Economics Letters*, 59, págs. 175-182.

- Coppock, L. y M. Poitras (2000): "Evaluating the Fisher effect in long-term cross-country averages", *International Review of Economics and Finance*, 9, págs. 181-192.
- Crowder, W. y D. Hoffman (1996): "The long-run relationship between nominal interest rates and inflation: the Fisher equation revisited", *Journal of Money, Credit and Banking*, 28, págs. 102-118.
- Cushman, D.O. (2000): *Nonlinear trends and co-trending in Canadian money demand. Mimeo*, Department of Economics, University of Saskatchewan, Canada.
- Daniels, J.P., F. Nourzad y R.K. Toutkoshian (1996): "Testing the Fisher effect as a long-run equilibrium relation", *Applied Financial Economics*, 6, págs. 115-120.
- Darby, M.R. (1975): "The financial and tax effects of monetary policy on interest rates", *Economic Inquiry*, 13, págs. 266-276.
- Dickey, D.A. y W.A. Fuller (1979): "Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root", *Journal of the American Statistical Association*, 74, págs. 427-431.
- Dickey, D.A. y W.A. Fuller (1981): "Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root", *Econometrica*, 49, págs. 1.057-1.072.
- Doornik, J.A. (1998): *Object-oriented matrix programming using Ox 2.0*, London: Timberlake Consultants Ltd and Oxford: www.nuff.ox.ac.uk/Users/Doornik.
- Duck, N. (1993): "Some international evidence on the quantity theory of money", *Journal of Money, Credit and Banking*, 25, págs. 1-12.
- Engle, R.F. y C.W.J. Granger (1987): "Co-integration and error correction: Representation, estimation, and testing", *Econometrica*, 55, págs. 251-276.
- Engle, R.F. y S. Kozicki (1993): "Testing for common features", *Journal of Business and Economic Statistics*, 11, págs. 369-386.
- Engsted, T. (1995): "Does the long-term interest rate predict future inflation?", *Review of Economics and Statistics*, 77, págs. 42-54.
- Evans, L.T., S.P. Keef y J. Okunev (1994): "Modelling real interest rates", *Journal of Banking and Finance*, 18, págs. 153-165.
- Fama, E.F. (1975): "Short term interest rates as predictors of inflation", *American Economic Review*, 65, págs. 269-282.
- Fama, E.F. y M.R. Gibbons (1982): "Inflation, real returns and capital investment", *Journal of Monetary Economics*, 9, págs. 297-324.
- Fama, E.F. y W.G. Schwert (1977): "Asset returns and inflation", *Journal of Financial Economics*, 4, págs. 115-146.
- Feldstein, M.S. (1982): "Inflation, tax rules and investment: some econometric evidence", *Econometrica*, 50, págs. 825-862.
- 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, págs. 135-148.
- Fisher, I. (1896): "Appreciation and interest", *AEA Publications*, 3 (11), págs. 331-442.
- Fisher, I. (1930): *The theory of interest*, New York.
- García, R. y P. Perron (1996): "An analysis of the real interest rate under regime shifts", *Review of Economics and Statistics*, 78, págs. 111-125.
- Huizinga, J. y F.S. Mishkin (1984): "Inflation and real interest rates on assets with different risk characteristics", *Journal of Finance*, 39, págs. 699-712.
- Huizinga, J. y F.S. Mishkin (1986): "Monetary policy regime shifts and the unusual behavior of real interest rates", *Carnegie-Rochester Conference on Public Policy*, 24, págs. 231-274.
- Johansen, S. (1988): "Statistical analysis of cointegration vectors", *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12, págs. 231-254.

- Johansen, S. (1991): "Estimation and hypothesis testing of cointegrating vectors in gaussian vector autoregressive models", *Econometrica*, 59, págs. 1.551-1.580.
- Johansen, S. y K. Juselius (1990): "Maximum likelihood estimation and inference on cointegration, with applications to the demand for money", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 52, págs. 169-210.
- Johansen, S. y K. Juselius (1992): "Testing structural hypotheses in a multivariate cointegration analysis of the PPP and the UIP for UK", *Journal of Econometrics*, 53, págs. 211-244.
- Kandel, S., A.R. Ofer y O. Sari (1996): "Real interest rates and inflation: An ex ante empirical analysis", *Journal of Finance*, 51, págs. 205-225.
- King, R.G. y M.W. Watson (1997): "Testing long-run neutrality", *Federal Reserve Bank of Richmond Economic Quarterly*, 83, págs. 69-101.
- Koustaş, Z. y A. Serletis (1999): "On the Fisher effect", *Journal of Monetary Economics*, 44, págs. 105-130.
- Kwiatkowski, D., P.C.B. Phillips, P. Schmidt y S. Shin (1992): "Testing the null hypothesis of stationarity against the alternative of a unit root", *Journal of Econometrics*, 54, págs. 159-178.
- Lanne, M. (2001): "Near unit root and the relationship between inflation and interest rates: A reexamination of the Fisher effect", *Empirical Economics*, 26, págs. 357-366.
- Lee, J., C. Clark y S.K. Ahn (1998): "Long- and short-run Fisher effects: new tests and new results", *Applied Economics*, 30, págs. 113-124.
- Levi, M.D. y J.H. Makin (1978): "Anticipated inflation and interest rates: Further interpretation of findings on the Fisher equation", *American Economic Review*, 68, págs. 801-812.
- MacDonald, R. y P.D. Murphy (1989): "Testing for the long-run relationship between interest rates and inflation using cointegration techniques", *Applied Economics*, 21, págs. 439-447.
- Malliaropoulos, D. (2000): "A note on nonstationarity, structural breaks, and the Fisher effect", *Journal of Banking and Finance*, 24, págs. 695-707.
- Mishkin, F.S. (1981): "The real rate of interest: An empirical investigation. The cost and consequences of inflation", *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, 15, págs. 151-200.
- Mishkin, F.S. (1990): "What does the term structure of interest rates tell us about future inflation?", *Journal of Monetary Economics*, 25, págs. 77-95.
- Mishkin, F.S. (1992): "Is the Fisher effect for real? A reexamination of the relationship between inflation and interest rates", *Journal of Monetary Economics*, 30, págs. 195-215.
- Modigliani, F. y R. Cohn (1979): "Inflation, rational valuation, and the market", *Financial Analysts Journal*, 35, págs. 24-44.
- Mundell, R. (1963): "Inflation and real interest", *Journal of Political Economy*, 71, págs. 280-283.
- Nelson, C.R. y G.W. Schwert (1977): "Short-term interest rates as predictors of inflation: On testing the hypothesis that the real rate of interest is constant", *American Economic Review*, vol. 67, 3, págs. 478-486.
- Nelson, C.R. y C.I. Plosser (1982): "Trends and random walks in macroeconomics time series", *Journal of Monetary Economics*, 10, págs. 129-162.
- Newey, W.K. y K.D. West (1987): "A simple positive definite heteroskedasticity an autocorrelation consistent covariance matrix", *Econometrica*, 55, págs. 703-708.

- Ng, S. y P. Perron (1995): "Unit root tests in ARMA models with data-dependent methods for the selection of the truncation lag", *Journal of the American Statistical Association*, 90, págs. 268-281.
- Ouliaris, S., J.Y. Park y P.C.B. Phillips (1989): "Testing for a unit root in the presence of a maintained trend", en Ray, B. (Ed.): *Advances in Econometrics and Modelling*, Kluwer, Dordrecht, págs. 6-28.
- Park, J.Y. y B. Choi (1988): *A new approach to testing for a unit root*, Working Paper, 88-23, Center for Analytical Economics, Cornell University, Ithaca, NY.
- Perron, P. (1989): "The great crash, the oil price shock and the unit root hypothesis", *Econometrica*, 57, págs. 1.361-1.402.
- Perron, P. (1994): "Trend, unit root and structural change in macroeconomic time series", en B.B. Rap (Ed.): *Cointegration for the Applied Economist*, MacMillan Press, Basingstoke, págs. 113-146.
- Perron, P. (1997): "Further evidence on breaking trend functions in macroeconomic variables", *Journal of Econometrics*, 80, págs. 355-385.
- Perron, P. y T.J. Vogelsang (1992): "Nonstationarity and level shifts with an application to purchasing power parity", *Journal of Business and Economic Statistics*, 10(3), págs. 301-320.
- Phillips, P.C.B. (1998): *Econometric analysis of Fisher's equation*, Working paper, Yale University.
- Phillips, P.C.B. y P. Perron (1988): "Testing for a unit root in time series regression", *Biometrika*, 75, págs. 335-346.
- Rico, P. (2001): "El efecto Fisher y la paridad de interés real. Evidencia para la economía española", *Revista Española de Financiación y Contabilidad*, vol. 30, 109, págs. 691-722.
- Said, S.E. y D.A. Dickey (1984): "Testing for unit roots in autoregressive-moving average of unknown order", *Biometrika*, 71, págs. 599-607.
- Schwert, G.W. (1979): *Tests of causality: The message in the innovations*, Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy, 10, págs. 55-95.
- Summers, L.H. (1983): "The non-adjustment of nominal interest rates: A study of the Fisher effect", en James Tobin (Ed.): *A Symposium in Honor of Arthur Okun*, Brookings Institution, Washington.
- Tsay, W. (2000): "Long memory story of the real interest rate", *Economics Letters*, 67, págs. 325-330.
- Vogelsang, T.J. y P. Perron (1998): "Additional tests for a unit root allowing for a break in the trend function at an unknown time", *International Economic Review*, vol. 39(4), págs. 1.073-1.100.
- Wallace, M.S. y J.T. Warner (1993): "The Fisher effect and the term structure of interest rates: Tests of cointegration", *Review of Economics and Statistics*, 75, págs. 320-324.
- Wicksell, K. (1907): "The influence of the rate of interest on prices", *Economic Journal*, 17, págs. 213-220.
- Zivot, E. y D.W.K. Andrews (1992): "Further evidence on the Great Crash, the Oil-price shock, and the unit-root hypothesis", *Journal of Business and Economic Statistics*, vol. 10, 3, págs. 251-270.

Fecha de recepción del original: marzo, 2001

Versión final: julio, 2002

ABSTRACT

In this paper we analyse the possible existence of the Fisher effect in the Spanish economy, by taking into account that both the nominal interest rate and the inflation rate in Spain are likely to present structural changes derived from some exogenous shock. Not considering these structural changes could have led to reject the existence of such an effect for the Spanish case. However, once these structural changes are accounted for, we show that the Fisher effect may in fact hold for the Spanish economy. For this purpose, we use the nonlinear cointegration test developed by Biersens (2000), which takes the form of a cointegration test when the series under analysis are not stationary.

Key words: nonlinear cointegration, Fisher effect, cointegration, *ex-ante* real interest rate.

JEL classification: E49, C19.