

EL EFECTO FISHER Y LA PARIDAD DE INTERÉS REAL. EVIDENCIA PARA LA ECONOMÍA ESPAÑOLA

Paz Rico

WP-EC 99-13

Correspondencia a: Paz Rico Belda: UNIVERSITAT DE VALÈNCIA, Departamento de Análisis Económico, Edificio Departamental Oriental, Campus dels Tarongers, 46022 Valencia, e-mail: Paz.Rico@uv.es

Editor: Instituto Valenciano de Investigaciones Económicas, S.A.

Primera Edición Septiembre 1999.

Depósito Legal: V-3795-1999

Los documentos de trabajo del IVIE ofrecen un avance de resultados de las investigaciones económicas en curso, con objeto de generar un proceso de discusión previa a su remisión a las revistas científicas.

-
- Este trabajo ha estado financiado por una ayuda a la investigación concedida por el Instituto Valenciano de Investigaciones Económicas).

EL EFECTO FISHER Y LA PARIDAD DE INTERÉS REAL. EVIDENCIA PARA LA ECONOMÍA ESPAÑOLA

Paz Rico

RESUMEN

En este trabajo se contrasta empíricamente el cumplimiento de la hipótesis de Fisher y de la paridad de interés real para el caso español. El objetivo es determinar el comportamiento del tipo de interés real ex-ante que condiciona las decisiones intertemporales de ahorro e inversión. Para ello se utiliza la metodología de series temporales, en particular el procedimiento de Johansen, que permite diferenciar entre los efectos a largo plazo y la dinámica del corto plazo. Los resultados obtenidos muestran evidencia favorable a la verificación en el largo plazo de la hipótesis de Fisher ajustada por impuestos pero no así de la paridad de interés real.

PALABRAS CLAVES: Diferenciales de inflación, tipo de interés, cointegración, vector de corrección de error, paridad del poder de compra y paridad no cubierta del tipo de interés.

ABSTRACT

This paper provides an empirical test of the Fisher effect and of the real interest parity. The objective is to determine the behavior of the ex-ante real interest that conditions the intertemporal savings and investment decisions. The method used is the time series properties of the data, which allows to separate estimation of the long-run equilibrium relationship from the nuisance parameters that characterize the short-run dynamics. The results find support in the long run for a tax-adjusted Fisher hypothesis but not for the real interest parity.

KEY WORDS: Inflation differentials, interest rates, cointegration, vector error correction, purchasing power parity and uncovered interest parity.

1. INTRODUCCIÓN

En los últimos años, el buen comportamiento de la inflación y la necesidad de converger en tipos de interés con los países europeos permiten que el Banco de España aplique una política monetaria relajada, recortando el precio oficial del dinero hasta situarlo a finales de 1998 en el 3%, convergiendo con los países del euro. Esta distensión monetaria conlleva que los tipos de interés, tanto a corto como a largo plazo, experimenten descensos, estrechándose los diferenciales respecto a los países centrales de Europa. El diferencial de tipos de interés a 10 años con Alemania pasa de los 580 puntos básicos, que presenta a finales de 1992¹, a los 30 puntos básicos de finales de 1998.

Estos movimientos paralelos de los tipos de interés y de las tasas de inflación tienen repercusiones en la política monetaria. Hay que tener en cuenta que el tipo de interés real ex-ante condiciona las decisiones intertemporales de ahorro e inversión. Entender su dinámica y relación con otras variables, tales como inflación, diferencial de inflación, etc., resulta esencial para los gestores de política económica puesto que es el elemento fundamental en la transmisión de la política monetaria y de los efectos de la política fiscal.

El objetivo de este trabajo es analizar empíricamente el cumplimiento o no del efecto Fisher y de la paridad de interés real (ó efecto Fisher internacional) que determinan el comportamiento del tipo de interés real. Para ello se utiliza la metodología de series temporales, en particular el procedimiento de Johansen (1988), que permite diferenciar entre los efectos a largo plazo y la dinámica del corto plazo.

La conocida identidad de Fisher define el tipo de interés real ex-ante a un determinado plazo como la diferencia entre el tipo de interés nominal a dicho plazo y la tasa de inflación esperada. A largo plazo el tipo de interés real tiende a su nivel de equilibrio, por lo que un incremento del tipo de interés nominal indicará un incremento de la tasa de inflación futura. Si a corto plazo se cumpliera el efecto Fisher la política monetaria no tendría efecto alguno sobre la economía. Por otro lado, el banco central tiene como objetivo estabilizar la tasa de inflación

¹ Octubre de 1992.

a medio y largo plazo, para lo cual resulta necesario conocer las expectativas de inflación de los agentes. Si se cumple el efecto Fisher los tipos de interés nominales serán predictores de las expectativas de inflación y, por lo tanto, un instrumento útil para los gestores de política monetaria. De lo que se trata pues es de comprobar si la hipótesis de Fisher se cumple en el corto y largo plazo.

Como se ha señalado la ecuación original de Fisher indica que el tipo de interés real ex-ante es la diferencia entre el tipo de interés nominal y la tasa de inflación esperada. El cumplimiento de la hipótesis de Fisher a largo plazo supone que el tipo de interés nominal y la tasa de inflación esperada se mueven 1 a 1 y comparten tendencia, lo que implica que el tipo de interés real es estacionario y que los tipos de interés nominales son predictores de la tasa esperada de inflación. Ahora bien, cuando existe incertidumbre con respecto a la evolución futura de los precios, los activos cuya rentabilidad está fijada en términos nominales ofrecen una rentabilidad en términos reales que no es cierta sino arriesgada. Si los agentes son aversos al riesgo, exigirán una prima por inflación que les compense de asumir ese riesgo. En tal caso, la diferencia entre los tipos de interés nominales y la tasa esperada de inflación ya no será igual al tipo de interés real sino que incorporará también la prima por inflación.

La forma teórica de las primas por riesgo de inflación puede obtenerse del modelo de valoración de activos financieros CCAPM, obteniéndose una ecuación de Fisher ampliada que incluye la citada prima de riesgo. Esta prima por inflación se expresa como el producto de dos factores: el coeficiente de aversión relativa al riesgo de los agentes y la covarianza esperada entre precios y consumo. El coeficiente de aversión al riesgo mide la importancia que los agentes conceden a la existencia de riesgo en la economía. La covarianza entre consumo y nivel de precios cuantifica el riesgo asociado a la evolución futura de los precios, que no puede ser eliminado a través de la elección de una cartera suficientemente diversificada.

Por otro lado, y siguiendo a Crowder y Hoffman (1996), el rendimiento nominal de los bonos está sujeto a una tasa impositiva marginal τ , de tal forma que hay que corregir la ecuación de Fisher por impuestos. A largo plazo si se cumple la hipótesis de Fisher ampliada (por las primas de inflación) y corregida (por impuestos) se obtendrá un vector de cointegración entre los tipos de interés nominales y la tasa de inflación $(1, \frac{-1}{1-\tau})$. Si no se tiene

en cuenta los efectos fiscales se puede rechazar el efecto Fisher erróneamente si el vector de cointegración no es (1,-1).

Por último, la existencia de una relación a largo plazo permite obtener un vector bivariante de corrección de error que revela la dinámica del tipo de interés nominal e inflación y el orden causal entre inflación y tipo de interés.

En ninguno de los trabajos empíricos sobre el efecto Fisher para la economía española se acepta rotundamente dicho efecto. Mauleón (1987) y Esteve y Tamarit (1996) contrastan indirectamente el efecto Fisher al estimar una ecuación del tipo de interés nominal e incluir la tasa de inflación como variable explicativa. Mauleón concluye que no hay un efecto significativo de la tasa de inflación sobre el tipo de interés y Esteve y Tamarit obtienen que existe un efecto Fisher parcial. Por su parte, Aznar y Nievas (1995) y Bajo y Esteve (1998) utilizan metodología de series temporales para contrastar el efecto Fisher². Mientras Aznar y Nievas concluyen que debe rechazarse el efecto Fisher en la economía española y que la tasa de inflación no tiene ningún efecto sobre el tipo de interés nominal, los resultados de Bajo y Esteve son favorables a la existencia de un efecto Fisher parcial en el largo plazo. Por último, Alonso et al. (1997), utilizando la misma metodología que en este trabajo, obtienen evidencia favorable a la verificación de la relación de Fisher excepto en el horizonte de doce meses.

En ninguno de los trabajos anteriores se ha considerado el ajuste de los datos por impuestos mientras que en este trabajo, siguiendo a Crowder y Hoffman, se va a considerar el posible efecto fiscal lo que permitirá contrastar la existencia o no del efecto Darby.

Por otro lado, la paridad de interés real³ indica que la diferencia de tipos de interés nominales entre dos países se corresponde con el diferencial futuro de inflación. Si se cumple a corto plazo, las políticas económicas de estabilización no tendrán efecto alguno puesto que el tipo de interés real vendrá determinado por el nivel del tipo de interés exterior. Al mismo tiempo, el cumplimiento de la paridad de interés real implica que el diferencial de tipos de interés será un predictor del diferencial futuro de inflación. No obstante, como en la ecuación

² Sin embargo, a diferencia de este trabajo, en ninguno de ellos se utiliza metodología VAR.

³ Nos referimos a que se cumple conjuntamente la paridad no cubierta de interés y la paridad del poder de compra.

de Fisher, el considerar la existencia de incertidumbre y de impuestos conlleva tener que ajustar y ampliar la paridad de interés real por la prima de riesgo de inflación y por impuestos, con el fin de recoger adecuadamente la relación existente entre las variables.

Para contrastar el cumplimiento o no de la paridad de interés real se aplica también la metodología de series temporales, tal y como hacen Johansen y Juselius (1992), que permite comprobar si se cumplen la paridad del poder de compra y la paridad no cubierta del tipo de interés que están detrás de la paridad de interés real.

Por tanto, en este trabajo se van a contrastar dos proposiciones diferentes. Una proposición considera que el diferencial de los tipos de interés es un predictor insesgado del diferencial futuro de inflación mientras que la otra implica que el tipo de interés nominal es un predictor insesgado de la tasa de inflación futura. La primera proposición requiere la igualdad de los tipos de interés reales ex-ante y para ello debe de cumplirse la paridad incubierta de interés y la paridad del poder de compra. Por su parte, la segunda proposición conlleva la verificación de la hipótesis de Fisher⁴ y, por tanto, la constancia del tipo de interés real ex-ante en el tiempo. Así pues, la igualdad de los tipos de interés ex-ante no implica su constancia en el tiempo.

La estructura del trabajo es la siguiente: Tras esta introducción, se presentan, en el apartado segundo, los hechos estilizados que pueden extraerse de la evolución de los tipos de interés nominales y de la tasa de inflación española y alemana. En el apartado tercero, se recoge el marco teórico de la ecuación de Fisher y de la paridad de interés real. En el cuarto apartado, se realiza un análisis univariante de cada una de las series, para determinar el orden de integrabilidad, y, a continuación, el análisis de cointegración. En el quinto apartado, se analiza las implicaciones dinámicas de la hipótesis de Fisher y de la paridad de interés real. Y por último, el apartado sexto recoge las principales conclusiones. Estas conclusiones pueden resumirse de modo breve, diciendo que existe evidencia del cumplimiento en el largo plazo del efecto Fisher ajustado por impuestos pero no así de la paridad de interés real.

⁴ Caporale and Pittis (1996).

2. EVOLUCIÓN DE LOS TIPOS DE INTERÉS E INFLACIÓN

En este apartado se analiza la evolución de los tipos de interés y de la tasa de inflación en España y Alemania⁵ con el fin de extraer conclusiones respecto de la relación entre los tipos de interés nominales e inflación, entre los tipos de interés nominales nacionales y foráneos y entre las tasas de inflación española y alemana. El periodo de tiempo considerado finaliza en junio de 1998 y, por lo tanto, no incluye la puesta en marcha del Euro.

Los datos utilizados son mensuales y se han obtenido del Boletín Estadístico del Banco de España. Para analizar la relación entre los tipos de interés nominales e inflación, los precios y tipos de interés utilizados, en este apartado, son el índice de precios al consumo (IPC) y el tipo de interés interbancario a un año. Con respecto a la relación entre los tipos de interés nominales españoles y alemanes se han considerado dos plazos: el tipo de interés interbancario a tres meses, el mibor en España y el fibor en Alemania, y el rendimiento de los bonos del Estado a diez años. Por último, la relación entre las tasas de inflación nacional y foránea se analiza utilizando como precios el IPC de España y Alemania.

Comenzando con la relación entre los tipos de interés nominales e inflación, el Cuadro 1 recoge los estadísticos descriptivos más representativos de las series en niveles y primeras diferencias, durante el periodo que abarca desde junio de 1982 hasta junio de 1998. Durante dicho periodo, el tipo de interés medio a un año es decreciente como lo muestra el signo negativo de la primera diferencia de la serie. Asimismo, la primera diferencia de la tasa de inflación presenta también signo negativo reflejando el descenso de ésta durante el periodo considerado. El coeficiente de correlación en niveles entre el tipo de interés a un año y la tasa de inflación es del 77%, indicando un elevado grado de asociación entre estas variables. Por otro lado, en el Gráfico 1 puede observarse un claro paralelismo en la evolución de estas dos series, de forma que la mayor (o menor) inflación tiende a trasladarse a tipos nominales de interés más elevados (o reducidos). No obstante, la traslación no parece total, al menos en el corto y medio plazo, por lo que la hipótesis de Fisher no parece cumplirse.

⁵ El hecho de que Alemania, durante el periodo considerado, tenga en Europa carácter de país líder, de tal forma que sus decisiones en materia de tipos de interés arrastran al resto de países europeos y sin embargo, las decisiones del resto de Europa le afectan poco, ha determinado que sea este país, y no otro país europeo, el que se haya considerado a la hora de compararlo con España, en lo que respecta a la evolución del tipo de interés e inflación que nos ocupa.

CUADRO 1. Estadísticos descriptivos

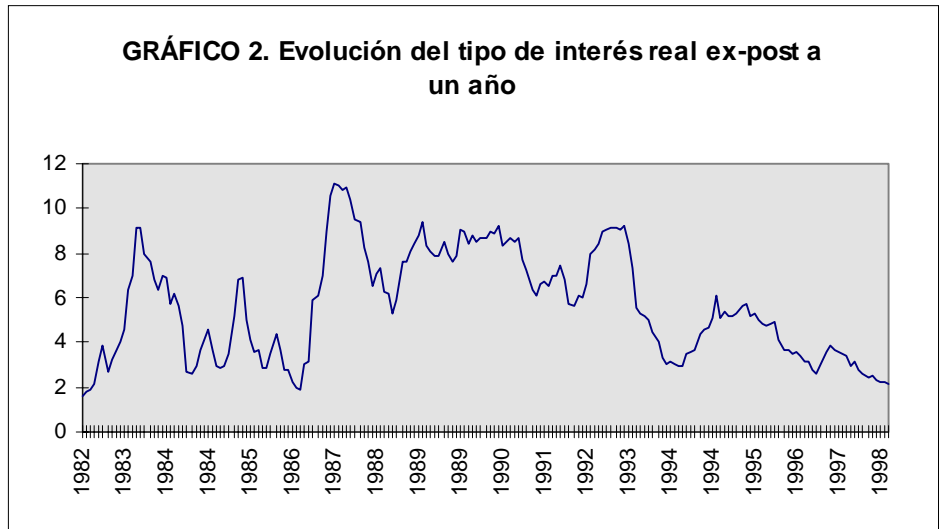
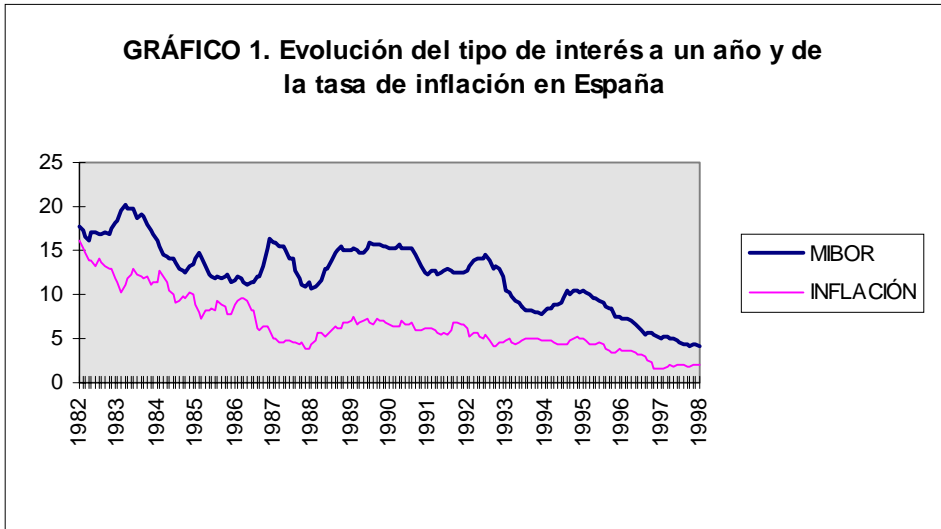
Series	Desviación	
	Media	Estándar
Mibor 1 año	12,221	3,835
Dmibor 1 año	-0,070	0,492
Inflación España	6,559	3,197
Dinflación España	-0,063	0,480
Inflación Alemania	2,441	1,522
Dinflación Alemania	-0,019	0,316

CORRELACIÓN

Mibor - Inflación	0,777
Inflación Esp./Alem.	0,246

Fuente: Elaboración propia a partir de los datos del Boletín Estadístico del Banco de España.

Nota: El periodo muestral abarca desde junio de 1982 hasta junio de 1998



El Gráfico 2 recoge el tipo de interés real ex-post, obtenido descontando al tipo de interés nominal la inflación observada, comprobándose que tiende a decrecer en periodos de aceleración inflacionista y a aumentar cuando la inflación se modera. No obstante, hay que tener en cuenta que el tipo de interés real ex-post puede no ser una buena *proxy* del tipo de interés real ex-ante, que se considera en las decisiones de inversión y consumo y al que hace referencia la ecuación de Fisher, si el tipo de interés nominal incluye una importante prima de riesgo de inflación o existen errores en las expectativas de los agentes. Al igual que el tipo de interés real ex-ante, estas dos variables tampoco son observables. Ayuso y López-Salido (1997) estiman conjuntamente, en el marco del CCAPM, y para el periodo que incluye desde el tercer trimestre de 1979 hasta el cuarto trimestre de 1995, el tipo de interés real ex-ante, la prima de inflación y los errores en las expectativas de inflación de los agentes. De acuerdo con

sus resultados, el tipo de interés real ex-ante a un año presenta una reducida correlación con el tipo de interés real ex-post, indicando, por tanto, que éste no es una buena *proxy* del tipo de interés real ex-ante. Por otro lado, obtienen que la diferencia entre ambos tipos de interés se debe, fundamentalmente, a los errores en las expectativas de inflación de los agentes, mientras que la prima por inflación juega un menor papel. Asimismo Ayuso (1996) estima los tipos de interés reales ex-ante a medio y largo plazo (1, 3, 5 y 10 años), durante el periodo 1985-1995, y muestra que éstos se han mantenido estables entre el 4,5% y 5%, lo que contrasta con la evolución de los tipos de interés reales ex-post que se muestran no sólo más variables sino también más elevados. Dado que el coeficiente de aversión relativa al riesgo estimado es pequeño, y por tanto es improbable que la prima por inflación sea elevada, Ayuso considera que la diferencia entre ambos tipos de interés reales puede estar reflejando un cierto error de sobrepredicción, por parte de los agentes, a la hora de anticipar el comportamiento futuro de la tasa de inflación. Por otro lado, Alonso y Ayuso (1996) estiman, para el periodo 1970-1995, las primas por inflación, a partir de su forma funcional teórica en el marco del CCAPM, y obtienen que éstas han sido notablemente reducidas⁶ y estables.

Con respecto a las causas o razones que pueden explicar el incumplimiento de la hipótesis de Fisher, varias son las razones que se han argumentado en la literatura. Una de estas explicaciones se le conoce como el efecto Darby según el cual el tipo de interés nominal es más sensible a la tasa de inflación que lo que supone el efecto Fisher como consecuencia de la presencia de impuestos. Cuando el efecto de los impuestos (Darby (1975)) es considerado es de esperar una respuesta del tipo de interés nominal a la inflación mayor de la unidad, como consecuencia de que los agentes analizan la rentabilidad de una inversión en términos reales pero neta de impuestos. De esta forma, ante un incremento de la inflación los agentes demandaran un incremento del tipo de interés nominal mayor para que su rentabilidad real neta de impuestos se mantenga constante.

Una segunda explicación viene de la mano del denominado efecto Mundell-Tobin según el cual la respuesta de la demanda de dinero a la inflación hace que el aumento del tipo de interés nominal sea inferior al de la inflación.

⁶ Por debajo de los 40 puntos básicos.

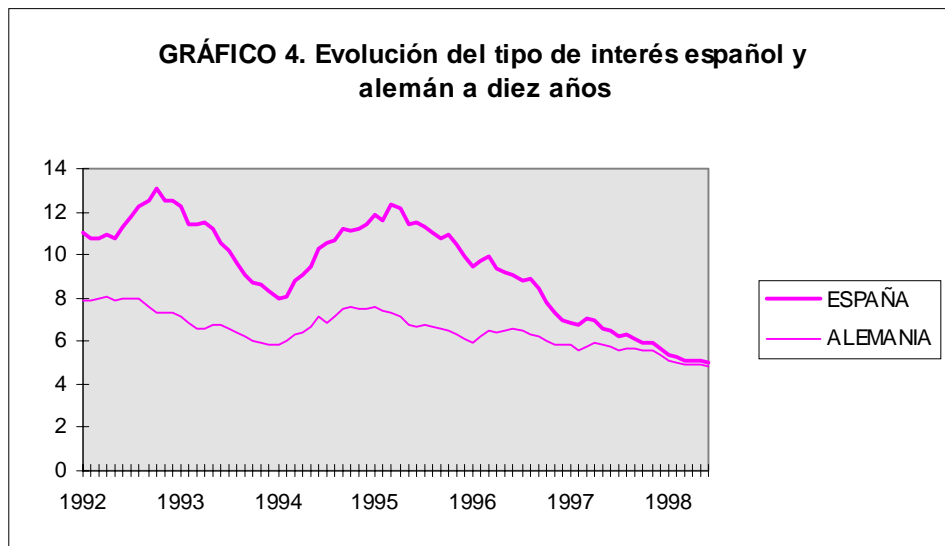
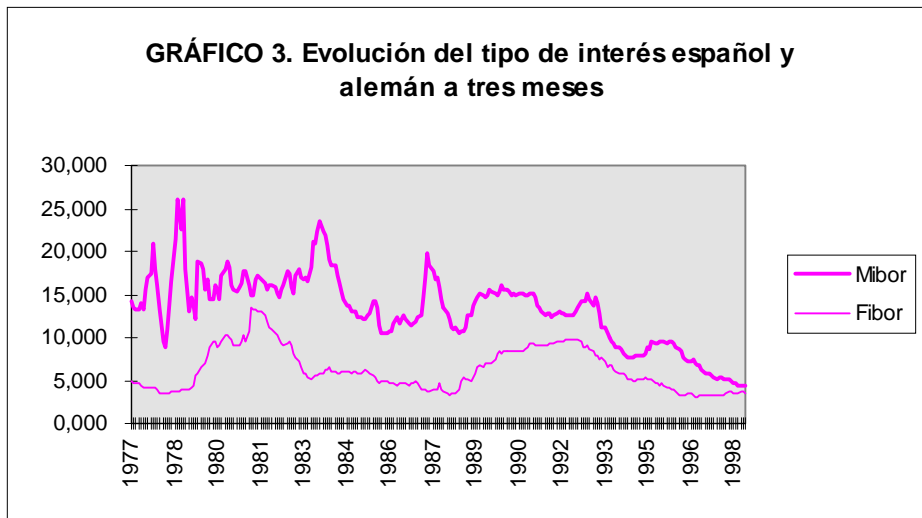
Una tercera explicación del incumplimiento del efecto Fisher sería la miopía que pueden presentar los agentes en el corto y medio plazo, con respecto a la previsión de inflación, de tal forma que, si expectativas se desvían de la inflación realmente observada, aunque el tipo de interés nominal incremente con las expectativas de inflación, éste no reflejará la inflación observada.

La existencia de rigideces en los mercados financieros proporciona otra razón del incumplimiento de la hipótesis de Fisher. La existencia de limitaciones legales o de cualquier otra naturaleza pueden impedir que los tipos de interés nominales, al menos en el corto plazo, refleje la evolución seguida por la tasa de inflación.

Por otro lado, el condicionante exterior puede dar otra explicación a que no se traslade el incremento de la inflación a los tipos de interés nominales. En mercados financieros muy integrados, los tipos de interés nominales tienden a igualarse por lo que el tipo de interés nominal de un determinado país vendrá determinado por la evolución del tipo internacional, fundamentalmente si se trata de un país pequeño y con un tipo de cambio relativamente estable. De esta forma, un incremento de la tasa de inflación no se trasladará al tipo de interés nominal que estará condicionado por los tipos de interés nominales internacionales. Sin embargo, es de esperar que a largo plazo la integración de los mercados financieros implique la igualación de los tipos de interés reales, además del tipo nominal, por lo que es previsible que este efecto tenga sólo repercusiones en el corto plazo y desaparezca en el largo plazo.

Por último, una sexta explicación estaría relacionada con la metodología empleada en el contraste del efecto Fisher. Crowder y Hoffman (1996) consideran que la relación de Fisher requiere utilizar la metodología de series temporales de tal forma que la aplicación de otras metodologías no adecuadas puede llevar al rechazo de la hipótesis. En relación a esta explicación de carácter técnico, también podría considerarse como posible causa del incumplimiento del efecto Fisher la forma de medir las expectativas de inflación, que no son observables y que pueden introducir sesgos en el análisis.

Por lo que respecta a la relación entre los tipos de interés nacionales y foráneos, los Gráficos 3 y 4 muestran la evolución de los tipos de interés españoles y alemanes a tres meses



y diez años, respectivamente. El periodo muestral abarca desde enero de 1977 a junio de 1998, en los tipos de interés a tres meses, y de enero de 1992 a junio de 1998, en los tipos de interés a diez años. Como puede observarse, en los últimos años, los tipos de interés españoles y alemanes evolucionan de forma semejante, indicando la clara dependencia de los tipos de interés españoles de la evolución del tipo de interés alemán aunque, no obstante, los tipos de interés españoles son superiores a los tipos alemanes. La causa de esta diferencia es la prima de riesgo con la que los mercados venían penalizando a la peseta por su inestabilidad histórica.

La moneda única implica obviamente la desaparición de las primas de riesgo sobre la peseta⁷. No obstante, el rasgo más destacable es el estrechamiento de los diferenciales entre los tipos de interés. A principio de los años noventa los diferenciales habituales entre los tipos de interés españoles y alemanes se sitúan en torno a los 3 ó 4 puntos para el plazo de diez años. Las tres devaluaciones de la peseta, las dificultades por las que atraviesa el sistema monetario europeo y la crisis económica de 1993, conllevan un incremento de dicho diferencial, que llega a situarse en los 5,8 puntos, en octubre de 1992. Con el restablecimiento de la confianza de los mercados a principios de 1994 disminuye el diferencial, dejándolo en algo más de 2,1 puntos en febrero, y a finales de 1998 dicho diferencial alcanza los 30 puntos básicos.

El Cuadro 2 muestra los estadísticos descriptivos de los tipos de interés nominales de cada país y en él se observa que, como ya se ha visto gráficamente, la media de los tipos de interés españoles, durante el periodo considerado, es más elevada que la de los tipos de interés alemanes. Asimismo, la volatilidad de los primeros, medida por la desviación estándar, también es sistemáticamente superior a la de los segundos. Por otra parte, la volatilidad de los tipos de interés es inversamente proporcional al plazo, indicando que los tipos de interés a corto plazo son más volátiles que los tipos a largo plazo, tanto en España como Alemania. Por último, las primeras diferencias de las series, presentan un signo negativo que se explica por el descenso de los tipos de interés que se produce en el periodo. No obstante, esta reducción es mayor en los tipos de interés españoles, que desde un nivel superior al de los tipos alemanes han tenido que reducirse hasta niveles cercanos a la convergencia necesaria para el proceso de la Unión Monetaria.

Si atendemos al coeficiente de correlación entre el tipo de interés nominal de cada país, éste indica el fuerte condicionamiento del tipo de interés nacional al tipo de interés exterior, durante el periodo que abarca desde enero de 1992 y junio de 1998, puesto que se sitúa por encima del 88%, tanto en los tipos de interés a tres meses como el de 10 años. Si se considera todo el periodo para el que se dispone de datos del tipo de interés a tres meses, el coeficiente de correlación es de tan sólo el 39%, lo cual indica que en los últimos años incrementa el grado de asociación entre los tipos de interés como consecuencia del proceso

⁷ En el gráfico 3 se observa como a partir de 1989, en que España se incorpora al Mecanismo de Cambios e Intervención (MCI) del SME, se reduce la variabilidad del tipo de interés y éste presenta una evolución más acorde con la del tipo de interés alemán.

CUADRO 2. Estadísticos descriptivos

Series	Desviación	
	Media	Estándar
Tipo 10 años España	9,369	2,279
Dtipo 10 años España	-0,078	0,849
Tipo 10 años Alemania	6,507	0,859
Dtipo 10 años Alemania	-0,040	0,171
Mibor 3 meses	13,244	4,221
Dmibor 3 meses	-0,039	1,282
Fibor 3 meses	6,306	2,517
Dfibor 3 meses	-0,005	0,357

CORRELACIÓN

Mibor - Fibor	0,393
Tipo 10 años Esp/Alem.	0,888

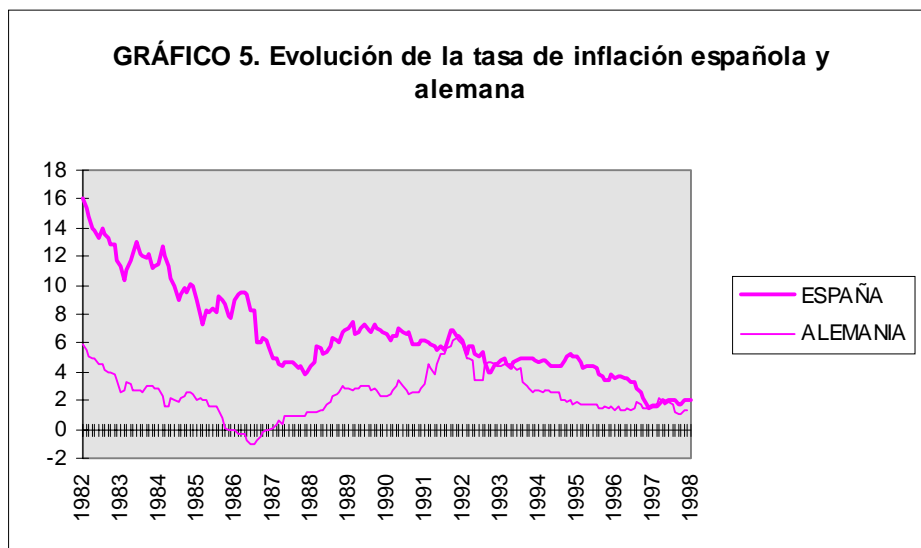
Fuente: Elaboración propia a partir de los datos del Boletín Estadístico del Banco de España.

Nota: Periodo muestral tipos a largo plazo: 1992.01-1998.06
Periodo muestral tipos a corto plazo: 1977.01-1998.06.

de convergencia necesario para cumplir con los criterios de Maastricht y entrar en la primera fase de la Unión Monetaria⁸.

⁸ El coeficiente de correlación entre el mibor y el fibor durante el periodo que abarca desde la entrada de España al MCI en 1989 hasta junio de 1992 es del 86%, lo que indica que la plena incorporación de España al SME conllevó una mayor relación entre ambos tipos de interés al reducirse la incertidumbre cambiaria.

Por último, y con respecto a la relación entre la tasa de inflación de España y Alemania, el Gráfico 5 y Cuadro 1 reflejan una mayor tasa media de inflación en España que en Alemania, al mismo tiempo que la volatilidad del proceso de inflación es sistemáticamente más alta en España que en Alemania. No obstante, en los últimos años se produce un proceso de convergencia de nuestra tasa de inflación hacia los niveles europeos, de tal forma que el diferencial de inflación se sitúa en 0,68 puntos en junio de 1998 frente a los 4 puntos de principios de los noventa. En promedio la tasa de inflación española cae a lo largo del periodo al igual que sucede con la alemana, pero no obstante, y fruto de la convergencia, la reducción de la tasa de inflación en España es mayor que la que tiene lugar en Alemania.



3. MARCO TEÓRICO

3.1. Ecuación de Fisher generalizada

En este apartado se deriva la ecuación de Fisher ampliada a partir de las relaciones de equilibrio entre los rendimientos nominales y reales de los diferentes activos financieros existentes en la economía, de acuerdo con el modelo estocástico intertemporal de valoración de activos financieros conocidos como el CCAPM⁹.

El CCAPM parte del supuesto de que los agentes eligen la composición de sus carteras para maximizar la utilidad esperada de la senda infinita de consumos futuros contingentes y que su única fuente de riqueza es, precisamente, el rendimiento de dicha cartera¹⁰. En cada periodo t , los agentes resuelven el siguiente problema:

$$\text{Max} E_t \sum_{i=0}^{\infty} \beta^i u(C_{t+i}) \quad (1)$$

sujeto a la restricción:

$$P_s \left(C_s + \sum_{j=1}^T W_{sj} \right) = \sum_{j=1}^T P_{s-j} W_{s-j} R_{s-j} \quad s \geq t \quad (2)$$

donde β es un parámetro de preferencia temporal, C_s , el consumo real del individuo en el momento s , W_{sj} , la cantidad real invertida en el momento s en un activo financiero que vence dentro de j periodos y cuyo rendimiento nominal (incluida la devolución del principal) es $R_{s, s+j}$, y, finalmente, P_s es el nivel general de precios en el momento s .

Las condiciones de primer orden del problema anterior lleva a:

⁹ Véase Lucas (1978).

¹⁰ Posteriormente, y siguiendo a Crowder y Hoffman, se considera que el rendimiento está sujeto a una tasa impositiva τ .

$$E_t \left[RMS_{t,t+k} \frac{P_t}{P_{t+k}} R_{t,t+k}^k \right] = 1 \quad \forall t, k \quad (3)$$

donde $RMS_{t,t+k}$ es la relación marginal de sustitución entre consumo futuro y consumo presente. Este conjunto de condiciones de optimalidad implica que los rendimientos reales esperados, descontados según la relación marginal de sustitución entre consumo presente y consumo futuro, de todos los activos financieros debe ser, en equilibrio, iguales entre sí.

Considerando activos cuya rentabilidad nominal sea sin riesgo y que k es igual a 1, la condición (3) quedaría como:

$$R_{t,t+1} = \frac{1}{E_t \left[RMS_{t,t+1} \frac{P_t}{P_{t+1}} \right]} \quad \forall t \quad (4)$$

Si se considera ahora activos financieros cuya rentabilidad está expresada en términos reales, la condición (3) quedaría en este caso:

$$E_t \left(RMS_{t,t+1} RR_{t,t+1} \right) = 1 \quad \forall t \quad (5)$$

donde $RR_{t,t+1}$ es el rendimiento real en t del activo con plazo $k=1$. Para los activos financieros cuya rentabilidad real sea sin riesgo, la condición (5) quedaría:

$$RR_{t,t+1} = \frac{1}{E_t \left(RMS_{t,t+1} \right)} \quad \forall t \quad (6)$$

Tomando logaritmos en las expresiones (4) y (6) y restándolas se obtiene:

$$i_{t,t+1} - r_{t,t+1} = \log E_t \left(RMS_{t,t+1} \right) - \log E_t \left(RMS_{t,t+1} \frac{P_t}{P_{t+1}} \right) \quad (7)$$

donde $i_{t,t+1}$ es el logaritmo del rendimiento nominal de un bono cupón cero emitido en t y con vencimiento un periodo y $r_{t,t+1}$ es el logaritmo del rendimiento real de un bono cupón cero e indiciado emitido en t con un plazo de maduración igual a un periodo.

Si se supone que la relación marginal de sustitución y el cociente de precios siguen una distribución logarítmico normal, la ecuación anterior quedaría:

$$i_{t,t+1} = r_{t,t+1} + E_t(\pi_{t,t+1}) + \text{cov}(rms_{t,t+1}, \pi_{t,t+1}) - \frac{1}{2} \text{var}(\pi_{t,t+1}) \quad (8)$$

donde $rms_{t,t+1} = \log RMS_{t,t+1}$.

La ecuación (8) indica que el tipo de interés nominal está positivamente relacionado con el tipo de interés real y la tasa de inflación esperada como en la ecuación original de Fisher. Sin embargo, la covarianza entre la relación marginal de sustitución y la tasa de inflación y la varianza de la tasa de inflación entran también en esta relación diferenciándola de la conocida ecuación de Fisher. Cada uno de estos sumandos tiene una interpretación económica diferente. La pérdida del poder de compra del dinero viene recogida por la tasa de inflación esperada y por la varianza condicional de la inflación. La covarianza entre la relación marginal de sustitución y la tasa de inflación puede interpretarse como la prima de riesgo exigida al activo cuyo rendimiento es seguro en términos nominales, pero arriesgado en términos reales. Como se ha comentado en el apartado anterior, Alonso y Ayuso (1996) estiman las primas de riesgo de inflación y obtienen que éstas han sido reducidas y estables.

Crowder y Hoffman (1996) consideran que los rendimientos nominales de los bonos cupón cero están sujetos a una tasa impositiva marginal τ de tal forma que la ecuación generalizada de Fisher queda:

$$i_{t,t+1}(1 - \tau) = r_{t,t+1} + E_t(\pi_{t,t+1}) + \text{cov}(rms_{t,t+1}, \pi_{t,t+1}) - \frac{1}{2} \text{var}(\pi_{t,t+1}) \quad (9)$$

Si se suponen expectativas racionales:

$$\pi_{t,t+1} = E_t(\pi_{t,t+1}) + \varepsilon_{t+1} \quad E_t(\varepsilon_{t+1}) = 0 \quad (10)$$

se puede reescribir la ecuación de Fisher ampliada y ajustada por impuestos de la siguiente forma:

$$i_{t,t+1} = \frac{\pi_{t,t+1} + \rho - \xi}{1 - \tau} + \varepsilon_{t+1} \quad (11)$$

donde ρ recoge el tipo de interés real más la varianza condicional de la inflación y ξ es la prima de riesgo. Crowder y Hoffman indican que el término constante en la relación simple entre inflación y tipo de interés nominal incluye el tipo de interés real más la varianza condicional de la inflación menos la prima de riesgo, todo ello ajustado por la tasa impositiva.

Generalmente se supone que la rentabilidad real, la prima de riesgo y el error de expectativas son variables estacionarias, no así el tipo de interés nominal y la tasa de inflación. Si el tipo de interés nominal y la tasa de inflación son ambos integrados de orden uno, bajo el supuesto de que el tipo de interés real y la prima de riesgo son estacionarios, deberán de estar cointegrados en un vector de cointegración $(1, \frac{-1}{1-\tau})$.

3.2. La paridad de interés real

La paridad del poder de compra (PPC) en su versión relativa indica que la tasa de depreciación del tipo de cambio vendrá determinada por el diferencial de inflación:

$$(s_{t+m} - s_t) = (\pi_{t+m} - \pi_{t+m}^*) \quad (12)$$

donde s es el logaritmo de la tasa de cambio spot en t , definido sobre la moneda del país extranjero, π es la tasa de inflación definida como el logaritmo del cociente de los índices de precios entre t y $t+m$, y el asterisco se refiere al país extranjero.

La paridad no cubierta de interés (PII) afirma que el diferencial de intereses es igual a la depreciación esperada del tipo de cambio:

$$E_t(s_{t+m} - s_t) = i_{t,m} - i_{t,m}^* \quad (13)$$

donde $i_{t,m}$ es el tipo de interés nominal nacional al plazo m en el momento t y i_{t+m}^* es el tipo de interés foráneo al plazo m en t .

Si los agentes utilizan la PPC para formar sus expectativas sobre la tasa de depreciación del tipo de cambio, obtendrán que ésta será igual a la diferencia entre la inflación esperada en su país $E_t(\pi_{t+m})$ y la inflación esperada exterior $E_t(\pi_{t+m}^*)$:

$$E_t(s_{t+m} - s_t) = E_t(\pi_{t+m}) - E_t(\pi_{t+m}^*) \quad (14)$$

Combinando la PII y la ecuación (14) se obtiene:

$$i_{t,m} - i_{t,m}^* = E_t(\pi_{t+m}) - E_t(\pi_{t+m}^*) \quad (15)$$

que puede reescribirse como:

$$i_{t,m} - E_t(\pi_{t+m}) = i_{t,m}^* - E_t(\pi_{t+m}^*) \quad (16)$$

de tal forma que, haciendo uso de la ecuación original de Fisher, los tipos de interés reales ex-ante son iguales. Esta relación se conoce como la ecuación internacional de Fisher.

Si suponemos expectativas racionales, la ecuación (15) queda:

$$i_{t,m} - i_{t,m}^* = (\pi_{t+m} - \pi_{t+m}^*) + (u_{t+m} - u_{t+m}^*) \quad (17)$$

con lo que el diferencial de los tipos de interés nominales será un predictor insesgado del diferencial futuro de inflación. Para ello los tipos de interés reales entre países deben de ser

iguales. Esta relación está basada en que se cumple la ecuación original de Fisher, pero si, como se ha visto en el apartado anterior, se tiene en cuenta el riesgo de depreciación por inflación de los activos y los tipos impositivos que gravan los rendimientos de los activos se obtiene una ecuación de Fisher ampliada por la prima de riesgo y ajustada por impuestos. En ese caso, el tipo de interés real más la varianza condicional de la inflación menos la prima de riesgo de un determinado país, todo ello ajustado por impuestos, deberá ser igual al tipo de interés real más la varianza condicional de la inflación menos la prima de riesgo del otro país, también ajustada por su tasa impositiva:

$$\frac{\rho_{t,m} - \xi}{1 - \tau} = \frac{\rho_{t,m}^* - \xi^*}{1 - \tau^*} \quad (18)$$

siendo ρ y ρ^* los tipos de interés reales más la varianza condicional de la inflación del país y del exterior, respectivamente, y ξ y ξ^* las primas de riesgo por inflación nacional y foránea, respectivamente. De esta forma la paridad de interés real ampliada y ajustada por impuestos será¹¹:

$$i_{t,m} - i_{t,m}^* = \frac{\pi_{t+m}}{1 - \tau} - \frac{\pi_{t+m}^*}{1 - \tau^*} \quad (19)$$

Esto implica que los diferenciales de inflación deben de estar ajustados por los tipos impositivos marginales de cada país, de tal forma que, si se consideran los impuestos, la PPC se modifica y queda como:

$$(s_{t+m} - s_t) = \frac{\pi_{t+m}}{1 - \tau} - \frac{\pi_{t+m}^*}{1 - \tau^*} \quad (20)$$

Por tanto, en el análisis empírico se va a tener en cuenta la tasa impositiva marginal de España y Alemania con el fin de ajustar los datos.

Para contrastar el cumplimiento a largo plazo de la ecuación internacional de Fisher corregida por impuestos y ampliada por la prima de riesgo de cada país, se aplica el

¹¹Se ha obviado el término de error.

procedimiento de Johansen al vector de variables que recoge el tipo de interés español y alemán, y la tasa de inflación, española y alemana. De esta forma se determina el número de vectores de cointegración existentes entre las series y si estos vectores se corresponden con la PPC y PII que están detrás de la paridad de interés real. Hay que tener en cuenta que a largo plazo el tipo de cambio permanece constante con lo que si se cumple la PII se obtendrá un vector de cointegración (1, -1) entre los tipos de interés nominales y si se cumple la PPC se obtendrá un vector $(1, -\frac{1-\tau}{1-\tau^*})$ entre las tasas de inflación. Posteriormente, el vector de corrección de error revelará la dinámica entre estas variables.

4. RAÍCES UNITARIAS Y RELACIÓN DE LARGO PLAZO

Los datos utilizados para analizar la ecuación de Fisher son el mibor a tres meses y un año y el IPC, con el que se obtiene la tasa de inflación trimestral anualizada y la tasa de inflación anual. Por su parte, para analizar la paridad de interés real se utilizó el mibor y el fibor a tres meses y el IPC, tanto español como alemán, con él que se obtiene la tasa de inflación trimestral anualizada de ambos países.

Para determinar el orden de integrabilidad de cada una de las series, se analizan las funciones de autocorrelación muestral y parcial, en niveles y en diferencias, y se aplican los contrastes de Dickey y Fuller(1979) y de Phillips y Perron (1988).

Los coeficientes de autocorrelación de las series en niveles son elevados y caen lentamente indicando que éstas no son ruido blanco, ver Cuadro 3. La función de autocorrelación parcial presenta un único valor significativo de primer orden indicando que las series muestran un comportamiento claro de procesos autoregresivos de orden uno. Las funciones de autocorrelación muestral y parcial sugieren la necesidad de tomar una primera diferencia en todas las series. Los coeficientes de autocorrelación de las series en primeras diferencias son pequeños y no presentan ningún comportamiento mostrando que se tratan de procesos estacionarios. Los resultados de los test univariantes de raíces unitarias corroboran las conclusiones obtenidas con las funciones de autocorrelación muestral y parcial de las series

e indican que no se puede rechazar la hipótesis de la existencia de una raíz unitaria tanto en los tipos de interés como en la tasa de inflación, ver Cuadro 4.

CUADRO 3. Coeficientes de autocorrelación

Orden Correlación			Inflación	Dinflación	Inflación	Dinflación
	Mibor	Dmibor	España	España	Alemania	Alemania
1	0,976	0,427	0,963	0,093	0,967	0,186
2	0,945	0,218	0,926	0,028	0,929	0,006
3	0,912	0,237	0,892	-0,156	0,890	0,055
4	0,872	0,142	0,861	-0,056	0,850	0,128
5	0,831	0,045	0,834	-0,118	0,807	0,048
6	0,790	-0,030	0,806	-0,024	0,764	-0,070

CUADRO 4. Test de raíces unitarias

Series	ADF	PP
Mibor 3 meses	-2,301	-2,548
Dmibor 3 meses	-11,747	-12,999
Fibor 3 meses	-1,867	-1,417
Dfibor 3 meses	-4,840	-11,219
Mibor 1 año*	-0,294	-0,658
Dmibor 1 año*	-10,562	-25,297
Inflación España	-1,324	-1,359
Dinflación España	-8,415	-14,877
Inflación Alemania	-1,823	-1,570
Dinflación Alemania	-6,045	-13,162

Nota: Se han considerado contante y cuatro lags.

Valores críticos: ADF=-2,8731

PP=-2,8729

* Periodo muestral: 1982.06-1998.06.

Si los tipos de interés nominales e inflación son no estacionarios, la ecuación de Fisher implica cointegración de tal forma que comparten una tendencia estocástica común. Se contrasta dicha hipótesis utilizando el procedimiento de Johansen. Johansen (1988) sugiere un método para determinar el número de vectores de cointegración linealmente independientes entre un conjunto de N variables. El método comienza expresando el proceso generador de los datos del vector de N variables, X, como un vector autoregresivo no restringido:

$$X_t = \Pi_1 X_{t-1} + \dots + \Pi_k X_{t-k} + D_t + \varepsilon_t \quad t=1,2,\dots \quad (21)$$

donde cada Π_i es una matriz de parámetros NxN. El sistema anterior puede reparametrizarse como:

$$\Delta X_t = \Gamma_1 \Delta X_{t-1} + \dots + \Gamma_{k-1} \Delta X_{t-k} + \Pi X_{t-k} + D_t + \varepsilon_t \quad t=1,2,\dots \quad (22)$$

donde D_t representa un conjunto de variables deterministas y el término de error se supone que sigue una distribución normal y no está autocorrelacionado.

Los contrastes de cointegración son de máxima verosimilitud y se basan en el análisis del término en niveles, en concreto:

$$H_0: \text{rango}(\Pi) \leq r \quad \Pi = \alpha \beta' \quad (23)$$

siendo $r < p$ y α y β matrices de dimensión $p \times r$, donde r es el número de vectores de cointegración. Si $r > 0$ la combinación lineal dada por βX_t es estacionaria. Los vectores que forman la matriz β son los vectores de cointegración, mientras que los vectores que forman α indican la velocidad de ajuste de ΔX_t ante cambios en la relación de largo plazo.

Este método es, por tanto, el adecuado para contrastar y determinar el número de vectores de cointegración en sistemas multivariantes en los que pueden existir más de un vector de cointegración. Solamente cuando $N=2$ es posible demostrar que el vector de cointegración es único y en este caso la metodología de Engle y Granger (1987) podría ser válida. Ahora bien, cabe preguntarse cuál es la ganancia, si la hay, de aplicar el método de

Johansen a un sistema bivalente en lugar del método de Engle y Granger. En el caso de un sistema bivalente en el que la causalidad entre las variables fuera en ambas direcciones, el contraste de cointegración en el marco de un vector autoregresivo sería el más adecuado, siendo suficiente la metodología de Engle y Granger si la causalidad tiene una única dirección y, por tanto, una variable es exógena. Plantear la cointegración en el marco de un modelo autoregresivo permite estimar la relación dinámica entre variables conjuntamente endógenas sin imponer *a priori* fuertes restricciones, como por ejemplo la exogeneidad de alguna de ellas.

Por tanto, la razón por la cual se aplica el método de Johansen para contrastar la existencia de cointegración entre la inflación y el tipo de interés nominal, tal y como establece la ecuación de Fisher, es permitir *a priori* que la relación de causalidad vaya en ambos sentidos, es decir, las dos variables estén mutuamente interrelacionadas. Posteriormente se realiza un test de causalidad en el sentido de Granger que permite comprobar el orden causal entre las variables.

El Cuadro 5 presenta los resultados del contraste de cointegración que implica el efecto de Fisher. Los resultados de la parte superior del cuadro suponen que la tasa impositiva marginal τ es constante y desconocida y, por tanto, están obtenidos a partir de datos no ajustados por impuestos. El vector de cointegración se estima bajo tres especificaciones alternativas respecto de los componentes deterministas. Una especificación que permite la presencia de tendencia determinista en los datos que es eliminada en el vector de cointegración. Una segunda especificación que no permite tendencia en los datos e incluye una constante en la ecuación de cointegración. Y por último, una tercera especificación que no permite tampoco la presencia de tendencia en los datos pero no incluye una constante en la ecuación de cointegración. Puesto que las tres especificaciones están anidadas, estas restricciones son contrastadas utilizando el ratio de verosimilitud descrito en Johansen (1994) y en el cuadro se incluye únicamente la especificación que ha resultado ser no rechazada¹².

¹² Para el plazo de tres meses no se ha podido rechazar la tercera especificación y para el plazo de un año la segunda.

CUADRO 5. Test de cointegración: método de Johansen. Efecto Fisher

Datos no ajustados

3 Meses					1 Año*				
Valor propio	Ratio de Verosimilitud	Valor crítico	Vector de Cointegración		Valor propio	Ratio de Verosimilitud	Valor crítico	Vector de Cointegración	
0,088456	r=0	25,63	12,53	1	0,188206	r=0	40,22	19,96	1
0,011083	r≤1	2,75	3,84	-1,21439	0,013614	r≤1	2,48	9,24	-1,47303
				(0,22101)					(0,18648)

Datos ajustados

3 Meses					1 Año*				
Valor propio	Ratio de Verosimilitud	Valor crítico	Vector de Cointegración		Valor propio	Ratio de Verosimilitud	Valor crítico	Vector de Cointegración	
0,077872	r=0	23,03	12,53	1	0,156942	r=0	33,31	19,96	1
0,021207	r≤1	2,99	3,84	-0,86876	0,013226	r≤1	2,41	9,24	-0,990258
				(0,20191)					(0,17075)

Notas: El número de retardos se ha seleccionado según el criterio de información de Schwarz.

En el plazo a tres meses se han considerado dummies estacionales.

*Periodo muestral: 1982.06-1998.06.

Como puede observarse, no se puede rechazar la hipótesis de que existe un vector de cointegración en este sistema bivalente. La evidencia obtenida con datos sin ajustar por impuestos sugiere que existe un vector de cointegración entre el tipo de interés a tres meses y la tasa de inflación esperada para el próximo periodo. Luego, el tipo de interés real ex-post es estacionario alrededor de una media constante. A largo plazo el tipo de interés nominal incrementa en 1,21 ante un incremento en una unidad de la tasa de inflación. Asimismo, también se obtiene un vector de cointegración entre el tipo de interés a un año y la tasa de

inflación esperada para el próximo periodo. En ese caso, por cada incremento en una unidad en la tasa de inflación el tipo de interés nominal incrementa en 1,47.

Al no haber ajustado los datos por impuestos se han obtenido vectores de cointegración distintos de $(1, -1)$ ¹³ lo cual puede llevar a la conclusión precipitada y errónea de que no se cumple el efecto Fisher. Los resultados recogidos en la parte inferior del cuadro se han obtenido después de corregir los tipos de interés por la tasa impositiva marginal de la renta. Esta tasa se ha obtenido de la OCDE¹⁴. Como puede observarse, tanto para el tipo de interés a tres meses como un año, el efecto estimado de la inflación sobre el tipo de interés ajustado por impuestos es significativamente igual a la unidad. Esto proporciona soporte a la idea de que después de impuestos un cambio en la inflación se refleja enteramente en los tipos de interés nominales. Así pues, se obtiene evidencia de que el efecto Darby existe y es significativo.

Por lo que respecta a la paridad de interés real, el Cuadro 6 recoge los resultados del test de cointegración entre los tipos de interés españoles y alemanes y las tasas de inflación de estos países, corregidas por la tasa impositiva marginal de cada país. Al igual que antes se han considerado tres especificaciones alternativas respecto de los componentes deterministas aunque el cuadro tan sólo recoge la que resulta ser estadísticamente significativa¹⁵. Como puede observarse, la evidencia estadística sugiere que existen dos vectores de cointegración entre los tipos de interés y tasas de inflación españolas y alemanas.

El Cuadro 6 incluye vectores de cointegración en cada uno de los cuales se ha considerado como variable de normalización una variable distinta. Estos vectores normalizados indican que se cumple la ecuación de Fisher ajustada por impuestos, tanto para el caso español como para el caso alemán, pero no existe evidencia del cumplimiento ni de la PPC ni de la PII, que están detrás de la paridad de interés real, lo que implicaría que a largo plazo los tipos de interés reales de ambos países son estacionarios pero no se mueven 1 a 1 entre sí. No obstante, la existencia de más de un vector de cointegración implica que la forma estructural que liga a las variables no puede ser recuperada. Cualquier combinación lineal de

¹³Al menos para el plazo de un año.

¹⁴Cuentas Nacionales (1997) y The tax/benefit position of production workers (1997). Para los seis meses de 1998 se han tomado el dato de 1997.

CUADRO 6.

Test de cointegración: método de Johansen. Paridad de interés real

Valor propio	Ratio de			Vectores de Cointegración			
	Verosimilitud	Valor	Crítico	β_1	β_2	β_3	β_4
0,265627	r=0	141,84	39,89	1	-0,3878	-1,2291	0,3691
0,184329	r=1	62,16	24,31	-2,5787	1	3,1694	-0,9519
0,044382	r=2	11,65	12,53	-0,8136	0,3155	1	-0,3003
0,006216	r=3	1,69	3,84	2,7087	-1,0504	-3,3293	1
<hr/>							
X ² PPC	55,45						
X ² PII	37,21						
X ² Fish./Esp.	2,28						
X ² Fish./Ale.	4,60						

Notas: El número de retardos de ha seleccionado según el criterio de información de Schwarz.

Se han considerado dummies estacionales. Valor crítico $X^2=5,99$

vectores de cointegración es también un vector de cointegración, con que lo no es posible una interpretación directa. Así pues, se hace necesario contrastar las hipótesis basadas en fundamentos económicos para descubrir cualquier posible relación estructural. Por esta razón se procede a contrastar la PPC y PII y los resultados del test X^2 indican que éstas no se cumplen, es decir, durante el periodo considerado ni las tasas de inflación española y alemana, ajustadas por impuestos, están cointegradas en un vector (1, -1) ni lo están los tipos de interés nominales español y alemán. Sin embargo, la evidencia estadística indica que la hipótesis de Fisher ajustada por impuestos se cumple tanto en España como en Alemania. Por tanto, se puede concluir que a largo plazo los tipos de interés reales de ambos países son estacionarios, tal y como establece la hipótesis de Fisher, pero no se mueven 1 a 1 entre sí como implica la paridad de interés real.

¹⁵ Se ha aceptado la especificación que no incluye constante en el vector de cointegración.

5. IMPLICACIONES DE LA DINÁMICA

5.1. Ecuación de Fisher generalizada

La existencia de una relación de largo plazo recogida por la hipótesis de Fisher permite obtener un vector bivalente de corrección de error (VEC) que revelará la dinámica del tipo de interés nominal e inflación y el orden causal entre inflación y tipos de interés:

$$\Delta X_t = \delta + \Pi X_{t-1} + \sum_{j=1}^{k-1} \Gamma_j \Delta X_{t-j} + \varepsilon_t \quad (23)$$

donde X_t es el vector bivalente que incluye el tipo de interés nominal ajustado por impuestos y la tasa de inflación y , $\Pi = \alpha\beta'$, α y β son vectores 2×1 .

Dado que las variables corresponden a series anuales y la periodicidad de los datos es mensual se produce el solapamiento de las observaciones, con lo que los errores de predicción presentan autocorrelación por lo que las desviaciones estándar se han corregido por el método de Newey y West (1987).

El Cuadro 7 recoge el resumen de los resultados de la estimación del VEC y como puede comprobarse el coeficiente de corrección de error es estadísticamente significativo, tanto en el tipo de interés como en la tasa de inflación, y para los dos plazos considerados. Esto implica que las desviaciones del equilibrio a largo plazo tiene efectos significativos tanto en la tasa de inflación futura como en el tipo de interés. Por tanto, en ambas variables se rechaza la hipótesis de exogeneidad débil que implica que el parámetro α , que representa la velocidad de ajuste al equilibrio, es distinto de cero.

El Cuadro 7 recoge también los resultados del contraste de causalidad de Granger que permite concluir sobre el orden causal entre inflación y tipo de interés. El contraste de Granger consiste en:

CUADRO 7. Vector de corrección de error. Efecto Fisher

3 Meses						
	α_i	α_π	${}_iF^i$	${}_iF^\pi$	${}_\pi F^\pi$	${}_\pi F^i$
	-0,029 (0,016)	0,120 (0,040)	6,11 p=0,000	1,47 p=0,178	5,03 P=0,000	1,98 p=0,058
SRQ AR	132,544	809,492				
SRQ VEC	121,904	726,508				
1 Año*						
	α_i	α_p	${}_iF^i$	${}_iF^\pi$	${}_\pi F^\pi$	${}_\pi F^i$
	-0,134 (0,058)	0,036 (0,017)	6,21 p=0,002	1,50 p=0,225	1,44 p=0,239	48,07 p=0,000
SRQ AR	106,498	37,281				
SRQ VEC	86,348	33,753				

Notas: Datos ajustados por impuestos. SQR AR es la suma de cuadrados de los residuos del modelo autoregresivo y SQR VEC la del vector de corrección de error.

Los valores entre paréntesis son las desviaciones estándar corregidas por el método de Newey y West. ${}_iF^i$ es el estadístico que indica si los valores desfasados de la variable i tienen poder de predicción significativo sobre la variable j .

*Periodo muestral: 1982.06-1998.06

Sean dos series temporales estacionarias y ergódicas, X_t e Y_t y sea $F(X_t/Z_{t-1})$ la distribución condicional de X_t dado un conjunto de información Z_{t-1} que recoge los valores desfasados de X_t e Y_t . La serie Y_t no causa X_t en el sentido de causalidad estricta de Granger si:

$$F(X_t / Z_{t-1}) = F(X_t / Z_{t-1}^*) \quad t=1,2,\dots \quad (24)$$

donde el conjunto de información Z_{t-1}^* excluye los valores desfasados de la serie Y_t .

Si por el contrario la igualdad (24) no se cumple, entonces los valores desfasados de Y_t ayudan a predecir los valores actuales y futuros de X_t y, por tanto, se dice que Y_t causa a X_t en el sentido de Granger.

Para hacer el contraste de causalidad de Granger se lleva a cabo un contraste estándar conjunto F de restricciones de exclusión para determinar si los valores desfasados de X_t tienen poder de predicción significativo en Y_t , y al contrario (ver Peña y Rubio (1998)).

Los test F revelan que el mibor causa en el sentido de Granger a la tasa de inflación pero ésta última no causa al mibor en el sentido de Granger, tanto para el plazo de tres meses como un año. En conclusión, los cambios de los tipos de interés tienen poder predictivo sobre la tasa inflación. Luego a corto plazo, los cambios de los tipos de interés nominales y del tipo de interés ex-post son predictores de las expectativas de inflación. Estos resultados se diferencian de los obtenidos por Crowder y Hoffman dado que para ellos la tasa de inflación presenta exogeneidad fuerte y, por tanto, el tipo de interés no contiene información sobre la tasa de inflación futura por lo que no podrá ser utilizado por los gestores de política económica como predictor de las expectativas de inflación¹⁶.

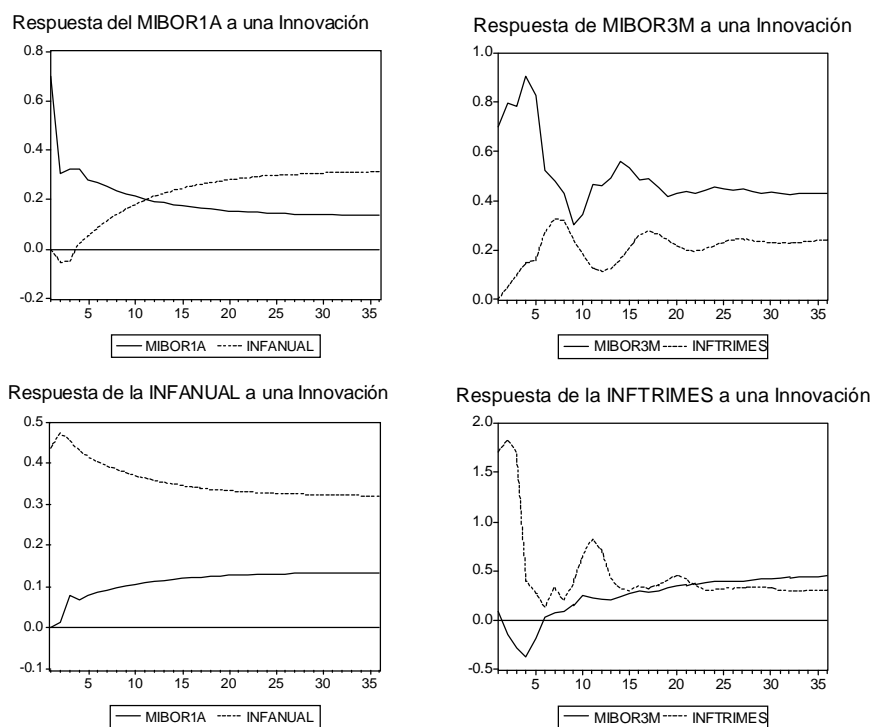
El Cuadro 7 recoge la suma de los cuadrados de los residuos que se obtienen con el vector de corrección de error y con un modelo autoregresivo, tanto para la variable tipo de

¹⁶ No obstante, hay que comentar que Tzavalis y Wickens (1996) obtienen que el tipo de interés real contiene información sobre la tasa de inflación futura y este resultado contradice la exogeneidad fuerte encontrada por Crowder y Hoffman.

interés como tasa de inflación. Esto permite analizar la ganancia que se obtiene al utilizar un vector de corrección de error frente a un modelo autoregresivo. En el caso de la inflación, el poder predictivo de los tipos de interés nominales y reales permite una ganancia de alrededor el 10%, por lo que deberán de ser variables a tener en cuenta por los gestores de política monetaria a la hora de predecir las expectativas de inflación.

El Gráfico 6 recoge la función de respuesta impulso que describe la respuesta de cada una de las variables endógenas, tipo de interés e inflación, a una innovación. Un shock o innovación causa en el sistema un movimiento hacia un nuevo equilibrio. En el plazo de tres meses, la inflación alcanza el nuevo equilibrio hacia veinteavo mes, mientras que el tipo de interés no lo alcanza antes del mes veintiséis. En el plazo de un año, de nuevo vuelve a observarse que el mibor tarda más que la inflación en alcanzar el nuevo equilibrio. El mibor a un año responde a una innovación, tanto del tipo de interés como de la inflación, con una caída brusca para luego ir paulatinamente alcanzando el equilibrio hacia el mes treinta. Por su parte, la inflación responde a una innovación de forma más moderada que el mibor por lo que alcanza el equilibrio más pronto.

GRÁFICO 6. Función respuesta impulso de las variables



El ajuste más lento del tipo de interés nominal implica que durante el periodo de transición el tipo de interés real ex-post no permanece constante y ello explicaría la relación negativa, que algunos autores, encuentran entre la tasa de inflación y el tipo de interés real.

5.2. La paridad de interés real

El Cuadro 8 recoge la dinámica del vector que recoge los tipos de interés español y alemán y las tasas de inflación española y alemana. Como puede observarse, el vector de cointegración que representa la ecuación de Fisher ajustada por impuestos para el caso español (Coint1) sólo resulta ser significativo para el mibor y la tasa de inflación española no afectando a las variables alemanas. Por tanto el fibor y la tasa de inflación alemana presentan exogeneidad débil respecto al primer vector de cointegración y las desviaciones del equilibrio a largo plazo entre la inflación española y el mibor no tienen efectos significativos sobre las variables alemanas. Con respecto al segundo vector de cointegración (Coint2), que coincide con la ecuación de Fisher ajustada por impuestos para Alemania, no resulta ser significativo en el fibor y sí en el resto de variables. De esta forma se puede concluir que el fibor presenta exogeneidad débil respecto al segundo vector de cointegración, mientras que las variables españolas han respondido a las variaciones del tipo de interés real ex-post alemán.

CUADRO 8. Vector de corrección de error. Paridad de interés real

	α_{mibor}	α_{fibor}	α_{infesp}	α_{infale}
Coint1	-0,068 (0,016)	-0,003 (0,004)	0,277 (0,055)	-0,037 (0,025)
Coint2	0,038 (0,025)	-0,010 (0,008)	-0,223 (0,098)	0,345 (0,064)

Nota: Los valores entre paréntesis son las desviaciones estándar corregidas por el método de Newey y West.

6. CONCLUSIONES

En este trabajo se ha encontrado evidencia favorable a la verificación en el largo plazo del efecto Fisher ajustado por impuestos pero no así de la paridad de interés real, y por tanto el comportamiento del tipo de interés real durante el periodo considerado viene determinado por la hipótesis de Fisher pero no por la paridad de interés real. Si no se consideran los impuestos, un incremento del 1% en la tasa de inflación conlleva un incremento mayor del 1% en los tipos de interés nominales, de tal forma que la rentabilidad real neta de impuestos se mantiene constante. Después de ajustar los efectos de los impuestos, un cambio en la tasa de inflación se refleja enteramente en los tipos de interés nominales, tal y como indica la ecuación de Fisher. No obstante, a corto plazo el ajuste más lento del tipo de interés nominal que el de la tasa de inflación supone que el tipo de interés real no permanece constante.

Varias son las implicaciones de política económica de estos resultados. En primer lugar, durante el periodo considerado los tipos de interés han tenido capacidad para anticipar el comportamiento futuro de la tasa de inflación y, por tanto, han podido ser utilizados por la autoridad monetaria como indicadores a la hora de fijar los objetivos de inflación a largo plazo. No obstante, dado que a corto y medio plazo el efecto Fisher no se cumple, el tipo de interés real podía utilizarse como instrumento de política económica para influir sobre las decisiones de consumo e inversión.

Por otro lado, se ha obtenido evidencia de que durante el periodo considerado los tipos de interés reales en España y Alemania han sido estacionarios pero no ha sido posible concluir que éstos hayan compartido tendencia, tal y como cabría esperar si se hubiera cumplido la paridad de interés real. Sin embargo, es de esperar que en la Unión Monetaria, con una política monetaria única y la coordinación del resto de políticas, los tipos de interés se muevan en el mismo sentido y que la única diferencia entre ellos se deba al diferente riesgo de crédito del país. En esa nueva realidad los tipos de interés reales deben de estar cointegrados en un vector de cointegración (1,-1) lo cual implicará que se cumple la PPC y PII, y por tanto los tipos de interés nominales y reales deberán igualarse entre sí. De hecho, en los últimos años se viene observando un movimiento de convergencia, tanto de los tipos de interés nominales como de la inflación, hacia las referencias alemanas de tal forma que a partir de la puesta en

marcha del Euro, en que las variables alcanzan la plena convergencia, los movimientos de los tipos de interés europeos han de ser paralelos entre sí.

REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- Alonso, F.A. y J. Ayuso** (1996): “Una estimación de las primas de riesgo por inflación en el caso español”, *Documento de trabajo No. 9630*, Banco de España, Servicios de Estudios.
- Alonso, F.A., J. Ayuso y J. Martínez** (1997): “El poder predictivo de los tipos de interés sobre la tasa de inflación española”, *Documento de Trabajo N. 9722*, Banco de España, Servicios de Estudios.
- Ayuso, J.** (1996): “Un análisis empírico de los tipos de interés reales ex-ante en España” *Documento de trabajo No. 9614*, Banco de España, Servicios de Estudios.
- Ayuso, J. y J.D. López-Salido** (1997): “Are ex-post real interest rates a good proxy for ex-ante real rates?”, *Documento de trabajo No. 9710*, Banco de España, Servicios de Estudios.
- Aznar, A. y J. Nieves** (1995): “Una propuesta de contraste del efecto Fisher con expectativas racionales: Aplicación al caso español”, *Revista Española de Economía*, Vol. 12, pág. 281-305.
- Bajo, O. y V. Esteve** (1998): “¿Existe un efecto Fisher en el largo plazo?. Evidencia para la economía española, 1962-1996”, *Revista Española de Economía*, Vol. 15 No. 2.
- Caporale, G.M. y N. Pittis** (1996): “Testing for unbiasedness of term structure and interest differentials as predictors of future inflation changes and inflation differentials” *Canadian Journal of Economics*, April 1996, pág. S565-S569.
- Crowder, W.J. y D.L. Hoffman** (1996): “The long-run relationship between nominal interest rates and inflation: the Fisher equation revisited”, *Journal of money, credit and banking*, Vol. 28, No.1, February 1996, pág. 102-118.
- Darby, M.R.** (1975): “The financial and tax effects of monetary policy on interest rates” *Economic Inquiry*, 13, June 1975, pág. 266-269.
- 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*, No. 74, pág. 427-431.
- Engle, R.F. y C.W.J. Granger** (1987): “Cointegration and error correction: Representation estimation and testing”, *Econometrica*, No. 55, pág. 251-276.
- Esteve, V. y C.R. Tamarit** (1996): “Déficit públicos, expectativas inflacionarias y tipos de interés nominales en la economía española”, *Moneda y Crédito*, No. 203, pág. 11-41.
- Evans, M.D y K.K. Lewis** (1995): “Do expected shifts in inflation affect estimates of the long-run Fisher relation?”, *Journal of finance*, Vol. L, No. 1, March 1995, pág. 225-252.

- Harris, R.** (1995): *Cointegration in Econometric Modelling*, Prentice Hall.
- Johansen, S.** (1988): “Statistical Analysis of Cointegration Vectors”, *Journal of Economics Dynamics and Control*, No. 12, pág. 231-254.
- 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, pág. 211-244.
- Johansen, S.** (1994): “The role of the constant and linear terms in cointegration analysis of nonstationary variables”, *Econometric Review*, No. 13, October 1994, pág. 205-229.
- Jorion, P.** (1996): “Does real interest parity hold at longer maturities?”, *Journal of International Economics* 40, pág. 105-126.
- Lucas, R.J.** (1978): “Asset Prices in an Exchange Economy”, *Econometrica*, No. 68, November 1978, pág. 1426-1445.
- Maeso, F.** (1997): “Análisis multivariante de la paridad de poder adquisitivo”, *Revista de Economía Aplicada*, No. 19, Vol. V, pág. 49-69.
- Mauleón, I.** (1987): “Determinantes y perspectivas de los tipos de interés”, *Papeles de Economía Española*, No. 32, pág. 79-92.
- Mishkin, F.S.** (1992): “Is the Fisher effect for real?”, *Journal of Monetary Economics* 30, pág. 195-215.
- Newey, W.K. y K.D. West** (1987): “A simple, positive semi-definite, heteroskedasticity and autocorrelation consistent covariance matrix”, *Econometrica* 55, pág. 703-708.
- Peña, J.I. y G. Rubio** (1998): “Valoración de derivados sobre activos de renta fija y variable en los mercados españoles”, *Documento de trabajo de la Fundación BBV*, Mayo de 1998. Centro de Estudios bancarios.
- Phillips, P.C.B. y P. Perron** (1988): “Testing for a unit root in time series regression”, *Biometrika* 75, pág. 335-346.
- Raymond, J.L. y I. Mauleón** (1997): “Ahorro y tipos de interés en los países de la Unión Europea”, *Papeles de Economía Española*, No. 70, pág. 196-214.
- Tzavalis, E. y M.R. Wickens** (1996): “Forecasting inflation from the term structure”, *Journal of Empirical Finance* 3, pág. 103-122.