Estudios de Economía Aplicada (1996)
Nº 6, págs. 149 - 170.

Determinantes del tipo de interés a largo plazo: Un estudio VAR

JAVIER NIEVAS LÓPEZ
EDUARDO POZO REMIRO
Universidad de Zaragoza

Esta investigación ha contado con la financiación de la DGICYT, Proyecto número PB94-0602. Los autores desean agradecer la ayuda de la Fundación Caja de Madrid y los comentarios de un evaluador anónimo.

RESUMEN

En este trabajo se trata de encontrar evidencia acerca de cuáles son los determinantes del tipo de interés nominal a largo plazo en España durante el periodo 1980-1992, con la finalidad de analizar el cumplimiento del denominado Efecto Fisher, esto es, el impacto unitario que tienen los cambios en la tasa de inflación esperada sobre los tipos de interés nominales. Los resultados obtenidos, utilizando la metodología VAR, indican que las únicas variables relevantes para explicar el citado tipo de interés han sido la tasa de crecimiento monetario y el crecimiento del crédito al sector público, sin que la inflación aparezca como una variable fundamental en la determinación de los tipos; en este sentido, la conclusión sería el rechazo de la hipótesis de Fisher para el periodo considerado.

Palabras clave: Tipos de interés, modelos VAR, Efecto Fisher.

ABSTRACT

In this paper we are searching evidence for the determinants of the long-term nominal interest rate in Spain during the period of 1980-1992, with the main purpose of bringing forward evidence of the so-called Fisher Effect, this is, the unitary impact that the changes of expected inflation have upon the nominal interest rate. To carry out the proposed objectives, we are using the VAR methodology over some groups of variables. The results obtained indicate that the variables that have influence on the interest rate are the rate of monetary growth and the growth of credit to the public sector. The inflation does not appear as a relevant variable in the determination of the nominal interest rate; in this meaning, the conclusion would be the rejection of the Fisher hypothesis for the aforementioned period.

Código UNESCO: 5302.05

Artículo recibido en junio de 1996. Revisado en septiembre de 1996.

1. Introducción

El estudio de los determinantes de los tipos de interés ha sido en los últimos años uno de los principales temas objeto de atención para la ciencia económica. A este respecto y en términos generales, a partir de la abundante literatura existente, podemos identificar dos enfoques alternativos para hacer frente al citado estudio: uno, teórico, en el que a partir de distintas formulaciones sobre las funciones que describen el funcionamiento de los mercados, se trata de llegar a ecuaciones de la forma reducida para el tipo de interés. El segundo enfoque aborda el tema desde una perspectiva empírica, siendo en este caso el objetivo la obtención de las variables económicas concretas que puedan tener una mayor influencia sobre los tipos, mediante la aplicación de algún procedimiento econométrico de selección de variables.

Por lo que respecta a la vía teórica, pueden considerarse un primer grupo de modelos macroeconómicos de raíz keynesiana, como es el caso de Sargent (1976), Levi y Makin (1979) y Findlay (1991). Un segundo grupo de modelos se basan en el equilibrio del mercado de fondos prestables; en este caso, se formulan funciones de oferta y demanda de fondos a partir de las cuales se obtiene una forma reducida para el tipo de interés; ejemplos de este tipo de modelos pueden encontrarse en Gandolfi (1976), Elliot (1977), Feldstein y Summers (1978), Miles (1983), Kelly y Miles (1984, 1989), Hosek y Zahn (1991) y Knot (1995). Un tercer grupo lo forman los denominados modelos de crecimiento, basados en el trabajo pionero de Tobin (1965), en los que se supone que la población crece a una tasa constante, obteniéndose las condiciones del stock de capital óptimo de las empresas en el estado estacionario y el equilibrio en el mercado de dinero. Podemos destacar en esta línea los trabajos de Feldstein (1976) y Sahu et al. (1990).

Con relación a los estudios de carácter empírico, centrándonos exclusivamente en los nacionales, podemos destacar los trabajos de Fernández (1987), Escrivá (1990), Torrero (1989), Flores y Domínguez (1991), Robredo (1991) y Arriaga y Robredo (1993) para el análisis de los tipos de interés nominales; por su parte, García-Durán (1986) analiza la evolución y causas de los tipos de interés reales. Otro grupo de trabajos utiliza modelos teóricos previos para centrar los principales determinantes de los tipos y, posteriormente, realiza estimaciones de estas ecuaciones para comprobar la validez de las teorías; trabajos en esta línea son los de Mauleón (1987, 1989), Aznar et al. (1991), Pérez y Sáez (1992), Esteve y Tamarit (1994) y Nocito et al. (1995).

Los resultados a los que se llega en los trabajos citados anteriormente son diversos, aunque destacan una serie de elementos comunes; así, podemos citar la influencia de las variables monetarias sobre los tipos de interés nominales y reales; asimismo, el sector exterior (medido en términos del saldo de la Balanza por Cuenta Corriente o bien a través de los tipos de interés exteriores) también parece influir, aunque sólo en la evolución más reciente de los tipos; por lo que respecta a la tasa de inflación esperada, pese a que su efecto no se determina claramente, cuando lo hace, es siempre positivo si bien menor que la unidad. Cabe destacar, por último, el papel que juega el déficit público sobre los tipos de interés: en este sentido, hay algunos trabajos que demuestran la relación positiva entre los tipos y el déficit, como Canals (1987), Mauleón (1987), Raymond (1989) y Raymond y Palet (1989), mientras que otros autores no encuentran evidencia de dicha relación, como Ballabriga y Sebastián (1993) y Esteve y Tamarit (1994).

En este trabajo vamos a tratar de obtener los determinantes del tipo de interés español a largo plazo desde un punto de vista puramente econométrico, utilizando para ello la metodología de los modelos Vectoriales Autorregresivos (VAR) propuestos por Sims (1980), de la forma que se describe más adelante.

El esquema del trabajo que sigue es el siguiente: en la sección 2 se analiza la metodología VAR que va a utilizarse y se comentan otros trabajos en esta línea; en la sección 3 se describen las variables utilizadas y se determina su orden de integración; en la sección 4 se plantean los distintos modelos VAR considerando diferentes grupos de variables. El trabajo termina con un resumen y unas conclusiones. En el apéndice se detallan los gráficos impulso-respuesta de las distintas relaciones VAR estimadas.

2. La metodología VAR en la determinación de los tipos de interés

Los modelos VAR puros parten de un modelo en forma estructural con todas las variables endógenas sobre las que se aplica la hipótesis de expectativas racionales[1]. La formulación VAR trata de salvar las siguientes dificultades de los modelos macroeconómicos tradicionales: a) los modelos estructurales se basan en un conjunto de hipótesis básicas; si al final no aceptamos la hipótesis compuesta que tratamos de contrastar, el modelo no es capaz de decirnos cuál de las hipótesis básicas es la errónea; b) generalmente hay que hacer supuestos sobre los parámetros estructurales de los modelos que no están justificados; además, como señala Sims

"unas restricciones precisas pueden ser útiles si el propósito es un equilibrio parcial, pero cuando se concatenan a través de varias relaciones... resultan en un mal sistema de restricciones" y c) la separación entre variables endógenas y exógenas es arbitraria, pudiendo ocurrir que variables que se toman inicialmente como exógenas no lo sean realmente (esto sucede con algunas variables de política económica tradicionalmente exógenas, pero que sus valores dependen del entorno económico en que se mueven). Por otro lado, aunque los modelos VAR han sido utilizados con múltiples finalidades, dependiendo de los objetivos que se deseen alcanzar, en determinadas ocasiones basta con formular la expresión de la forma reducida para las variables relevantes, ya que las restricciones que debemos imponer para pasar de la forma estructural a la forma reducida no son necesarias.

La formulación básica de los modelos VAR es la siguiente[2]:

$$Z_t = A_1 Z_{t-1} + \ldots + A_p Z_{t-p} + \varepsilon_t = \sum_{i=1}^{p} A_i Z_{t-i} + \varepsilon_t \; ; \; \varepsilon_t \sim \text{iid } N(0, \Sigma) \qquad (2.1)$$

donde Z_t es un vector de n variables endógenas y cada A_i es una matriz de parámetros de orden $n \times n$.

El sistema de ecuaciones escrito en (2.1) es la forma general de un VAR sin restricciones, en el que cada variable endógena depende de *p* valores pasados de todas las variables del modelo (incluida ella misma). Si las variables incluidas en Z_t son estacionarias, I(0), el sistema anterior puede estimarse en niveles, aplicando MCO a cada una de las ecuaciones por separado; esto da una estimación eficiente de los parámetros que incorpora.

Por otra parte, si las variables en Z_t no son estacionarias -I(1), por ejemplo-, debemos transformar dichas variables en estacionarias para evitar incurrir en regresiones de tipo espúreo. En este caso, el sistema (2.1) puede reescribirse en forma del llamado Vector con Mecanismo de Corrección del Error (VECM), quedando de la siguiente manera:

$$\Delta Z_t = \Gamma_1 \Delta Z_{t-1} + \ldots + \Gamma_{p-1} \Delta Z_{t-p+1} + \Pi Z_{t-p} + \varepsilon_t \qquad (2.2)$$

donde $\Gamma_i = -(I - A_1 - \ldots - A_i)$, $(i = 1, \ldots, p-1)$ y $\Pi = -(I - A_1 - \ldots - A_p)$.

La estimación en (2.2) de $\hat{\Gamma}_i$ y $\hat{\Pi}$ nos da, respectivamente, el ajuste a corto y a largo plazo de los cambios en las variables de Z_t. De hecho, podemos descom-

poner $\Pi = \alpha \cdot \beta'$, donde α representa la velocidad de ajuste a la situación de equilibrio[3] y β es la matriz de coeficientes de largo plazo. En este punto podemos encontrar dos situaciones: la primera, cuando el rango de Π es r, con $0 < r \leq (n-1)$, en cuyo caso aparecen r vectores de cointegración; en esta situación pueden estimarse efectos a corto y largo plazo y el problema está en encontrar las r columnas linealmente independientes en Π y obtener las estimaciones de α y β; el procedimiento a seguir en este caso se basa en el trabajo de Johansen (1988).

La segunda situación se da cuando no existe cointegración entre las variables incluidas en Z_t; en este caso el rango de Π es cero, lo que implica que el modelo VAR en primeras diferencias sólo recoge los efectos a corto plazo. Asimismo, dada la estacionariedad de las perturbaciones, $V(\varepsilon_t) = \Sigma$, $\forall$ t, de manera que al ser Σ simétrica y definida positiva, existe una matriz triangular inferior no singular, P, tal que se cumple $P \cdot \Sigma \cdot P' = I$. Si premultiplicamos el sistema (2.2) por esta matriz P, como $\Pi = 0$, tenemos:

$$P \cdot \Delta Z_t = P \cdot \Gamma_1 \, \Delta Z_{t-1} + \ldots + P \cdot \Gamma_{p-1} \, \Delta Z_{t-p+1} + P \cdot \varepsilon_t = P \cdot \sum_{i=1}^{p} A_i \Delta Z_{t-i+1} + \eta_t \qquad (2.3)$$

donde la nueva variable aleatoria $\eta_t = P \cdot \varepsilon_t$, representa las denominadas "innovaciones ortogonales", que son una combinación lineal de los elementos de la matriz P y de las perturbaciones ε_t. Puede demostrarse que estas innovaciones están incorreladas con cualquier otra innovación presente o pasada, propiedad importante que permite obtener el efecto que tiene un impulso en una variable sobre el resto de variables.

Si bien este tratamiento de los modelos VAR ha recibido algunas críticas (debido entre otras razones a que la ordenación que se hace de las variables puede afectar a las respuestas de éstas ante algún impulso), es un método que puede aportar información sobre la influencia de unas variables sobre otras y, en nuestro caso en particular, del efecto que tiene la inflación y otras variables sobre el tipo de interés a largo plazo.

La metodología VAR ha sido aplicada al estudio de los determinantes de los tipos de interés en distintos trabajos. Así, un modelo VAR en el que sólo intervienen el tipo de interés y la inflación con el objetivo de analizar el Efecto Fisher, puede encontrarse en Dwyer (1981, 1984). La interpretación de Dwyer acerca del Efecto Fisher se basa en el cumplimiento de determinadas restricciones sobre los parámetros del modelo; en concreto, Dwyer (1981) realiza los contrastes utilizan-

do en el conjunto de información los valores pasados de la inflación, el crecimiento de la base monetaria, la oferta monetaria y el PNB real, obteniendo que esas variables no afectan al tipo real esperado.

Modelos VAR más complejos dentro de la bibliografía sobre el tipo de interés han sido utilizados por Saracoglu (1984), Litterman y Weiss (1985), Canto et al. (1987) y Thoma (1992). Saracoglu (1984) analiza la estabilidad y constancia del tipo real esperado, utilizando un modelo VAR para obtener las expectativas de inflación; el conjunto de información que supone conocen los agentes está formado por las siguientes variables: tipo nominal a corto, base monetaria, oferta monetaria, índice de producción industrial e IPC. Saracoglu (1984) analiza la respuesta del tipo nominal ante cambios en la inflación esperada (lo que según este autor se ha considerado tradicionalmente como Efecto Fisher), comprobando que la suma de los coeficientes de los valores retardados de la inflación salen cercanos a la unidad, por lo que el ajuste es casi completo. Como conclusión, afirma que las políticas monetarias expansivas que intentan disminuir los tipos nominales no serán efectivas, porque los agentes aumentan rápidamente sus expectativas de inflación, provocando un aumento similar en los tipos nominales.

Canto et al. (1987) utilizan un sistema de ecuaciones con ocho variables (cuatro endógenas y otras cuatro de política) y un esquema de tres, cuatro y seis retardos; los citados autores demuestran que los shocks fiscales pueden generar relaciones a corto plazo entre el tipo nominal y la inflación (que no se dan a largo); este hecho puede confundir al investigador que cree haber encontrado el Efecto Fisher como una relación a largo plazo cuando lo que realmente está observando es la relación a corto.

Por su parte, Litterman y Weiss (1985), partiendo de un esquema similar a los anteriores, obtienen que el tipo real es exógeno en el sentido de que sólo está influido por su propio pasado, sin recibir influencias de la cantidad de dinero, del output, de los tipos de interés nominales ni de los precios. Por otra parte, estos autores encuentran una alta correlación negativa entre los tipos reales y las sorpresas en la inflación, lo que explica en gran medida la tradicional correlación existente entre los valores corrientes de la inflación y el tipo real. Estos resultados han sido corroborados posteriormente por Thoma (1992), quien bajo el supuesto de que el tipo real ex-ante sigue un proceso AR(1), comprueba que éste es exógeno respecto de las mismas variables de Litterman y Weiss, pero no así cuando se incluyen los shocks de oferta.

A nivel español, un trabajo reciente que utiliza la técnica VAR es el de Ballabriga y Sebastián (1993). Estos autores estiman modelos con dos, tres y cuatro relaciones, en las que se incluyen el tipo de interés nominal a largo plazo, la capacidad/necesidad de financiación de las AA.PP., un agregado monetario y la tasa de inflación. A partir de los resultados que obtienen se desprende que, aun constatando la relación positiva entre déficit público y tipos de interés, estos comovimientos no son consecuencia de la interacción entre ambas magnitudes, apuntando la explicación de que la variable relevante en la determinación del tipo de interés sea el stock de deuda, y no el flujo que lo alimenta.

En este trabajo vamos a aplicar la metodología VAR sobre el tipo de interés a largo plazo y un conjunto de variables fiscales, monetarias, de actividad y la tasa de inflación. Se considerarán distintos modelos según el número de variables que intervengan en cada caso, analizándose la contribución de las variables seleccionadas a la varianza del tipo de interés, así como las respuestas de dichas variables ante un impulso en la tasa de inflación esperada. En todo el análisis se tendrá en cuenta el orden de integración de las variables y sus posibles relaciones de cointegración.

3. Descripción de las variables y obtención del orden de integración

3.1. Variables utilizadas y desestacionalización

Las variables que se van a utilizar se refieren a datos mensuales de la economía española para el periodo 1980-1992, siendo la fuente de los datos el soporte magnético proporcionado por el Banco de España. En particular, nos serviremos de las siguientes variables: el tipo de interés de las obligaciones eléctricas bonificadas y con vencimiento a largo plazo (ELEC)[4], la tasa de inflación esperada bajo el supuesto "ad-hoc" de expectativas de previsión perfecta (INF12PP)[5], el tipo de interés de intervención del Banco de España (PRM), la tasa de crecimiento de la oferta monetaria real (M3), la tasa de crecimiento del crédito al sector público en términos reales (CREDSP) y la serie desestacionalizada del Índice de Producción Industrial (IPI). Los cálculos numéricos se han realizado con los paquetes estadísticos Microfit 3.0 y RATS versión 4.

Con el fin de conseguir una uniformidad en el conjunto de variables, se han eliminado los componentes estacionales de las variables que los tenían, pese a que

en la literatura tal decisión pueda resultar discutible. En nuestro caso, el análisis visual de las series y de sus correlogramas y funciones de autocorrelación parcial (que no se presentan aquí por cuestiones de espacio, aunque pueden solicitarse a los autores), muestran que las series de los tipos de interés (ELEC y PRM) y el IPI no tienen componente estacional, mientras que las tres restantes (INF12PP, M3 y CREDSP) sí lo tienen; en este caso, por coherencia en el tratamiento conjunto de las variables, se decidió que era preferible tratar todas las series sin estacionalidad en lugar de mezclar series con y sin componentes estacionales[6].

Para eliminar los componentes estacionales se contrastó en primer lugar el tipo de estacionalidad de cada serie (excepto para los tipos de interés y el IPI) aplicando el método HEGY para series mensuales descrito en Franses (1991); el resultado fue, para todas las series, la existencia de estacionalidad estacionaria y una raíz unitaria en su componente regular. A continuación, se aplicaron distintos métodos de desestacionalización habituales, aunque ninguno eliminó de forma satisfactoria la estacionalidad; por fin, se aplicó un método basado en el de descomposición, desarrollado en Nievas (1994) con el que se eliminaban los principales problemas estacionales.

3.2. Determinación del orden de integración de las variables

Una vez desestacionalizadas las series, se procede en esta sección a la determinación del orden de integración de las mismas, el cual nos permitirá decidir la forma en que deben entrar las variables en las relaciones VAR: si las variables son estacionarias sin tendencia, no tiene sentido analizar relaciones a largo plazo, sino sólo a corto, y deben incluirse en el VAR en niveles. Por contra, si son integradas de primer orden, cabe la posibilidad de que estén cointegradas; en este caso, las variables deben tomarse en primeras diferencias e incorporar un mecanismo de corrección del error en caso de que haya cointegración.

Con el fin de determinar el orden de integración de todas las variables, se han aplicado los tests Z_t de raíces unitarias de Dickey-Fuller (DF), Dickey-Fuller ampliado (DFA) y Phillips-Perron (PP), basados en Dickey y Fuller (1979), Phillips (1987) y Phillips y Perron (1988). Los resultados del cuadro 1 muestran que, excepto para la variable crédito al sector público, que es estacionaria alrededor de una tendencia, el resto de variables son integradas de orden uno, por lo que son susceptibles de estar cointegradas. Asimismo, el contraste de la hipótesis de I(2) frente a la de I(1), confirma que las variables son I(1)[7]. El análisis de cointegración se lleva a cabo en la sección siguiente.

Cuadro 1.- Test Z_t de raíces unitarias DF, DFA y Phillips-Perron (PP) para la hipótesis I(1) frente a I(0). Variables en niveles. Periodo 80:1 - 92:12.

Variable	DF	DFA(12)	PP	Tipo variable
ELEC (sin tend.)	-1.55	-2.19	-2.22	I(1)
PRM (sin tend.)	-3.06	-2.07	-3.15	I(1)
INF12PP (sin tend.)	-1.62	-1.54	-1.51	I(1)
M3 (sin tend.)	-1.72	-1.99	-1.93	I(1)
CREDSP (con tend.)	-3.71	-2.33	-3.84	I(0) con tend.
IPI (con tend.)	-4.89	-1.38	-2.05	I(1)

Los puntos críticos comunes al 5% son -2.88 para el caso sin tendencia y -3.44 para el caso con tendencia. Se han tomado 12 retardos para el cálculo del DFA y PP.

Una vez que conocemos el carácter univariante de las series, vamos a analizar si es posible encontrar alguna relación de cointegración entre ellas; para ello, utilizaremos el método de máxima verosimilitud de Johansen, descrito en Johansen (1988) y Johansen y Juselius (1990), en el que se estima un VAR con todas las variables a partir del cual se determina el posible número de relaciones de cointegración entre ellas.

Cuadro 2

Resultados del test de Johansen para ELEC, INF12PP, PRM, M3, CREDSP, IPI (4 retardos, caso sin tendencia). Periodo 80:1 - 92:12.

Hip. nula	Hip. altern.	Estadístico	Valor crít. al 95%
Basado en los mayores valores propios:			
$r = 0$	$r = 1$	32.02	40.30
$r \leq 1$	$r = 2$	21.19	34.40
$r \leq 2$	$r = 3$	19.27	28.14
$r \leq 3$	$r = 4$	12.13	22.00
$r \leq 4$	$r = 5$	5.10	15.67
$r \leq 5$	$r = 6$	2.88	9.24
Basado en la traza:			
$r = 0$	$r \geq 1$	92.61	102.14
$r \leq 1$	$r \geq 2$	60.59	76.06
$r \leq 2$	$r \geq 3$	39.40	53.12
$r \leq 3$	$r \geq 4$	20.12	34.91
$r < 4$	$r \geq 5$	7.99	19.96
$r \leq 5$	$r \geq 6$	2.88	9.24

A la vista de los resultados del test de Johansen podemos concluir que no existe ninguna relación de cointegración entre las variables, lo que implica la no existencia de relación a largo plazo entre ellas. No obstante, se podrían encontrar relaciones a corto plazo estimando los modelos VAR en primeras diferencias (cuestión que se aborda en la sección siguiente). Por último, señalar que, puesto que los modelos VAR van a estimarse utilizando distintos subconjuntos de variables, se aplicó el test de Johansen sobre dichos subconjuntos, no encontrándose en ningún caso evidencia de posibles relaciones de cointegración.

4. Planteamiento de un modelo VAR para el tipo de interés a largo plazo

Los resultados que acabamos de obtener nos llevan al planteamiento de un modelo VAR sin incluir ninguna relación de cointegración, si bien las variables deberán aparecer en primeras diferencias a fin de garantizar su estacionariedad. Al no incluir ninguna relación de cointegración en el VAR, el único análisis que podremos hacer será el de los efectos a corto plazo, descartándose, en definitiva, la posibilidad de la existencia de efectos a largo.

Seguidamente, procederemos a la estimación de los diferentes modelos VAR en los que se incorporan distintos subconjuntos de variables. Se ofrecen los resultados sobre la descomposición de la varianza del tipo de interés de las eléctricas para un horizonte temporal de 1, 6, 12, 18 y 24 meses, lo cual nos permitirá saber cuál es el grado de explicación de las otras variables (y en especial de la tasa de inflación) respecto al citado tipo de interés. En la descomposición de la varianza hemos utilizado el método de Choleski para ortogonalizar las perturbaciones del modelo VAR estimado originalmente.

Como es bien sabido, el orden en que se colocan las variables en el modelo puede influir decisivamente en dicha ortogonalización y, en consecuencia, en la descomposición de la varianza del error de predicción de cada variable. Normalmente, la variable que se coloca en primer lugar se interpreta que es la que "provoca" a las demás, de manera que, en este sentido, las variables situadas al final de la ordenación serían las más "influenciables". Nosotros colocaremos en todo caso en primera posición la tasa de inflación. Obviamente, los resultados obtenidos serán tanto más diferentes cuanto mayores sean las correlaciones entre las variables (así, si las variables tienen poca correlación, tienden a ser ortogona-

les y cualquier ordenación determinaría la misma descomposición de la varianza). La utilización de la tasa de inflación como la primera variable en el proceso de ortogonalización responde a dos motivos: por un lado, teórico, ya que el Efecto Fisher postula la influencia unitaria de la tasa de inflación sobre el tipo de interés nominal; por otro lado, un análisis de causalidad tipo Granger también avala la conveniencia de colocar a esta variable en primera posición, indicando su carácter exógeno respecto al resto de variables. El test de exogeneidad aplicado en el cuadro 3 trata de averiguar si podemos aceptar estadísticamente o no que la inflación esperada actúa como variable exógena respecto del resto de variables. El estadístico utilizado es una generalización multivariante del de Sims-Granger[8], como se muestra en Hamilton (1994, pág. 312), en el que la hipótesis nula que se contrasta es *"H_0: la variable inflación no causa a las demás"*. El cálculo del estadístico se realiza a partir de la siguiente expresión:

$$T\cdot\{\log|\hat{\Omega}(0)|-\log|\hat{\Omega}|\} \rightarrow \chi_{n_1 n_2 p}$$

donde T es el número de observaciones, $\hat{\Omega}(0)$ es la matriz de varianzas y covarianzas del modelo restringido, $\hat{\Omega}$ es la matriz de varianzas y covarianzas del modelo amplio, n_1 es el número de variables que son causadas, n_2 es el número de ecuaciones del VAR y p indica el número de retardos que se introducen en el modelo (4 en nuestro caso).

Cuadro 3.- Contraste de causalidad de ΔINF12PP sobre el resto de variables

Conjunto de variables:	Valor del estadístico	Nivel de signific. crítico
ΔELEC	2.1698	0.7045
ΔELEC, ΔPRM	5.1388	0.7426
ΔELEC, ΔPRM, ΔM3	14.9070	0.9993
ΔELEC, ΔPRM, ΔCREDSP	11.0683	0.9999
ΔELEC, ΔPRM, ΔIPI	5.8275	1
ΔELEC, ΔM3, ΔCREDSP	17.4620	0.9960
ΔELEC, ΔPRM, ΔM3, ΔCREDSP	21.2252	1
ΔELEC, ΔM3, ΔCREDSP, ΔIPI	18.3537	1

Los resultados del cuadro 3 indican claramente que la inflación no causa ni al tipo de interés de las eléctricas, ni a éste cuando va acompañado de otras variables que hemos considerado relevantes, lo que justifica su posición inicial en la ortogonalización.

Por último, en el apéndice se presentan los gráficos impulso-respuesta de las variables ante un cambio en la perturbación de la tasa de inflación; las respuestas representadas se miden sin estandarizar (esto es, sin dividir cada una por su desviación típica) debido a que todas las variables se miden en porcentajes y, por lo tanto, son directamente comparables entre sí; de esta forma, podremos saber cuál es la respuesta exacta en porcentaje de cualquier variable ante un impulso en la tasa de inflación.

Los gráficos impulso-respuesta también cambian según la ordenación de las variables que se haya considerado, y deben ir asociados con la descomposición de la varianza correspondiente. Por ejemplo, si para una descomposición de la varianza dada, se observa que una variable explica muy poco a otra, la respuesta de ésta al impulso de la primera será también de pequeña magnitud; al contrario, se deberá valorar más el impulso-respuesta cuando en la descomposición de la varianza alguna variable explique bastante a otra.

Consideraremos inicialmente un modelo VAR con dos ecuaciones y dos variables endógenas: la inflación a doce meses por previsión perfecta y el tipo de interés nominal de las eléctricas, las dos en primeras diferencias. A continuación, estimaremos modelos VAR con tres, cuatro y cinco ecuaciones. En todos los casos se toman cuatro retardos en las variables (se realizaron algunas pruebas considerando ocho retardos, pero los resultados no fueron significativamente diferentes).

Caso 1. Tipo de interés y tasa de inflación (VAR-2).

En el caso más simple que podemos considerar, un VAR de dos relaciones entre la tasa de inflación y el tipo a largo plazo, se observa una correlación entre ambas variables que, aunque pequeña, es negativa: esto implica que las respuestas del tipo de interés a los shocks en la inflación serán también pequeñas y negativas. Cuando suponemos que la inflación influye en el tipo de interés, ésta llega a explicar con relativa rapidez hasta el 6.4% de la varianza del tipo; por lo tanto, aunque se ve que hay una influencia clara entre la inflación y el tipo a largo, difícilmente podría aceptarse el Efecto Fisher, que implicaría un nivel de explicación mucho mayor.

El gráfico impulso-respuesta se presenta en la figura 1 del apéndice; en el mismo puede verse la escasa respuesta del tipo de interés a los impulsos en la tasa de inflación esperada.

Cuadro 4.- Descomposición de la varianza. VAR-2.
Porcentaje de la varianza explicada de ΔELEC.

Horizonte temporal	ΔINF12PP	ΔELEC
1	1.17	98.83
6	6.41	93.59
12	7.30	92.70
18	7.69	92.31
24	7.72	92.28

La observación del cuadro 4 nos permite constatar el escaso poder explicativo de la tasa de inflación en el tipo de las eléctricas: sólo un 7.72% de la varianza de las mismas es explicado por la inflación al cabo de 24 meses.

Caso 2. Tipo de interés, tasa de inflación, y tipo de intervención (VAR-3).

En este caso, con objeto de encontrar nuevas relaciones, incorporamos como variable adicional el tipo de interés de intervención del Banco de España. En los resultados del cuadro 5 se aprecia que la inflación toma ahora un mayor protagonismo al explicar la varianza del tipo a largo que cuando no se consideraba el PRM; en este caso, casi el 20% de la varianza de tipo de interés de las obligaciones eléctricas queda explicado por las dos variables pasados doce meses.

En el gráfico impulso-respuesta de la figura 2 del apéndice se sigue apreciando la escasa respuesta que provocan en los tipos de interés los shocks en la tasa de inflación. En todo caso, estas respuestas son negativas inicialmente, al contrario de lo que postula el Efecto Fisher.

Cuadro 5. Descomposición de la varianza. VAR-3
Porcentaje de la varianza explicada de ΔELEC.

Horizonte temporal	ΔINF12PP	ΔPRM	ΔELEC
1	1.53	1.51	96.95
6	8.58	4.94	86.48
12	9.33	8.54	82.12
18	9.88	8.71	81.41
24	9.88	8.72	81.39

Caso 3. Tipo de interés, tasa de inflación, tipo de intervención y variable monetaria o fiscal (VAR-4).

En la estimación del VAR con cuatro relaciones se han tomado las tres variables utilizadas en el VAR-3, pero añadiendo, en un caso, la tasa de crecimiento de la oferta monetaria (esquema 1), y en otro caso alternativo, la tasa de crecimiento del crédito concedido al sector público (esquema 2). Los resultados se muestran en el cuadro 6. En el primer caso, se observa que la incorporación de la variable M3 no añade ningún poder explicativo adicional sobre la varianza del tipo de las eléctricas (la descomposición de la varianza es muy parecida al caso en que sólo se consideraba el VAR-3). En cambio, la incorporación de la variable CREDSP sí produce cambios significativos: ahora la inflación pasa a explicar al cabo de doce meses el 10% de la varianza del tipo de interés, mientras que el crédito al sector público toma un papel muy activo, pasando a explicar el 15%.
Asimismo, observando los gráficos impulso-respuesta de las figuras 3 y 4 del apéndice, puede verse que la respuesta de la M3 a los shocks en la tasa de inflación también son pequeños, mientras que la respuesta del CREDSP es bastante alta inicialmente (de cuantía similar al shock inicial en la inflación), aunque decae rápidamente a partir del cuarto periodo.

Cuadro 6.- Descomposición de la varianza. VAR-4 con variable monetaria o fiscal.- Porcentaje de la varianza explicada de ΔELEC.

	Esquema 1				Esquema 2			
Horiz. temporal	ΔINF12 PP	ΔM3	ΔPRM	ΔELEC	ΔINF12 PP	ΔCRED SP	ΔPRM	ΔELEC
1	1.98	0.09	1.31	96.60	1.61	1.28	1.15	95.96
6	8.72	0.25	5.03	85.99	3.21	5.52	0.47	90.78
12	9.15	1.26	8.93	80.66	10.21	14.76	6.93	68.10
18	9.68	1.23	9.01	80.08	10.88	15.23	6.86	67.02
24	9.71	1.24	9.06	79.99	10.92	15.30	6.88	66.89

Caso 4. Tipo de interés, tasa de inflación, variable de actividad, variable fiscal y variable monetaria (VAR-5).

Por último, se ha considerado un VAR con cinco relaciones, en las que se han incluido la variable M3, el crédito al sector público y el IPI, además de la inflación y el tipo de las eléctricas. La descomposición de la varianza del tipo de interés en este caso (ver cuadro 7) ofrece, en lo relativo a la inflación, un resultado parecido a otros anteriores: ésta explica un 10% al cabo de seis meses; sin embargo, se aprecia un espectacular incremento del poder explicativo de la M3, que a los doce meses logra explicar un 24% de la varianza del tipo de las eléctricas. Las variables CREDSP e IPI no añaden apenas poder explicativo adicional al de las dos variables comentadas anteriormente. Igual que ocurría en el vaso del VAR-4, la variable que más reacciona ante los cambios en la tasa de inflación es el crédito al sector público, aunque esta reacción sólo se mantiene durante los tres primeros meses, decayendo rápidamente a partir del cuarto, como puede verse en la figura 8 del apéndice.

Cuadro 7.- Descomposición de la varianza. VAR-5.
Porcentaje de la varianza explicada de ΔELEC.

Horizonte temporal	ΔINF12PP	ΔCREDSP	ΔM3	ΔIPI	ΔELEC
1	1.58	0.49	1.21	1.35	95.34
6	11.14	0.40	3.92	0.96	83.58
12	9.93	1.59	24.40	0.95	63.13
18	10.01	1.60	24.71	0.92	62.75
24	9.90	1.64	25.38	0.92	62.15

En definitiva, los resultados relativos a la reacción del tipo de interés de las eléctricas ante shocks en la tasa de inflación no ofrecen lugar a dudas: en ninguno de los modelos VAR considerados se ha obtenido nada significativo, siendo la reacción, en todo caso, ligeramente negativa durante unos pocos periodos para tender a anularse a partir del periodo nueve.

Por último, en un intento de comprobar si los resultados obtenidos con los modelos VAR anteriores podrían ser mejorados, se estimaron estos mismos modelos utilizando, en vez de la tasa de inflación prevista a doce meses por previsión perfecta, la inflación "ex-post" ocurrida doce meses atrás del periodo que se considera: el cambio en la tasa de inflación usada no afectó ni a los resultados del test de cointegración ni (sensiblemente) a los resultados de los distintos modelos VAR[9].

5. Resumen y conclusiones

En este trabajo se analizan bajo una perspectiva empírica los determinantes del tipo de interés español a largo plazo durante el periodo 1980-1992. Para conseguir nuestro objetivo hemos utilizado la metodología VAR con distintos conjuntos de variables, entre las que figuran la tasa de inflación esperada, el tipo de interés de intervención del Banco de España, una variable fiscal, otra monetaria y otra de actividad.

La primera conclusión obtenida indica que no existe una relación de cointegración que vincule estas variables a largo plazo, aunque sí pueden existir relaciones

a corto plazo. En este sentido, los resultados a los que se ha llegado indican que el tipo de interés se ve afectado a corto plazo por las variables fiscales y monetarias, no teniendo influencia la tasa de inflación, el tipo de intervención ni la variable de actividad. Estos resultados son coherentes con los obtenidos recientemente en otros trabajos, como los de Ballabriga y Sebastián (1993), Esteve y Tamarit (1994) y Aznar y Nievas (1995).

APÉNDICE

REPRESENTACIONES GRÁFICAS DE LAS FUNCIONES IMPULSO-RESPUESTA DE LOS MODELOS VAR PARA EL TIPO DE INTERÉS A LARGO PLAZO

Figura 1.- VAR-2: Gráfico impulso-respuesta a INF12PP.-

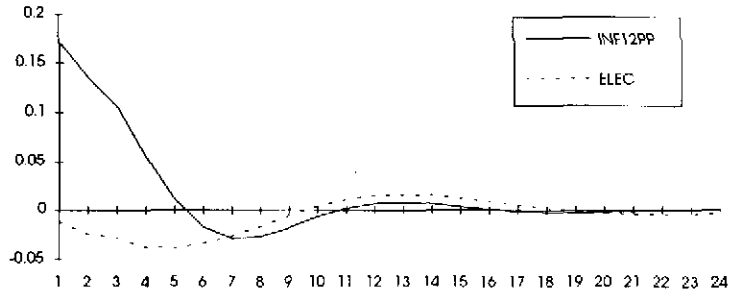


Figura 2.- VAR-3. Gráfico impulso-respuesta a INF12PP.-

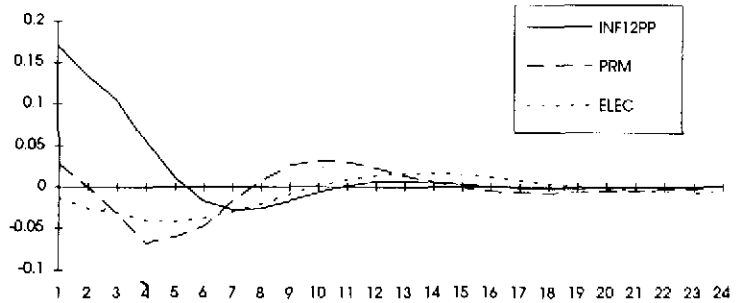


Figura 3.- VAR-4. Gráfico impulso-respuesta a INF12PP (esquema 1).-

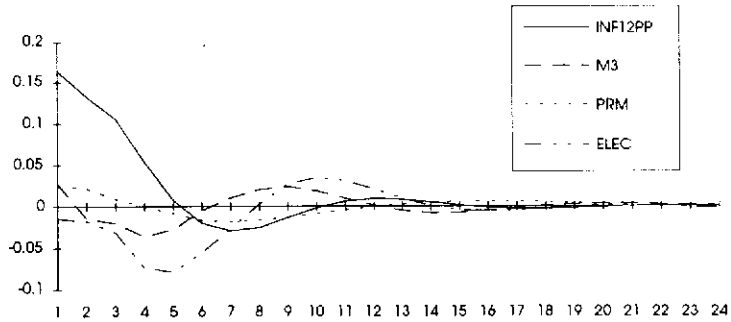


Figura 4.- VAR-4. Gráfico impulso-respuesta a INF12PP (esquema 2).-

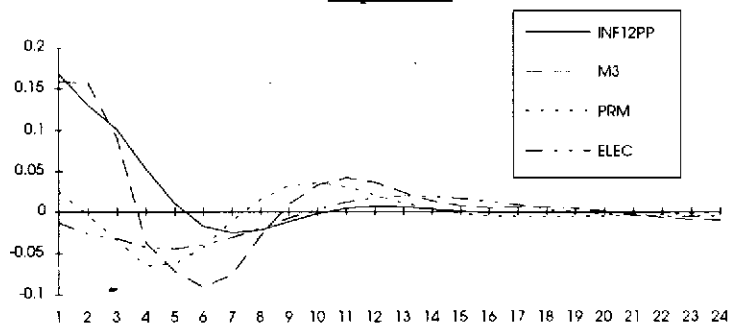
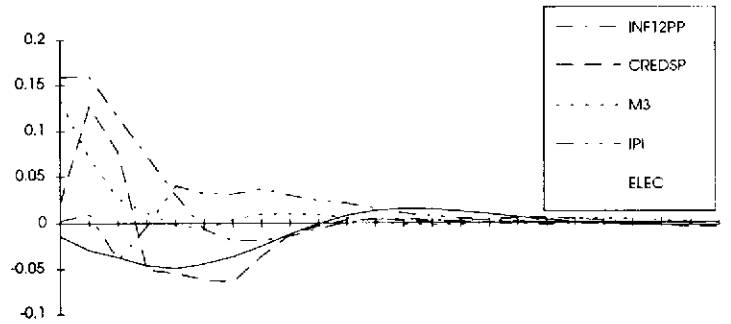


Figura 5.- VAR-5. Gráfico impulso-respuesta a INF12PP.-



Notas

1. Adicionalmente, también pueden incluirse variables exógenas; en este caso, estos modelos se denominan VARX.

2. Un excelente tratamiento en profundidad de este tipo de modelos puede verse en Espasa y Cancelo (1993).

3. Si α se aproxima a la unidad en valor absoluto, el ajuste a la situación de largo plazo es rápida, mientras que si α está próximo a cero, el ajuste es más lento.

4. Esta serie ha sido utilizada por bastantes autores, como García-Durán (1986), Fernández (1987), Mauleón (1987) y Raymond y Palet (1989).

5. Este tipo de expectativas ha sido utilizado en la literatura, entre otros, por Gultekin (1983) y Woodward (1992).

6. En la literatura existen numerosos argumentos a favor y en contra de utilizar las series originales sin desestacionalizar. Por ejemplo, Malinvaud (1964) se muestra partidario de incorporar en los modelos todos los factores tendenciales y estacionales. Por el contrario, numerosos estudios de coyuntura toman las series desestacionalizadas para realizar el seguimiento a corto plazo de determinados fenómenos económicos. En nuestro caso, puesto que deseamos prestar una atención especial al tipo de interés (que no tiene estacionalidad) hemos preferido eliminar los componentes estacionales de las variables que los tenían, ya que pensamos que su aportarción sería poco relevante.

7. Los resultados de este contraste no se incluyen por motivos de espacio.

8. Si bien se trata, en términos estrictos, de un contraste de causalidad, consideramos que la información a priori introducida en la identificación de los modelos lleva a considerar equivalentes los conceptos de causalidad y exogeneidad. Para un análisis en profundidad de la equivalencia de estos conceptos, ver Aznar y Trívez (1988).

9. En general, la utilización de la inflación ex-post en lugar de la de previsión perfecta produce una menor participación de ésta (en torno al 50%) en la varianza del tipo de interés de las obligaciones eléctricas; solamente en el VAR-5 la INF12EP explica el 15% del tipo de interés pasados 9 periodos, frente a una explicación del 10% cuando se utilizó la INF12PP.

Bibliografía

ARRIAGA, J. M. y J. ROBREDO (1993): "Tipos de interés internacionales: evolución pasada y reciente". *Situación*, 1993/2. BBV. pp. 5-26.

AZNAR, A., M T. APARICIO, F. J. TRÍVEZ, J. MUR y D. SAURA (1991): "Estudio Econométrico de los Determinantes del Tipo Interbancario a Tres Meses". *Cuadernos Aragoneses de Economía*, 2ª época, 1 pp. 55-95.

AZNAR y F. J. TRÍVEZ (1988): "Relaciones entre causalidad, exogeneidad y predetermineidad". *Estadística Española*, 117. pp. 51-69.

AZNAR y J. NIEVAS (1995): "Una propuesta de contraste del efecto Fisher con expectativas racionales: Aplicación al caso español". Revista Española de Economía, 2ª época, vol. 12, nº 2. pp. 281-305.

BALLABRIGA, F. C. y M. SEBASTIÁN (1993): "Déficit público y tipos de interés en la economía española: ¿existe relación de causalidad?". Revista Española de Economía, 10. pp. 283-305.

CANALS, J. (1987): "Deuda Pública, Déficit Público y Tipos Reales de Interés: ¿Existe Relación Causal?". *Fundación* F.I.E.S., Doc. de Trabajo 8/1987.

CANTO, V. A., G. NICKELSBURG y P. RIZOS (1987): "The Effect of Fiscal Policy on the Short-Run Relation Between Nominal Interest Rates and Inflation". *Economic Inquiry*, enero. pp. 27-42.

DICKEY, D. A. y W. A. FULLER (1979): "Distribution of the Estimators for Autoregresive Time Series with a Unit Root". *Journal of the American Statistical Association*, 74. pp. 427-431.

DWYER, G. P. (1981): "Are Expectations of Inflation Rational?". *Journal of Monetary Economics*, 8. pp. 59-84.

DWYER, G. P. (1984): "The Gibson Paradox: A Cross-Country Analysis". *Economica*, 51, pp. 109-127.

ELLIOT, J. W. (1977): "Measuring the Expected Real Rate of Interest: An Exploration of Macroecomic Alternatives". *American Economic Review*, 67. pp. 429-444.

ESCRIVÁ, J. L. (1990): "El tipo interbancario a un día: variabilidad y determinantes fundamentales". *Banco de España*, Servicio de Estudios. Marzo-1990.

ESPASA, A. y J. R. CANCELO (1993): *Métodos cuantitativos para el análisis de la coyuntura económica*. Alianza Economía. Alianza Editorial.

ESTEVE, V. y C. R. TAMARIT (1994): "Determinantes de los tipos de interés reales a largo plazo en España". *Revista de Economía Aplicada*, 5. pp. 27-50.

FELDSTEIN, M. S. (1976): "Inflation, Income Taxes, and the Rate of Interest: A Theoretical Analysis". *American Economic Review*, 66. pp. 809-820.

FELDSTEIN, M. S. y L. SUMMERS (1978): "Inflation Tax Rules, and the Long-Term Interest Rate". *Brooking Papers on Economic Activity*, I. pp. 61-99.

FERNÁNDEZ, E. (1987): "Evolución reciente de los tipos de interés". *Papeles de Economía Española*, 32. pp. 93-109.

FINDLAY, D.W. (1991): "Budget Deficits, Short-Term Real Interest Rates and the Specification of Expected Inflation: an Empirical Investigation". *Applied Economics*, 23. pp. 1147-1158.

FLORES, R. y E. J. DOMÍNGUEZ (1991): "Tipos de interés a uno y siete días en el mercado interbancario: prima de riesgo y análisis de eficiencia". Documento de Trabajo, Deparamento de Economía Cuantitativa. Universidad Complutense de Madrid.

FRANSES P. H. (1991): "Seasonality, Non-Stationarity and the Forecasting of Monthly Time Series". *International Journal of Forecasting*, 7. pp. 199-208.

GANDOLFI, A. E. (1976): "Taxation and the Fisher Effect". *The Journal of Finance*. 31. pp. 1375-1386.

GARCÍA-DURÁN, J. A. (1996): "Tipos de interés real: causas coincidentes". *Papeles de Economía Española*, 27. pp. 27-36.

GULTEKIN, N. B. (1983): "Stock Market Returns and Inflation: Evidence from Other Countries". *The Journal of Finance*, 38. pp. 49-65.

HAMILTON, J. D. (1994): *Time Series Analysis*. Princeton University Press. Princeton, New Jersey.

HOSEK, W. R. y F. Zahn (1991): "Fiscal Illusion and Inflation Illusion: A Loanable Funds Approach". *Akron Business and Economic Review*, 22. pp. 56-63.

JOHANSEN, S. (1988): "Statistical Analisys of Cointegration Vectors". *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12. pp. 231-254.

JOHANSEN, S. y K. JUSELIUS (1990): "Maximun Likelihood Estimation and Inference on Cointegration -with Applications to the Demand for Money-" *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 52. pp. 169-210.

KELLY, W. A. y J. A. MILES (1984): "Darby and Fisher: Resolution of a Paradox". *The Financial Review*, 19. pp. 103-110.

KELLY, W. A. y J. A. MILES (1989): "Capital Structure and the Fisher Effect". The Financial Review, 24. pp. 53-73.

KNOT, K. (1995): "On the Determination of Real Interest Rates in Europe". *Empirical Economics*, 20. pp. 479-500.

LEVI, M. D. y J. H. MAKIN (1979): "Fisher, Phillips, Friedman and the Measured Impact of Inflation on Interest". *The Journal of Finance*, 34. pp. 35-52.

LITTERMAN, R. B. y L. WEISS (1985): "Money Real Interest Rates, and Output: A Reinterpretation of Postwar U.S. Data". *Econometrica*, 53. pp. 129-156.

MALINVAUD, E. (1964): *Méthodes Statistiques de l'Econometrie*.-Dunod.

MAULEÓN, I. (1987): "Determinantes y perspectivas de los tipos de interés". *Papeles de Economía Española*, 32. pp 79-92.

MAULEÓN, I. (1989): *Oferta y Demanda de Dinero: Teoría y Evidencia Empírica*. Alianza Editorial, Economía y Finanzas.

MILES, J. A. (1983): "Taxes and the Fisher Effect: A Clarifying Analysis". *The Journal of Finance*, 38. pp. 67-78.

NIEVAS, J. (1994): *El Efecto Fisher: Análisis Teórico y Propuesta de un Marco General para su Contraste*. Tesis Doctoral no publicada, Universidad de Zaragoza.

NOCITO, J. M. ; P. COTO y J. M. SARABIA (1995): "Determinantes del tipo de interés real a corto plazo en España". *Revista de Economía Aplicada*, 7. pp. 97-121.

PÉREZ, J. V., y M. SÁEZ (1992): "Cointegración y Efecto Fisher para el Caso Español". *Cuadernos de Economía*, 20. pp. 345-360.

PHILLIPS, P. B. C. (1987): "Time Series Regression with a Unit Root". *Econometrica*, 55. pp. 277-301.

PHILLIPS, P. B. C. y P. PERRON (1988): "Testing for a Unit Root in Time Series Regression". *Biometrika*, 75. pp. 335-346.

RAYMOND, J. L. (1989): "Déficit del sector público y tipo de interés en España". *Papeles de Economía Española*, 41. pp. 150-152.

RAYMOND, J. L. y J. PALET (1989): "Factores determinantes de los tipos de interés en España: el papel del "déficit esperado" del sector público". *Fundación FIES*. Documento de trabajo, 50.

ROBREDO, J. (1991): "Una perspectiva internacional de los tipos de interés nominales, reales y netos de impuestos". *Situación*, 1991/3-4. pp. 63-82.

SAHU, A. P, R. JHA y L. H. MEYER (1990): "The Fisher Equation Controversy: A Reconciliation of Contradictory Results". *Southern Economic Journal*, 57. pp. 106-113.

SARACOGLU, R. (1984): "Expectations of Inflation and Interest Rate Determination". *IMF Staff Pappers*, 31. pp. 141-178.

SARGENT, T. J. (1976): "Interest Rates and Expected Inflation: A Selective Summary of Recent Research". *Explorations in Economic Research*, 3. pp. 303-325.

SIMS, C. A. (1980): "Macroeconomics and Reality". *Econometrica*, 48. pp. 1-48.

THOMA, M. A. (1992): "Some International Evidence on the Exogeneity of the Ex-Ante Real Rate of interest and the Rationality of Expectations". *Journal of Macroeconomics*,15. pp. 33-45.

TOBIN, J. (1965): "Money and Economic Growth". *Econometrica*, 33. pp. 671-684.

TORRERO, A. (1989): "La Formación de los Tipos de Interés y los Problemas Actuales de la Economía Española". *Economistas*, 39. pp. 35-47.

WOODWARD, G. T. (1992): "Evidence of the Fisher Effect from U.K. Indexed Bonds". *Review of Economics and Statistics*, 74. pp. 315-320.