



FEDEA
Fundación de Estudios de Economía Aplicada

**Respuesta de los tipos de interés nominales
españoles a *shocks* de inflación esperada
y de tipos de interés real *ex-ante*:
Una aplicación VAR estructural***
por
Vicente Esteve**

DOCUMENTO DE TRABAJO 97-11

Junio, 1997

* La investigación se ha podido realizar gracias a la financiación del proyecto del Plan Nacional de I+D, PB94-0955-CO2-01. Parte del trabajo se realizó durante una estancia investigadora en FEDEA.

** Instituto de Economía Internacional, Universitat de València.

Respuesta de los tipos de interés nominales españoles a *shocks* de inflación esperada y de tipos de interés real *ex-ante*: una aplicación VAR estructural*

Vicente Esteve[†]

Instituto de Economía Internacional, Universitat de València

Junio 1997

Resumen

En este trabajo, se utiliza un VAR estructural para descomponer el tipo de interés nominal español en un componente de inflación anticipada y un componente de tipo de interés real *ex-ante*. Para identificar los *shocks* de inflación esperada y de tipos de interés reales *ex-ante*, se utiliza las hipótesis de que el tipo de interés nominal y la tasa de inflación esperada están cointegrados y que el tipo de interés real es estacionario.

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

Clasificación J.E.L.: E31, E43.

*La investigación se ha podido realizar gracias a la financiación del proyecto del Plan Nacional de I+D, PB94-0955-CO2-01. Parte del trabajo se realizó durante una estancia investigadora en FEDEA.

[†] *Correspondencia*: Vicente Esteve, Instituto de Economía Internacional, Universitat de València, Apartado Oficial 22006, 46071 Valencia; teléfono: 96-3828358, fax: 96-3828354, e-mail: vicente.esteve@uv.es

Abstract

In this paper, the SVAR methodology is used to decompose Spanish nominal interest rates into an expected inflation component and ex ante real interest rate component. Inflation expectations and ex ante real interest rate shocks are identified by assuming that nominal interest rates and inflation expectations move one-for-one in the long run -they are cointegrated- and the real interest rate is stationary.

Key words: interest rates, inflation expectations, long-term Fisher effect, SVAR, cointegration.

J.E.L. Classification: E31, E43.

1 Introducción.

Una de las cuestiones más controvertidas del análisis de los tipos de interés nominales a largo plazo es la cuestión relativa a sus fluctuaciones y, en particular, si las mismas son provocadas por las expectativas sobre la evolución futura de la inflación o por los cambios en los tipos de interés reales *ex-ante*. La respuesta a esta cuestión tiene importantes consecuencias para la gestión y el diseño de la política monetaria. Así, un aumento en los tipos de interés a largo plazo cuyo origen sea un aumento de las expectativas inflacionarias podría ser una señal para el banco central para endurecer su política monetaria. Por otro lado, un aumento de los tipos de interés a largo plazo que refleje mayores tipos de interés reales *ex-ante* puede tener diferentes implicaciones para la política económica. Para la política monetaria, los tipos de interés reales constituyen el núcleo del mecanismo de transmisión clásico de la misma, ya que estos condicionan las decisiones de consumo, inversión y selección de cartera de los agentes económicos. En lo que concierne a la política fiscal, los tipos de interés reales son los tipos relevantes en el análisis de la posible existencia del efecto expulsión del gasto público sobre la inversión privada, y en la sostenibilidad de la política fiscal y solvencia del gobierno.

En nuestro trabajo, utilizamos la metodología VAR estructural (SVAR) desarrollada por Blanchard y Quah (1989) para descomponer el tipo de interés nominal español en un componente de inflación anticipada y un componente de tipo de interés real *ex-ante*. De este modo, se estima un modelo SVAR y se identifica diferentes tipos de *shocks* que afectan a los tipos de interés nominales utilizando restricciones de largo plazo sobre la estructura de la economía. Los *shocks* estructurales son identificados mediante dos supuestos o restricciones a largo plazo: i) los *shocks* de expectativas inflacionarias tienen un efecto permanente sobre los tipos de interés nominales; ii) los *shocks* de tipos de interés reales sólo tienen un efecto temporal sobre los tipos de interés nominales. Estos dos supuestos son consistentes con recientes trabajos empíricos que muestran que expectativas inflacionarias y tipos de interés nominales se mueven uno a uno en el largo plazo (están cointegradas en un vector $(1, 1)$) y que el tipo de interés real es estacionario¹. Si se dan estos dos supuestos se cumpliría entonces el llamado "efecto Fisher completo a largo plazo", tal y como propone Mishkin (1992)².

Una vez identificados los dos tipos de *shocks*, procedemos a cuantificar

¹Véase al respecto los trabajos de Mishkin (1992a) y Mishkin y Simon (1995).

²Este efecto es opuesto al "efecto Fisher a corto plazo" que utiliza el supuesto más restrictivo de que el tipo de interés real es constante.

sus efectos a través de un conjunto de ejercicios habituales en la metodología SVAR. Así, computamos las funciones impulso-respuesta, y la descomposición de la varianza de error de predicción de las variables ante los diferentes tipos de *shocks*. De esta forma, resultará posible evaluar la contribución relativa de cada *shock* al comportamiento a largo plazo de los tipos de interés nominales y a las fluctuaciones de los mismos. La ventaja del enfoque SVAR es que no es necesario utilizar el supuesto restrictivo de que el tipo de interés real *ex-ante* es constante.

El trabajo se articula de la siguiente forma. En la sección 2 presentamos un modelo teórico muy sencillo que nos ayudará a interpretar la naturaleza de los *shocks* estructurales que subyacen en las fluctuaciones de los tipos de interés nominales de largo plazo españoles para el periodo 1962-1996. En la sección 3, ofrecemos un resumen de los aspectos econométricos más relevantes, en el contexto de la metodología SVAR, centrado en el proceso de identificación de los *shocks*. En la sección 4, presentamos un resumen de los soportes teóricos que apoyan la estacionariedad o la no estacionariedad del tipo de interés real. En la sección 5, se realiza un análisis de la estacionariedad de las variables del VAR, con especial atención al tipo de interés real *ex-post*, y se contrasta la relación de largo plazo entre tipos de interés nominales y tasa de inflación. En la sección 6, analizamos los resultados obtenidos respecto a las respuestas dinámicas de la variable estudiada a los distintos tipos de *shocks*. Finalmente, la sección 7 se dedica a presentar las conclusiones principales del trabajo, mientras que la sección 8 recoge los apéndices.

2 Modelo teórico.

Nuestro análisis parte de la conocida ecuación de Fisher, por la que el tipo de interés nominal puede descomponerse en el tipo de interés real *ex-ante* y la suma de la tasa esperada de inflación:

$$i_{t,k} = r_{t,k} + E(\pi)_{t,k} \quad (1)$$

donde $i_{t,k}$ es el tipo de interés nominal en el momento t de un bono de vencimiento en el momento k , $r_{t,k}$ es el tipo de interés real *ex-ante* sobre el mismo bono y $E(\pi)_{t,k}$ es la tasa esperada de inflación en el momento t para el periodo de t a $t + k$.

Se define los errores que los agentes económicos cometen a la hora de anticipar el comportamiento futuro de la inflación como:

$$\epsilon_{t,k} = \pi_{t,k} - E(\pi)_{t,k} \quad (2)$$

donde $\pi_{t,k}$ es la inflación efectivamente registrada.

De este modo, utilizando la expresión (1) la ecuación (2) se transforma en:

$$i_{t,k} - \pi_{t,k} = r_{t,k} - \epsilon_{t,k} \quad (3)$$

Si suponemos que $\epsilon_{t,k}$ es $I(0)$, lo cual es posible bajo el caso de expectativas racionales o bajo el supuesto menos restrictivo de que la inflación efectivamente registrada y la inflación esperada están cointegradas, entonces la expresión (3) implica que $i_{t,k} - \pi_{t,k}$ puede ser sólo $I(1)$ si $r_{t,k}$ es $I(1)$. De este modo, desde el punto de vista estocástico, contrastar si $i_{t,k} - \pi_{t,k}$ tiene una raíz unitaria es equivalente a contrastar si la variable $r_{t,k}$ tiene también una raíz unitaria³.

3 La econometría de los VAR estructurales.

Con el objeto de medir la importancia relativa de las dos fuentes posibles de fluctuaciones de los tipos de interés nominales (*shocks* de expectativas inflacionarias y *shocks* de tipos de interés real *ex-ante*), nosotros aplicamos el método de descomposición propuesto por Blanchard y Quah (1989) a un sistema VAR compuesto por dos variables: el tipo de interés nominal (i_t) y el tipo de interés real *ex-post* (r_t). De este modo, suponemos que las fluctuaciones de los tipos de interés nominales son una función de dos tipos de *shocks* ortogonales y no autocorrelacionados: i) *shocks* de expectativas inflacionarias (ϵ_p) y ii) *shocks* de tipos de interés real *ex-ante* (ϵ_r). Adicionalmente, suponemos que las expectativas inflacionarias están mejor caracterizadas por un proceso estocástico que corresponde al componente permanente de los tipos de interés nominales, mientras que las expectativas de tipos de interés reales *ex-ante* corresponden al componente transitorio (o estacionario) de los tipos de interés nominales⁴.

³Los resultados de Alonso y Ayuso (1996), Ayuso (1996) y Ayuso y López-Salido (1997), dónde se obtienen primas de riesgo reducidas y estables, llevan a la conclusión de que la ecuación de Fisher es una buena aproximación empírica a la relación entre tipos de interés nominales y reales para el caso español.

⁴El supuesto de ortogonalidad no elimina la posibilidad de que perturbaciones en los tipos de interés real afecten a las expectativas inflacionarias o viceversa. La ortogonalidad

Este modelo VAR estructural puede ser representado en forma de medias móviles:

$$x_t = A_0\varepsilon_t + A_1\varepsilon_{t-1} + \dots = \sum_{i=0}^{\infty} A_i\varepsilon_{t-i} = A(L)\varepsilon_t \quad (4)$$

donde:

$$\varepsilon_t = \begin{pmatrix} \varepsilon_p \\ \varepsilon_r \end{pmatrix} \text{ y } x_t = \begin{pmatrix} \Delta i \\ r \end{pmatrix}$$

Además, para simplificar, las varianzas de los *shocks* estructurales son normalizadas de manera que:

$$E(\varepsilon_t\varepsilon_t) = \begin{pmatrix} 1 & 0 \\ 0 & 1 \end{pmatrix} = I \quad (5)$$

En una primera etapa, debemos proceder a la estimación de la forma reducida autorregresiva (VAR) del modelo:

$$\Delta x_t = \Pi_1\Delta x_{t-1} + \dots + \Pi_q\Delta x_{t-q} + e_t \quad (6)$$

donde q es el número de retardos y e_t es el vector de residuos estimados:

$$E(e_te_t) = \begin{pmatrix} \sigma_{11} & \sigma_{12} \\ \sigma_{21} & \sigma_{22} \end{pmatrix} = \Sigma \quad (7)$$

Puesto que el proceso descrito es estacionario, el VAR estimado en (6) puede ser invertido para obtener la siguiente representación en forma de medias móviles:

sólo significa que ambas fuentes de perturbaciones no están sistemáticamente correlacionadas. Así, es posible suponer que los *shocks* de expectativas inflacionarias reflejan cambios percibidos por los agentes en el régimen de política monetaria, los cuales no están correlacionados con factores que afectarían a los tipos de interés reales *ex-ante*, por ejemplo, cambios en la legislación fiscal, incertidumbre política o innovaciones tecnológicas.

$$x_t = e_t + C_1 e_{t-1} + \dots = \sum_{i=0}^{\infty} C_i \varepsilon_{t-i} = C(L) \varepsilon_t \quad (8)$$

Por otra parte, de (4) y (8) se deduce la relación entre los residuos de la forma reducida del modelo y los residuos estructurales:

$$e_t = A_0 \varepsilon_t \quad (9)$$

lo que implica que:

$$E(e_t e_t) = A_0 E(\varepsilon_t \varepsilon_t) A_0' \quad (10)$$

donde:

$$A_0 A_0' = \Sigma \quad (11)$$

De este modo, se identifica los *shocks* estructurales (ε) a partir de la información obtenida de la estimación del VAR (ecuación (6)), es decir, mediante los *shocks* de forma reducida (e) y de su varianza (Σ).

Por otro lado, de la ecuación (9) se deriva que la solución del modelo pasa por la identificación de la matriz A_0 , que debe realizarse a partir de la relación (10). Se tiene, por consiguiente, un sistema de k^2 incógnitas (siendo k el número de variables dependientes del modelo) y $(k^2 - k)/2 + k$ ecuaciones derivadas de la expresión (10), puesto que Σ es una matriz simétrica. En consecuencia, se precisa $(k^2 - k)/2$ restricciones suplementarias para proceder a la identificación, que en nuestro caso implica un supuesto adicional.

De las ecuaciones (4) y (9) se desprende que la matriz de efectos a largo plazo de los *shocks* de la forma reducida, $C(1)$, está relacionada con la matriz equivalente de los *shocks* estructurales, $A(1)$, a través de la siguiente expresión:

$$A(1) = C(1) A_0 \quad (12)$$

donde la matriz $C(1)$ se calcula a partir de los VAR estimados y, por tanto, contiene elementos conocidos.

Por otra parte, debemos imponer una restricción adicional en uno de los elementos de la matriz $A(1)$ que en nuestro caso será que un *shock* de tipos de interés reales *ex ante* no tiene ningún efecto sobre los tipos de interés nominales en el largo plazo. Ello implica que el elemento $A_{12} = 0$, por lo que la matriz $A(1)$ quedará definida como:

$$A(1) = \begin{pmatrix} A_{11} & 0 \\ A_{21} & A_{22} \end{pmatrix} \quad (13)$$

4 Soporte teórico a la estacionariedad o a la raíz unitaria de los tipos de interés reales.

En la actualidad no existe un claro consenso en el terreno empírico sobre el tipo de interés real *ex-ante* es constante o no, o con más precisión, si es estacionario o no estacionario, aunque la mayoría de los trabajos se inclinan por la existencia de una raíz unitaria. Tampoco existe un consenso sobre si las principales fuentes de sus fluctuaciones provienen de la política monetaria o de la política fiscal⁵. Desde el punto de vista teórico, la potencial estacionariedad o no estacionariedad de los tipos de interés reales *ex-ante* tiene importantes implicaciones sobre la validez empírica de determinadas teorías económicas.

Por un lado, la potencial estacionariedad o constancia de los tipos de interés reales *ex-ante* puede postularse en varios contextos teóricos asociados a la economía monetaria y financiera (i a iv), modelos neoclásicos de crecimiento (v), y modelos keynesianos estructurales del tipo IS-LM (vi):

i) La fórmula de valoración de los precios de las opciones de Black-Scholes, se basa en suponer que r_t es constante o $I(0)$.

ii) El modelo de valoración de activos financieros basado en el consumo (CCAPM) implica la constancia de r_t o, equivalentemente, su aceptación supone que la tasa de crecimiento del consumo real y la variable r_t deben ser $I(0)$, tal y como muestran Lucas (1978) y Rose (1988).

iii) La no estacionariedad de r_t implica también el rechazo del modelo teórico estándar de valoración de activos financieros (CAPM), tal y como muestran Ahn y Thomson (1988).

iv) El cumplimiento de efecto Fisher (completo) a largo plazo, bajo el supuesto de expectativas racionales, implica también que r_t es $I(0)$. Ello

⁵Véase, por ejemplo, Blanchard y Summers (1984) para la economía americana y Esteve y Tamarit (1994) para la economía española.

determinaría la habilidad de los tipos de interés nominales para predecir a corto plazo la inflación futura, tal y como propone Mishkin (1992).

v) Los modelos neoclásicos de crecimiento a largo plazo del tipo del que proponen Shapiro y Watson (1988), se basan en el supuesto de que los *shocks* económicos sólo pueden tener efectos a corto plazo sobre r_t . Ello implica que r_t es constante o $I(0)$, en la línea del cumplimiento del efecto Fisher.

vi) Por último, Galí (1992) presenta un modelo estructural keynesiano derivado de un modelo IS-LM aumentado con una Curva de Phillips, en la que r_t se postula estacionario.

Por otro lado, la potencial no estacionariedad de los tipos de interés reales *ex-ante* puede también derivarse en varios contextos teóricos asociados a las dos fuentes alternativas de la raíz unitaria de r_t :

i) En una variante del modelo de contratos salariales solapados de Taylor (1980), West (1988) deriva el comportamiento estocástico $I(1)$ o cuasi- $I(1)$ de r_t (junto al output real) de una regla óptima de la autoridad monetaria, optimización basada en la suavización de los movimientos de los tipos de interés nominales. En este modelo, los tipos de interés nominales no se mueven instantáneamente o simétricamente con la inflación esperada. En este caso, la fuente de la raíz unitaria de r_t es la política monetaria que sigue la regla óptima.

ii) El comportamiento estocástico $I(1)$ o cuasi- $I(1)$ de r_t es también derivado por DeLong y Summers (1986) de una variante del modelo propuesto por Taylor (1979). En este caso, la fuente de la raíz unitaria de r_t es la no estacionariedad de los *shocks* de demanda agregada.

iii) Por último, si r_t tiene un componente que es un paseo aleatorio, Jenkins y Walsh (1987) sugieren que los tipos de interés reales pueden ser usados como guía en la estrategia de la política monetaria.

5 Contraste de los supuestos del modelo.

5.1 Estacionariedad de las variables.

Para comprobar el orden de integrabilidad de las variables se utiliza una combinación de contrastes de estacionariedad. En primer lugar, los test de Phillips y Perron (1988) que corrigen de manera no paramétrica los contrastes estándar de Dickey y Fuller, y cuya hipótesis nula es que la variable tiene una raíz unitaria. En segundo lugar, puesto que estos contrastes tienen baja potencia⁶, el estudio de la estacionariedad se complementa con los

⁶Véase al respecto los trabajos de DeJong et al. (1992) y Perron (1991).

test propuestos por Kwiatkowski, Phillips, Schmidt y Shin (1992)⁷, cuya hipótesis nula es la estacionariedad, es decir, la inversa de los test de raíces unitarias tipo Dickey-Fuller. Los resultados de estos contrastes se presentan en el cuadro 1.

[insertar cuadro 1]

Combinando los resultados de los test de Phillips-Perron (P-P) y los test KPSS se pueden extraer las siguientes conclusiones. En primer lugar, se puede rechazar que las tres variables tengan una doble raíz unitaria. En segundo lugar, se puede afirmar que los tipos de interés nominales, i_t , y la tasa de inflación corriente, π_t , son $I(1)$, puesto que no puede ser rechazada la hipótesis nula de raíz unitaria (test P-P), mientras que se puede rechazar la hipótesis nula de estacionariedad alrededor de una tendencia lineal (test KPSS).

En lo que respecta al tipo de interés real *ex-post*, r_t , el test Phillips-Perron $Z(t_{\hat{\alpha}})$ permite rechazar la hipótesis nula de raíz unitaria al 5% (la variable es $I(0)$), mientras que los test KPSS permiten rechazar la hipótesis nula de estacionariedad (la variable es $I(1)$). En este caso, las contradicciones de los dos tipos de contrastes no nos permite aclarar el grado de integrabilidad de la serie. El hecho de que la variable muestre en su senda temporal un posible cambio estructural (véase gráfico A.1 del apéndice 1) nos lleva a no extraer conclusiones definitivas sobre el orden de integrabilidad en base a los contrastes de Phillips y Perron y de KPSS. Como ha señalado Perron (1989, 1990), los cambios estructurales en series temporales hacen que este tipo de contrastes muestren problemas cuando existe una ruptura en algún punto de la muestra. En concreto, los test P-P están sesgados al no rechazo de la hipótesis nula de raíz unitaria cuando las series presentan cambios en la media. Una vía alternativa para determinar el orden de integrabilidad en estos casos se ha planteado en los trabajos de Perron y Vogelsang (1992a, 1992b), mediante la aplicación de un método en el que se endogeneiza la búsqueda del punto de ruptura de la serie en variables sin perfil tendencial (véase para más detalle el apéndice 2).

En el cuadro 2 se presentan los contrastes de raíces unitarias cuando existen cambio estructurales, con la hipótesis nula de raíz unitaria frente a la alternativa de estacionariedad con un cambio estructural en algún punto de la muestra no conocido, bajo dos modelos alternativos: a) cuando el cambio se supone gradual (*Innovational Outlier Model* o IOM); y b) cuando el cambio es instantáneo (*Additive Outlier Model* o AOM). En las dos últimas

⁷En adelante KPSS.

columnas aparecen las estimaciones del parámetro de raíz unitaria, α , y su respectivo estadístico t , t_α , en el que se contrasta si $\alpha=1$. Para ambos modelos la raíz unitaria puede ser rechazada al 5%, con el cambio estructural en $T_b = 1977:1$ (AOM) y $T_b = 1977:2$ (IOM). Los resultados obtenidos sugieren que el tipo de interés real *ex-post*, r_t , es estacionario cuando se introduce la posibilidad de un cambio en la media (gradual o instantáneo) no conocido *a priori*⁸. Este cambio estructural de la senda temporal de r_t pudo haber sido causado por el cambio de régimen de la política macroeconómica española en 1977-1978, coincidiendo con los "Pactos de la Moncloa" y la nueva estrategia de control de monetario del Banco de España, por la que la autoridad monetaria comenzó a hacer público su objetivo intermedio en forma de unos límites máximos y mínimos de crecimiento de las disponibilidades líquidas⁹.

[insertar cuadro 2]

5.2 Relación de largo plazo entre tipos de interés nominales e inflación.

Existe una vía complementaria para confirmar la estacionariedad de r_t : examinar si existe una relación de cointegración entre i_t y π_t . Para contrastar esta relación, se aplican test de la hipótesis nula de cointegración frente a la alternativa de no cointegración, como los propuestos recientemente por Shin (1994) en base a la estimación de largo plazo de Stock y Watson (1993). Bajo este enfoque, Shin (1994) aplica en dos etapas los test KPSS al caso de la cointegración de un conjunto de variables. En la primera etapa, se estima una regresión de largo plazo dinámica que incluye los valores retardados y futuros de las primeras diferencias de las variables explicativas, con o sin tendencia lineal (cointegración estocástica o determinística, respectivamente). Este procedimiento de estimación ha sido propuesto por Stock y Watson (1993), y se conoce como la regresión DOLS¹⁰. En nuestro caso:

⁸Perron (1990) obtiene el mismo resultado para el tipo de interés real *ex-post* americano, que es estacionario con un cambio estructural brusco (modelo IOM) en 1980, coincidiendo con el cambio de régimen que supuso para la política monetaria americana la nueva estrategia de control e instrumentación monetaria de la Reserva Federal instaurada a partir de 1979.

⁹El anuncio de los objetivos monetarios del Banco de España quiso contribuir a configurar un nuevo escenario en el que la reconducción del proceso de formación de expectativas de inflación ocupaba un papel central en la política monetaria. Véase al respecto Ayuso y Escrivá (1997) y Banco de España (1978b, 1979).

¹⁰DOLS = Dynamic Ordinary Least Squares. Stock y Watson (1993) añaden a la regresión estándar de MCO de Engle y Granger (1987) valores retardados y futuros de las primeras diferencias de los regresores, con el objetivo de corregir paramétricamente los

$$i_t = \alpha_0 + \alpha_1 t + \alpha_2 \pi_t + \sum_{j=-q}^q \beta_j \Delta \pi_{t-j} + \varepsilon_t \quad (14)$$

expresión en la que la cointegración determinística supone que $\alpha_1 = 0$, mientras que la cointegración estocástica implica que $\alpha_1 \neq 0$ ¹¹.

En la segunda etapa del test de Shin, se trata de calcular los estadísticos de Lagrange LM, C_μ (cointegración determinística) y C_τ (cointegración estocástica) de la misma manera que los contrastes de raíces unitarias KPSS.

La aplicación de los contrastes de cointegración de Stock-Watson-Shin a la expresión (14) aparecen en el cuadro 3. En primer lugar, los resultados sugieren que es posible rechazar la hipótesis nula de cointegración determinística. Por el contrario, existe evidencia de cointegración estocástica entre i_t y π_t . No obstante, el hecho de que el vector de cointegración sea diferente de (1, 1), en concreto (1, 0.32), nos lleva a aceptar el efecto Fisher a largo plazo en su versión "débil" o "parcial", es decir, que existe un co-movimiento entre ambas variables que no es uniproporcional¹².

[insertar cuadro 3]

6 Fuentes de fluctuación de los tipos de interés nominales: efectos dinámicos de los *shocks* estructurales.

Los contrastes preliminares aseguran las dos condiciones previas para estimar el SVAR: i) el tipo de interés real es estacionario (con un cambio estructural); ii) y los tipos de interés nominales y la inflación corriente están

efectos causados por la posible endogeneidad de las variables explicativas. Además, los posibles problemas de correlación serial del término de error de la regresión de MCO son corregidos de manera no paramétrica.

¹¹La regresión de cointegración incluye en un primer caso una constante, mientras que en el segundo caso incluye una constante y una tendencia lineal. El primer caso se trata de "cointegración determinística", que implica que el mismo vector de cointegración elimina las tendencias determinísticas y las tendencias estocásticas del conjunto de variables. El segundo caso implica que la combinación lineal estacionaria de las variables $I(1)$ tiene una tendencia lineal no cero, correspondiendo al caso de "cointegración estocástica". Para más detalle véase Ogaki y Park (1989) y Park (1992).

¹²En Meyer y Sahu (1995) se presenta un modelo teórico del tipo IS-LM que permite bajo ciertos supuestos un efecto Fisher no completo o parcial.

cointegrados (estocásticamente) en el largo plazo. Así, procedemos a estimar el SVAR con seis retardos, incluyendo un término constante y las dos variables $[\Delta i, r_t]$. El número óptimo de retardos ha sido elegido según el método propuesto por DeSerres y Guay (1995). Con este método se selecciona la longitud del retardo del SVAR, q , con un test de Wald o ratio de verosimilitud (test LR al 5%) y con un enfoque de lo general a lo específico.

6.1 Descomposición de la varianza.

En el cuadro 4 se presentan la descomposición de la varianza del error de predicción de los tipos de interés nominales de largo plazo (VEP en adelante) en términos de la aportación de los dos tipos de *shocks*: i) *shocks* de inflación esperada; y ii) *shocks* de tipos de interés real *ex-ante*. Los distintos elementos de la VEP permiten evaluar, para diferentes horizontes temporales, la importancia relativa de los dos tipos de *shocks* en la fluctuaciones de los tipos de interés nominales. Puesto que hemos impuesto la restricción de que los *shocks* de tipos de interés real no tienen un efecto permanente sobre los tipos de interés nominales, la proporción de la varianza de esta serie explicado por estos *shocks* se acerca gradualmente a cero en el largo plazo. Además, puesto que los dos tipos de *shocks* no están correlacionados por definición, la proporción de la varianza del tipo de interés nominal causada por la suma de los dos *shocks* es siempre igual al 100%.

Las cifras del cuadro 4 sugieren que ambos tipos de *shocks* explican la variabilidad de los tipos de interés nominales españoles, aunque de manera contrapuesta. La variabilidad de los tipos de interés nominales en el corto plazo viene explicada por los *shocks* de tipos de interés real *ex-ante*, mientras que en el largo plazo dominan los *shocks* de inflación esperada.

[insertar cuadro 4]

6.2 Funciones de Impulso-Respuesta.

Los gráficos 1 y 2 presentan las funciones Impulso-Respuesta (IR) de los tipos de interés nominales ante los *shocks* estructurales, IR estimadas a partir del SVAR seleccionado. Las líneas continuas representan las estimaciones puntuales de las funciones IR del tipo de interés nominal a un *shock* unitario positivo. Las líneas discontinuas representan un intervalo de confianza del 95% computado a partir de un estudio de montecarlo¹³. El eje horizontal

¹³El ejercicio de simulación se ha efectuado utilizando un programa escrito en RATS 4.10.

representa la duración de la respuesta en trimestres, mientras que el eje vertical mide las desviaciones porcentuales del tipo de interés nominal respecto a su valor inicial.

Los gráficos muestran que el efecto del tipo de interés real *ex-ante* sobre los tipos de interés nominales es positivo aunque desaparece en menos de dos años, mientras que el impacto de los *shocks* de inflación esperada es también positivo, aunque gradual, y se mantiene durante mucho tiempo. Esto puede reflejar la dinámica del ajuste de las expectativas de inflación de los agentes ante cambios en la tendencia de la inflación.

[insertar gráficos 1 y 2]

7 Conclusiones.

Distinguir si los movimientos de los tipos de interés nominales responden a cambios en los tipos de interés reales *ex-ante* o a variaciones en las expectativas sobre la evolución futura de la inflación, resulta primordial para evaluar la importancia relativa de los distintos canales del mecanismo de transmisión monetaria.

En este artículo se ha utilizado la metodología VAR estructural desarrollada por Blanchard y Quah (1989) para descomponer el tipo de interés nominal español en un componente de inflación anticipada y un componente de tipo de interés real *ex-ante*. De este modo, se estima un modelo VAR estructural y se identifica diferentes dos tipos de *shocks* que afectan a los tipos de interés nominales: los *shocks* de expectativas inflacionarias y los *shocks* de tipos de interés real *ex-ante*.

Tres resultados merecen destacarse. En primer lugar, que ambos tipos de *shocks* son una importante fuente de fluctuaciones de los tipos de interés nominales de largo plazo españoles en el corto plazo, aunque la mayor parte de la variabilidad es explicada por los tipos de interés reales *ex-ante* (80%). En segundo lugar, los *shocks* de expectativas inflacionarias explican por sí solos la variabilidad de los tipos de interés nominales en el largo plazo (tienen un efecto permanente sobre los tipos de interés nominales). En concreto, el impacto de estos *shocks* de expectativas de inflación sobre los tipos de interés nominales se extienden a lo largo de seis a siete años, reflejando quizá la dinámica del ajuste de las expectativas de los agentes económicos a cambios en la tendencia de la inflación. Finalmente, en tercer lugar, los *shocks* de tipos de interés reales sólo tienen un efecto temporal sobre los tipos de interés nominales, desapareciendo el impacto en menos de dos años.

Desde el punto de vista de la política económica, estos resultados preliminares muestran la importancia de las expectativas de inflación sobre las variaciones a corto y a largo plazo de los tipos de interés nominales en la economía española¹⁴. En el contexto actual, las expectativas de inflación constituyen un elemento de análisis relevante para la toma de decisiones del banco central, sobre todo en caso de estrategias de política monetaria basadas en el establecimiento de objetivos directos de inflación, al reflejar la confianza en las políticas antiinflacionistas instrumentadas y los cambios de tendencia previstos en los precios¹⁵.

Naturalmente, las conclusiones de nuestro trabajo se basan sobre un esquema de identificación de *shocks* que pueden resultar discutible por la simplicidad del modelo teórico subyacente. Así, los *shocks* de expectativas de inflación podrían estar correlacionados con los *shocks* de tipos de interés reales *ex-ante*. En este caso, los *shocks* de expectativas inflacionarias que en nuestro caso reflejan cambios percibidos por los agentes en el régimen de política monetaria, estarían correlacionados con factores que afectarían a los tipos de interés reales *ex-ante*, por ejemplo, cambios en la legislación fiscal, incertidumbre política o innovaciones tecnológicas. Para abordar este problema, se debería estimar en futuros trabajos un VAR estructural más amplio y con mayor número de restricciones de largo plazo.

8 Apéndices.

A Fuentes y datos.

El presente estudio utiliza datos trimestrales de la economía española para el periodo 1962:1-1996:4, procedentes de las series históricas del Boletín Estadístico del Banco de España en disquetes. En la parte econométrica se ha utilizado datos trimestrales obtenidos de la media trimestral de los datos mensuales originales.

p_t : Índice de Precios al Consumo, índice general, base 1992. Fuente: Banco de España (1997), cuadro 25.1, columna 1.

π_t : Tasa de inflación medida como la tasa de crecimiento anual (T_{12}^{12}) del IPC.

¹⁴Estos resultados confirman los encontrados en un trabajo reciente de Esteve y Tamarit (1996), donde en el contexto de una estimación de los determinantes a largo plazo de los tipos de interés nominales españoles, se destacaba la importancia relativa no sólo del déficit público, sino también de las expectativas de inflación.

¹⁵Para el caso el caso español, véase Manzano y Campoy (1997).

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

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

[insertar gráfico A.1]

B Contrastes de raíces unitarias con cambios estructurales en variables sin tendencia de Perron y Vogelsang (1992a, 1992b).

Según el estudio seminal de Nelson y Plosser (1982), la mayor parte de las variables macroeconómicas siguen un proceso temporal caracterizado por la existencia de una raíz unitaria. La principal implicación de estos resultados es que los *shocks* aleatorios tienen efectos de carácter permanente y que las fluctuaciones son no transitorias. Perron (1989, 1996) y Zivot y Andrews (1992) han sugerido que esta evidencia se puede deber a la presencia de importantes cambios estructurales en la tendencia de las series. Su enfoque se basa en el contraste del número de raíces unitarias incluyendo la posibilidad de que haya un cambio estructural conocido en la función tendencial de la serie $\{y_t\}$. Este enfoque está basado en la metodología del análisis de intervención de Box y Tiao (1975).

Perron (1990) extiende este enfoque al caso de variables sin tendencia con un cambio estructural en su media conocido *a priori* (exógeno), que se manifiesta en el momento temporal, T_b , con $1 < T_b < T$, donde T es el tamaño de la muestra. Perron y Vogelsang (1992a, 1992b) amplían este estudio al caso en que el punto de ruptura no es conocido *a priori*, mediante la implantación de un método que endogeneiza la búsqueda del punto de ruptura, como en Zivot y Andrews (1992) y Perron (1996) para el caso de variables con tendencia.

Perron y Vogelsang (1992a, 1992b) consideran dos modelos diferentes, los cuales se presentan brevemente a continuación.

B.1 Additive Outlier Model (AOM).

En el primer modelo, se supone que el cambio en el nivel de la serie $\{y_t\}$ ocurre instantáneamente. En este caso, bajo la hipótesis nula de raíz unitaria,

el modelo puede ser parametrizado como:

$$y_t = \delta D(TB)_t + y_{t-1} + \omega_t \quad (15)$$

con $t = 2, \dots, T$, donde $D(TB)_t = 1$ si $t = T_b + 1$, y 0 en caso contrario.

Mientras que la hipótesis alternativa de que la serie no contiene una raíz unitaria viene dada por la expresión:

$$y_t = c + \delta DU_t + v_t \quad (16)$$

siendo $t = 2, \dots, T$, donde $DU_t = 1$ si $t > T_b$, y 0 en caso contrario.

En este caso, el contraste se realiza en dos etapas. Así, en la primera etapa, la parte determinística de la variable se estima y elimina de la serie original a través de la siguiente regresión:

$$y_t = \mu + \delta DU_t + \tilde{y}_t \quad (17)$$

con $t = 1, \dots, T$.

El test de raíz unitaria está basado en el valor del estadístico t para contrastar que la suma de los coeficientes autorregresivos es igual a uno ($\alpha = 1$) en la siguiente expresión:

$$\tilde{y}_t = \sum_{i=0}^k \omega_i D(TB)_{t-i} + \alpha \tilde{y}_{t-1} + \sum_{i=1}^k c_i \Delta \tilde{y}_{t-1} + e_t \quad (18)$$

siendo $t = k+2, \dots, T$.

B.2 Innovational Outlier Model (IOM).

En el segundo modelo se supone que el cambio estructural afecta al nivel de la serie $\{y_t\}$ gradualmente, es decir, hay un período de "transición".

En este caso, la hipótesis nula de existencia de una raíz unitaria se puede representar como:

$$y_t = y_{t-1} + \psi(L)(e_t + \theta D(TB)_t) \quad (19)$$

donde $\psi(L) = A^*(L)^{-1}B(L)$.

Mientras que bajo la hipótesis alternativa de estacionariedad, su forma sería:

$$y_t = a + \phi(L)(e_t + \delta DU_t) \quad (20)$$

donde $t = 2, \dots, T$ y $\phi(L) = A(L)^{-1}B(L)$.

En este caso, el test puede realizarse en una sola etapa, tal y como aparece en el trabajo de Said y Dickey (1984), contrastando por Mínimos Cuadrados Ordinarios si $\alpha = 1$ en un modelo AR de orden finito como el siguiente:

$$y_t = \mu + \delta DU_t + \theta D(TB)_t + \alpha y_{t-1} + \sum_{i=1}^k c_i \Delta y_{t-1} + e_t \quad (21)$$

donde bajo la hipótesis de raíz unitaria, α es igual a 1, lo que implica que $\delta = 0$.

B.3 Procedimientos para seleccionar T_b y k .

En ambos casos, el estadístico t_α depende de los dos parámetros no conocidos *a priori*: el punto de ruptura, T_b , y el valor del retardo k . Para seleccionar ambos parámetros se utiliza el método propuesto por Zivot y Andrews (1992), Perron y Vogelsang (1992a, 1992b) y Perron (1996), método que endogeneiza la elección de T_b . Formalmente, para contrastar la raíz unitaria se computa el estadístico $t_{\hat{\alpha}^i}(\lambda)$, donde $i = \text{AOM}, \text{IOM}$. Estos estadísticos dependen de la ubicación del punto de ruptura $\lambda = T_b/T$, donde T es el tamaño de la muestra. Utilizando dichos estadísticos se elige el que minimiza el valor del estadístico t para contrastar que $\alpha^i = 1$. En concreto, se rechaza la hipótesis nula de raíz unitaria dada por las expresiones (15) y (19) si:

$$\inf_{\lambda \in \Lambda} t_{\hat{\alpha}^i}(\lambda) < \kappa_{\inf, \alpha}^i \quad (22)$$

donde $i = \text{AOM, IOM}$ y $\kappa_{\text{inf},\alpha}^i$ representa los valores críticos de la distribución asintótica de $\inf_{\lambda \in \Lambda} t_{\hat{\alpha}^i}(\lambda)$ dada por Zivot y Andrews (1992), para una fracción de ruptura $\lambda = T_b/T$, cuyo rango varía entre $J = 2/T$ y $j = (T-1)/T$ y para un nivel de significatividad α .

En segundo lugar, Zivot y Andrews (1992) determinan el valor del número de retardos k utilizando el método propuesto inicialmente por Perron (1989), y recomendado posteriormente por Perron y Vogelsang (1992a, 1992b) y Perron (1996). Este método consiste en fijar a priori un valor máximo de $k=k_{\text{max}}$ y elegir el primer valor de k tal que el estadístico t del coeficiente asociado con el último retardo de la autorregresión estimada sea significativo. De acuerdo con Perron (1996), el procedimiento selecciona el valor de k (dado k^*), siempre que el coeficiente en el último retardo de la autorregresión de orden k^* sea significativo, y siempre que el último coeficiente de la autocorrelación de orden mayor que k^* sea no significativo. Este procedimiento se repite hasta el orden máximo de k , k_{max} , elegido a priori.

Referencias

- [1] Ahn,C.M. y Thompson,H.E. (1988): "Jump-Diffusion Processes and the Term Structure of Interest Rates", *Journal of Finance* 43, pp. 155-174.
- [2] Alonso,F. y Ayuso,J. (1996): "Una estimación de las primas de riesgo por inflación en el caso español", *Boletín Económico*, Banco de España, noviembre, pp. 69-73.
- [3] Ayuso,J. (1996): "Un análisis empírico de los tipos de interés reales *ex-ante* en España", *Boletín Económico*, Banco de España, julio-agosto, pp. 57-61.
- [4] Ayuso,J. y Escrivá,J.L. (1997): "La evolución de la estrategia de control monetario en España", en F. Gutierrez y J. Viñals (eds.), *La política monetaria y la inflación en España*, Alianza Editorial, Madrid, pp. 89-120.
- [5] Ayuso,J. y López-Salido,D. (1997): "¿Qué nos dice la evolución del consumo sobre los tipos de interés reales y las expectativas de inflación", *Boletín Económico*, Banco de España, marzo, pp. 55-61.
- [6] Banco de España (1978a): *Boletín Estadístico*, enero.
- [7] Banco de España (1978b): *Informe anual 1977*, Madrid.
- [8] Banco de España (1979): *Informe anual 1978*, Madrid.
- [9] Banco de España (1980): *Boletín Estadístico*, enero.
- [10] Banco de España (1997): *Boletín Estadístico*, enero, series históricas en disquetes.
- [11] Blanchard,O.J. y Quah,D. (1989): "The Dynamic Effect of Aggregate Demand and Supply Disturbances", *American Economic Review* 79, pp. 655-673.
- [12] Blanchard,O.J. y Summers,L.H. (1984): "Perspectives on High World Real Interest Rates", *Brooking Papers on Economic Activity* 2, pp. 273-324.

- [13] Box,G.E.P. y Tiao,G.C. (1975): "Intervention Analysis with Applications to Economic and Environmental Problems", *Journal of the American Statistical Association* 70, pp. 70-79.
- [14] DeJong,D.N., Nankervis,J.C., Savin,N.E. y Whiteman,C.H. (1992): "Integration Versus Trend Stationarity in Time Series", *Econometrica* 60, pp. 423-433.
- [15] DeLong,J.B. y Summers,L.H. (1986): "Is Increased Price Flexibility Stabilizing?", *American Economic Review* 76, pp. 1031-1044.
- [16] DeSerres,A. y Guay,A. (1995): "Selection of the Truncation Lag in Structural VARs (or VECMs) with Long-Run Restrictions", *Working Paper* 95-9, Bank of Canada.
- [17] Engle,R.F. y Granger,C.W.J. (1987): "Cointegration and error correction representation: Estimation and testing", *Econometrica* 55, pp. 251-276.
- [18] Esteve,V. y Tamarit,C.R. (1994): "Determinantes de los tipos de interés reales a largo plazo en la economía española", *Revista de Economía Aplicada*, Vol. II, núm. 5, pp. 27-50.
- [19] Esteve,V. y Tamarit,C.R. (1996): "Déficit públicos, expectativas inflacionarias y tipos de interés nominales en la economía española", *Moneda y Crédito*, núm. 203, pp. 11-41.
- [20] Fuller,W.A. (1976): *Introduction to statistical time series*, Wiley, New York, NY.
- [21] Galí,J. (1992): "How Well Does the IS-LM Model Fit Postwar U.S. Data?", *Quarterly Journal of Economics*, pp. 709-738.
- [22] Jenkins,P. y Walsh,C.E. (1987): "Real Interest Rates, Credit Markets, and Economic Stabilization", *Journal of Macroeconomics* 9, 95-108.
- [23] Kwiatkowski,D., Phillips,P.C.B., Schmidt,P. y Shin,Y. (1992): "Testing the null hypothesis of stationary against the alternative of a unit root. How sure are we that economic time series have a unit root?", *Journal of Econometrics* 54, pp. 159-178.
- [24] Lucas,R.E. (1978): "Asset Prices in an Exchange Economy", *Econometrica* 46, pp. 1429-1445.

- [25] Manzano,M.C. y Campoy,J.A. (1997): "Algunos indicadores sobre expectativas de inflación: análisis de su contenido informativo", *Boletín Económico*, Banco de España, febrero, pp. 41-53.
- [26] Meyer,L. y Sahu,A.P. (1995): "Inflation non-neutralities and the response of interest rates to inflation expectations", *Eastern Economic Journal* 21, pp. 67-81
- [27] Mishkin,F.S. (1992): "Is the Fisher Effect for Real? A Re-examination of the Relationship between Inflation and Interest Rates", *Journal of Monetary Economics* 30, pp. 195-215.
- [28] Mishkin,F.S. y Simon,J. (1995): "An Empirical Examination of the Fisher Effect in Australia", *Economic Record* 71, pp. 217-229.
- [29] Nelson,C.R. y Plosser,C.I. (1982): "Trends and Random Walks in Macroeconomics Time Series", *Journal of Monetary Economics* 10, pp. 139-162.
- [30] Newey,W.K. y West,K.D. (1987): "A simple, positive semi-definite, heteroskedasticity and autocorrelation consistent covariance matrix", *Econometrica* 55, pp. 703-708.
- [31] Ogaki,M. y Park,J.Y. (1989): "A Cointegration Approach to Estimating Preference Parameters", *Working Paper* No. 209, Rochester Center for Economic Research, University of Rochester, Rochester, USA.
- [32] Park,J.Y. (1992): "Canonical cointegration regressions", *Econometrica* 60, pp. 119-143.
- [33] Perron,P. (1989): "The Great Crash, the Oil Price Shock and the Unit Root Hypothesis", *Econometrica* 57, pp. 1346-1401.
- [34] Perron,P. (1990): "Testing for a Unit Root in a Time Series With a Changing Mean", *Journal of Business and Economic Statistics* 8, pp. 153-162.
- [35] Perron,P. (1991): "Test Consistency with Varying Sampling Frequency", *Economic Theory* 7, pp. 341-368.
- [36] Perron,P. (1996): "Further evidence on breaking trend functions in macroeconomic variables", *Journal of Econometrics*, forthcoming.

- [37] Perron,P. y Vogelsang,T.J. (1992a): "Nonstationary and Level Shifts With an Application to Purchasing Power Parity", *Journal of Business and Economic Statistics* 10, pp. 301-320.
- [38] Perron,P. y Vogelsang,T.J. (1992b): "Testing for a Unit Root in a Time Series With a Changing Mean: Corrections and Extensions", *Journal of Business and Economic Statistics* 10, pp. 467-470.
- [39] Phillips,P.C.B. y Perron,P. (1988): "Testing for a unit root in time series regression", *Biometrika* 75, pp. 335-346.
- [40] Rose,A.K. (1988): "Is the Real Interest Rate Stable?", *Journal of Finance* 43, pp. 1095-1112.
- [41] Schwert,G.W. (1989): "Tests for unit roots: A Monte Carlo investigation", *Journal of Business and Economic Statistics* 7, pp. 147-159.
- [42] Shapiro,M.D. y Watson,M.W. (1988): "Sources of Business Cycle Fluctuations", en S. Fisher (ed.), *NBER Macroeconomics Annual*, MIT Press, pp. 111-156.
- [43] Shin,Y. (1994): "A residual-based test of the null of cointegration against the alternative of no cointegration", *Econometric Theory* 10, pp. 91-115.
- [44] Stock,J.H. y Watson,M.W. (1993): "A simple estimator of cointegration vectors in higher order integrated systems", *Econometrica* 61, pp. 783-820.
- [45] Taylor,J.T. (1979): "Staggered Wage Setting in a Macro Model", *American Economic Review* 69, pp. 108-113..
- [46] Taylor,J.T. (1980): "Aggregate Dynamics of Staggered Contracts", *Journal of Political Economy* 88, 1-23.
- [47] West,K.W. (1988): "On the Interpretation of Near Random Walk Behaviour in GNP", *American Economic Review* 78, pp. 251-270.
- [48] Zivot,E. y Andrews,D.W.K. (1992): "Further Evidence on the Great Crash, the Oil-Price Shock, and the Unit-Root Hypothesis", *Journal of Business and Economic Statistics* 10, pp. 251-270.

CUADRO 1

TEST DE RAICES UNITARIAS Y ESTACIONARIEDAD^a

(1962:1-1996:4)

Variable	Phillips-Perron Test ^b ($l = 4$)			KPSS Test ^c ($l = 4$)	
	$Z(t_{\alpha}^{\sim})$	$Z(t_{\alpha}^{*})$	$Z(t_{\alpha}^{\wedge})$	η_{μ}	η_{τ}
Δi_t	-7.82***	-7.65***	-7.65***	0.335	0.061
Δr_t	-9.57***	-9.59***	-9.58***	0.070	0.055
$\Delta \pi_t$	-10.18***	-10.13***	-10.13***	0.189	0.044
i_t	-0.69	-1.67	-0.34	1.561***	0.563***
r_t	-2.90	-2.13	-2.09**	1.224***	0.22***
π_t	-2.30	-2.09	-0.92	0.572**	0.500***

NOTAS:

- Los signos (*), (**) y (***) representan un nivel de significatividad del 10%, 5% y del 1%, respectivamente.
- Los test de Phillips y Perron se han calculado utilizando el estimador de la varianza a largo plazo propuesto en Newey y West (1987). El retardo utilizado $l = \text{INT}[12 (T/100)^{1/4}]$ es el propuesto por Schwert (1989), en nuestro caso 4. Los valores críticos son tomados de Fuller (1976), tabla 8.5.2., $T = 100$.
- La varianza a largo plazo de los errores de la regresión se ha estimado utilizando el procedimiento propuesto en Newey y West (1987). El orden máximo de la longitud de la ventana de Barlett (l) utilizado para el cálculo del estimador de la varianza de largo plazo es elegido de acuerdo con el valor de $l = \text{INT}[12 (T/100)^{1/4}]$ propuesto por Schwert (1989), en nuestro caso 4. Los valores críticos provienen de Kwiatkowski et al. (1992), tabla 1.

Valores críticos:

	10%	5%:	1%:
$Z(t_{\alpha}^{\sim})$:	-4.04	-3.45	-3.15
$Z(t_{\alpha}^{*})$:	-3.51	-2.89	-2.58
$Z(t_{\alpha}^{\wedge})$:	-2.60	-1.95	-1.61
η_{μ} :	0.347	0.463	0.739
η_{τ} :	0.119	0.146	0.216

CUADRO 2

CONTRASTES DE RAICES UNITARIAS CON CAMBIO ESTRUCTURALES DE

PERRON Y VOGELSANG (1992a,1992b)

(1962:1-1996:4)

Serie	Modelo	T_b	k	$\hat{\mu}$	$\hat{\delta}$	$\hat{\theta}$	$\hat{\alpha}$	$\hat{t}_\alpha$
Criterio de selección: t-sig (Kmax = 2)								
r_t	IOM	77:2	1	-0.30 (-1.6)	0.90 (3.3)	-8.18 (-5.6)	0.25	-4.60**
r_t	AOM	77:1	1	1.60 (-2.5)	4.78 (5.7)		0.88	-4.41**

NOTAS: Los estadísticos t entre paréntesis. Los signos (*), (**) y (***) representan un nivel de significatividad del 10%, 5% y del 1%, respectivamente. Los valores críticos son (T=150):

Modelo:	1%	5%	10%	Fuente:
IOM:	-4.95	-4.41	-4.13	Perron y Vogelsang (1992a), tabla 2
AOM:	-4.90	-4.34	-4.09	Perron y Vogelsang (1992a), tabla 1

CUADRO 3

ESTIMACION DE LAS RELACIONES DE LARGO PLAZO [15]

CONTRASTES DE HIPOTESIS NULA DE COINTEGRACION DE STOCK-WATSON-SHIN^a

Variable dependiente: i_t

(1964:1-1996:4)

	Cointegración determinística	Cointegración estocástica
constante	8.63 (13.6)	3.39 (5.5)
tendencia	---	0.06 (12.0)
π_t	0.23 (4.2)	0.32 (8.3)
$C_{\mu}^{b,c}$	0.724 ^{**}	---
$C_{\tau}^{b,c}$	---	0.109

NOTAS:

- Los signos (*) y (**) representan un nivel de significatividad del 5% y del 1%, respectivamente. Entre parentésis el estadístico t.
- El número de valores retardados y futuros, q, se selecciona de acuerdo con las simulaciones de Stock y Watson (1993) y es igual a $\text{INT}(T^{1/3})$, en nuestro caso, 5. C_{μ} y C_{τ} son los estadísticos LM_{SHIN} sobre los residuos de la regresión dinámica de largo plazo propuesta por Stock y Watson (1993) para el caso de la cointegración determinística y estocástica, respectivamente.
- La varianza a largo plazo de los errores de la regresión se ha estimado utilizando el procedimiento propuesto en Newey y West (1987). El orden máximo de la longitud de la ventana de Barlett (l) utilizado para el cálculo del estimador de la varianza de largo plazo es elegido de acuerdo con el valor de $l = \text{INT}(T^{1/2})$, en nuestro caso 12. Los valores críticos son tomados de Shin (1994). N = número de variables explicativas.

Valores críticos:

		5%	1%
C_{μ}	N = 1	0.314	0.533
C_{τ}	N = 1	0.121	0.184

CUADRO 4

DESCOMPOSICION DE LA VARIANZA DE LOS TIPOS DE INTERES NOMINALES DE LARGO PLAZO

(Contribución relativa de los diferentes tipos de *shocks*, en %)

Horizonte temporal (en trimestres)	Inflación esperada	Tipo de interés real <i>ex-ante</i>
1	20	80
4	25	75
8	34	66
12	44	55
24	65	34
36	77	23
largo plazo	100	0

Grafico 1

Respuesta del tipo de Interes nominal a un shock de expectativas de inflacion

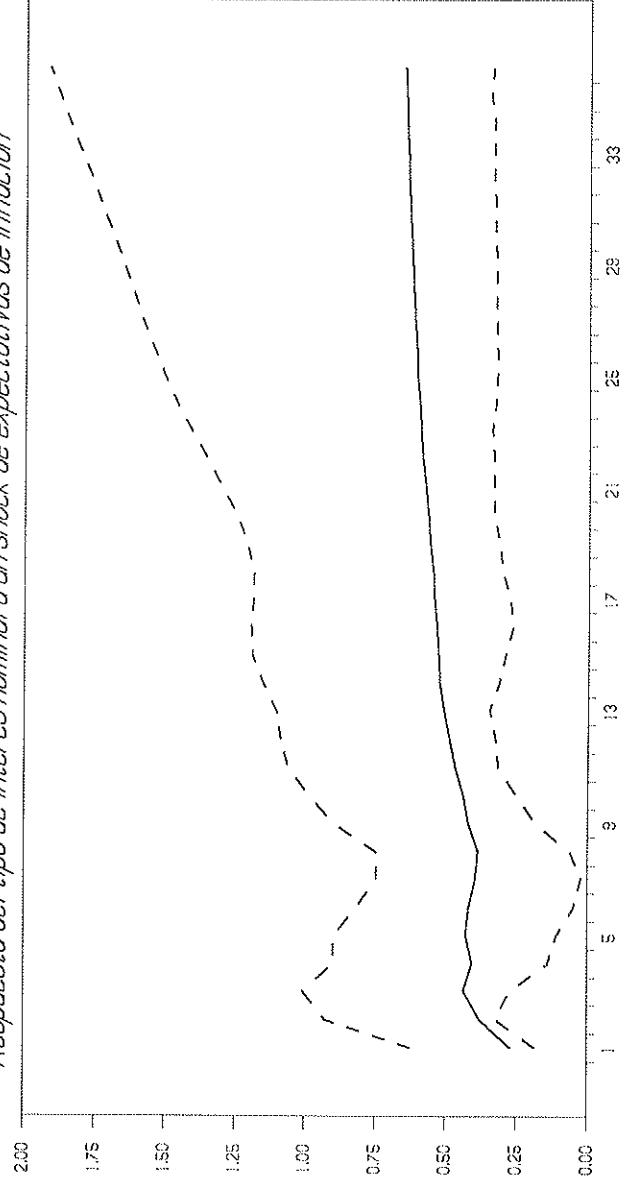


Grafico 2
Respuesta del tipo de interes nominal a un shock de tipos de interes real

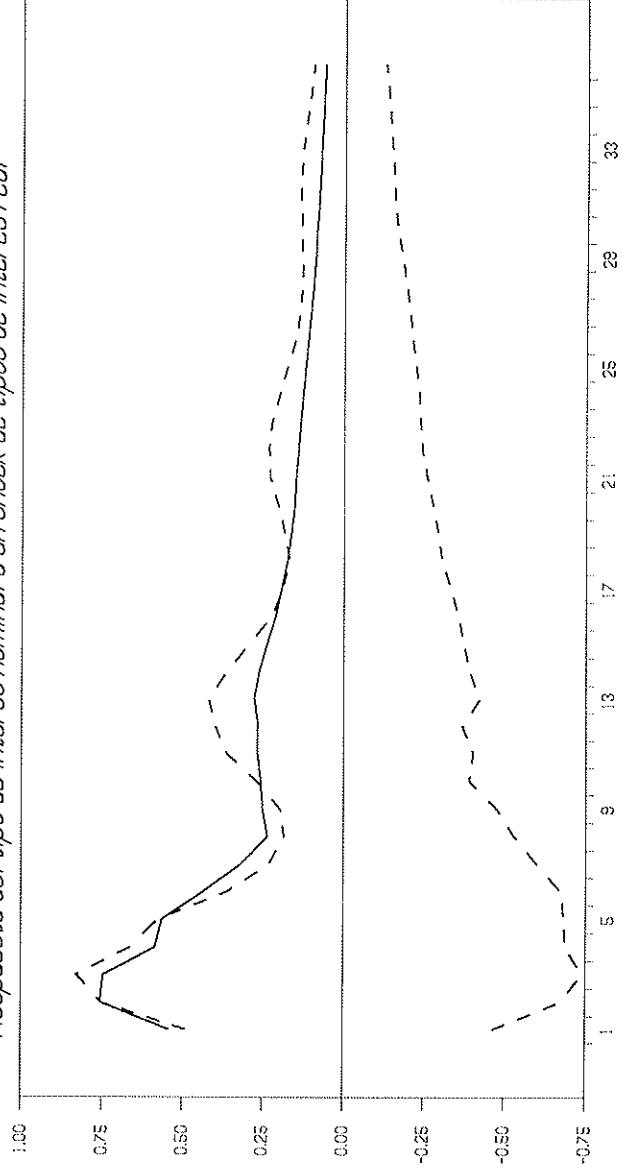
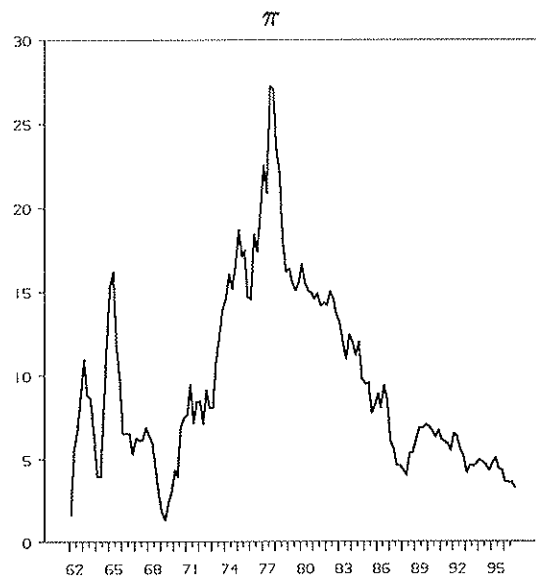
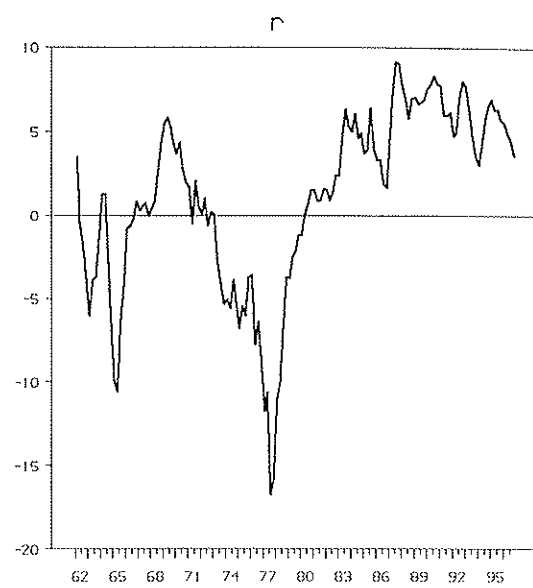
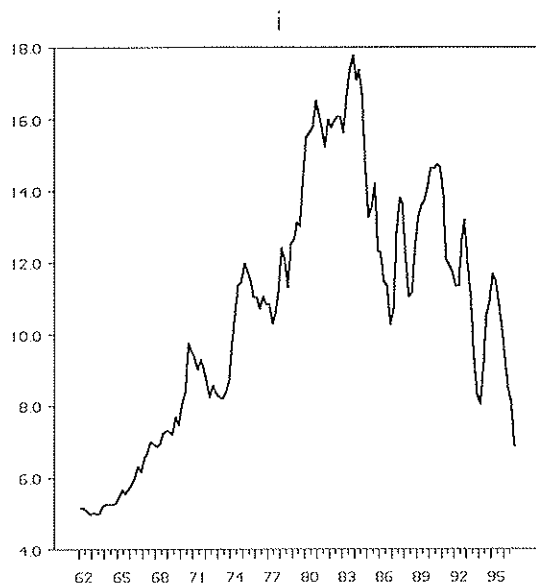


GRAFICO A.1

Evolución de los tipos de interés nominales, tipos de interés reales *ex-post*
y tasas de inflación en España

19962:1-1996:4



RELACION DE DOCUMENTOS DE FEDEA

COLECCION RESUMENES

- 96-02: "Evidencia empírica de sustituibilidad entre los componentes sectoriales del ahorro nacional en algunos países de la Unión Europea", **Isabel Argimón**.
96-01: "El mercado de depósitos español (1985-1994): Bancos versus Cajas de Ahorro", **Juan Coello**.

TEXTOS EXPRESS

- 97-02: "II Encuesta sobre la UEM InterMoney- FEDEA: Resultados", **C. Arenillas, J. A. Herce, J. A. Ketterer, S. Sosvilla y D. Vegara**.
97-01: "La cuestión de las pensiones", **José A. Herce**.

DOCUMENTOS DE TRABAJO

- 97-11: "Respuesta de los tipos de interés nominales españoles a *shocks* de inflación esperada y de tipos de interés real *ex-ante*: Una aplicación VAR estructural", **Vicente Estevez**.
97-10: "Convergence in fiscal pressure across EU countries", **Vicente Estevez, Simón Sosvilla y Cecilio Tamarit**.
97-09: "Evaluación de los efectos macroeconómicos del fondo de cohesión en España", **Juan Carlos Císcar**.
97-08: "Creative destruction, investment volatility, and the average age of capital", **R. Boucekkine, M. Germain, O. Licandro y A. Magnus**.
97-07: "Spatially and intertemporally efficient waste management: The costs of interstate flow control", **Eduardo Ley, Molly K. Macauley y Stephen W. Salant**.
97-06: "Are there any special features in the Spanish business cycle?", **Luis Puch y Omar Licandro**.
97-05: "Los factores específicos del paro en Andalucía" **Juan F. Jimeno**.
97-04: "The effects of minimum bargained wages on earnings: Evidence from Spain", **Juan J. Dolado, Florentino Felgueroso y Juan F. Jimeno**.
97-03: "Convergence in social protection benefits across EU countries", **Javier Alonso, Miguel Angel Galindo y Simón Sosvilla**.
97-02: "Public-good productivity differentials and non-cooperative public-good provision", **Eduardo Ley**.
97-01: "Paridad del poder adquisitivo: Una reconsideración", **F. J. Ledesma, M. Navarro, J. V. Pérez y S. Sosvilla**.
96-28: "Urbanization and growth", **Juan J. de Lucio**.
96-27: "Efectos macroeconómicos del mercado único europeo: Un análisis basado en el modelo HERMIN", **Simón Sosvilla-Rivero y José . Herce**.
96-26: "Capacity and access pricing strategies: An argument for the liberalization of telecommunication infrastructure", **A. Urbano, G. Olcina y Y. Tauman**.
96-25: "La reforma de las pensiones en España: Aspectos analíticos y aplicados", **José A. Herce**.
96-24: "Transitional effects of a pension system change in Spain", **José M. Bailén y Joan Gil**.
96-23: "Convergencia real en la Unión Europea: Un análisis de series temporales", **Vicente Esteve y Vicente J. Pallardó**.
96-22: "Monetary Union and european unemployment", **José Viñals y Juan F. Jimeno**.
96-21: "El equilibrio financiero de un sistema de reparto de pensiones de jubilación: Una aplicación al caso español", **Juan F. Jimeno y Omar Licandro**.
96-20: "The effects of migration on the relative demand of skilled versus unskilled labour: Evidence from Spain", **Juan J. Dolado, Juan F. Jimeno y Rosa Duce**.
96-19: "The causes of Spanish unemployment: A structural VAR approach", **Juan J. Dolado y Juan F. Jimeno**.