

UNA ESTIMACIÓN
DE LAS PRIMAS DE
RIESGO POR
INFLACIÓN EN EL
CASO ESPAÑOL

Francisco Alonso y Juan Ayuso

UNA ESTIMACIÓN DE LAS PRIMAS DE RIESGO POR INFLACIÓN EN EL CASO ESPAÑOL (*)

Francisco Alonso y Juan Ayuso

(*) Este trabajo se ha beneficiado de los comentarios recibidos durante la presentación del mismo en el Seminario Interno del Servicio de Estudios y, especialmente, de su discusión por J. R. Martínez Resano.

Banco de España - Servicio de Estudios
Documento de Trabajo nº 9630

El Banco de España, al publicar esta serie, pretende facilitar la difusión de estudios de interés que contribuyan al mejor conocimiento de la economía española.

Los análisis, opiniones y conclusiones de estas investigaciones representan las ideas de los autores, con las que no necesariamente coincide el Banco de España.

ISSN: 0213-2710

ISBN: 84-7793-516-5

Depósito legal: M. 37332-1996

Imprenta del Banco de España

RESUMEN

En este trabajo se estiman primas por inflación, a partir de su forma funcional teórica en el marco del CCAPM: el producto entre el coeficiente de aversión relativa al riesgo y la covarianza condicional entre consumo y precios. Esta última se ha estimado a partir de un modelo GARCH bivariante para las series trimestrales de consumo y precios durante el período 1970-1995. El coeficiente de aversión al riesgo se ha fijado a partir de las estimaciones disponibles para el caso español. Los resultados muestran que las primas por inflación a los plazos de 1, 3 y 5 años han sido notablemente reducidas (por debajo de 40 puntos básicos) y estables. La evidencia es, pues, favorable a la verificación, en el caso español, de la relación de Fisher, según la cual el tipo de interés nominal es la suma del tipo de interés real ex-ante y de la tasa esperada de inflación.

1. INTRODUCCIÓN

Es comúnmente aceptado que los agentes económicos que participan en los mercados financieros toman sus decisiones sobre la base de sus expectativas con respecto al comportamiento futuro de las variables relevantes y que, además, forman tales expectativas de manera racional. En estas condiciones, los precios de los activos negociados en estos mercados se convierten en una importante fuente de información sobre las reacciones de dichos agentes ante distintos cambios en el contexto económico, entre los cuales ocupan un lugar destacado las medidas de política económica adoptadas por las autoridades pertinentes. El análisis de la estructura temporal de los tipos de interés, un tema de larga tradición en la literatura financiera, se enmarca en este intento de extraer información relevante de los precios de los activos financieros.

Como se comenta con detalle en Söderlind (1995) o Ayuso y Núñez (1996), la estructura temporal de los tipos de interés proporciona, en determinadas condiciones, información relevante sobre la evolución futura de los tipos de interés y de la tasa de inflación que anticipan los agentes participantes en los mercados financieros. Extraer esa información, sin embargo, requiere la estimación de las primas de riesgo por plazo y por inflación que incorporan los tipos de interés nominales a largo plazo. En Restoy (1995) se lleva a cabo la estimación de las primas por plazo, en el caso español, y se concluye que, dado su reducido tamaño, los tipos de interés nominales a largo plazo pueden considerarse completamente determinados por las expectativas sobre la evolución futura de los tipos de interés nominales a corto plazo -hipótesis expectacional-.

Por el contrario, no existen hasta el momento estimaciones similares sobre la magnitud de las primas por inflación que permitan determinar hasta qué punto esos mismos tipos de interés nominales a largo plazo están igualmente determinados por la suma de un tipo de interés real ex-ante a largo plazo y de las expectativas de los agentes sobre la evolución futura de los precios -ecuación de Fisher-. El objetivo de este trabajo es, precisamente, proporcionar una estimación de las primas por inflación implícitas en los tipos de interés nominales españoles, durante el periodo

1970-1995. La estimación se realiza a partir de las condiciones de equilibrio del conocido modelo de valoración de activos CCAPM (Consumption Capital Asset Pricing Model). En la medida en la que el Banco de España fija, en la actualidad, sus objetivos en términos de la tasa de inflación interanual a medio plazo, el trabajo se centra en la estimación de la primas por inflación a los plazos de 1, 3 y 5 años, necesarias para conocer la inflación esperada por los agentes en los próximos 5 años.

De acuerdo con ese objetivo, la estructura del trabajo es la siguiente. Tras esta introducción, en la sección 2, se deriva la forma teórica de las primas por inflación en el contexto del CCAPM: el producto del coeficiente de aversión relativa al riesgo de los individuos por la covarianza condicional entre consumo y precios. En la sección 3, se aborda la estimación de la citada covarianza condicional, de acuerdo con la metodología GARCH, se tabula el coeficiente de aversión relativa al riesgo y se analiza el comportamiento de la prima por inflación durante el período considerado. Finalmente, la sección 4 cierra el trabajo con las principales conclusiones del análisis. Estas conclusiones pueden resumirse de modo breve, diciendo que las primas por plazo aquí estimadas son pequeñas y estables, de modo que la ecuación de Fisher parece ser, en el caso español, una buena aproximación a la relación empírica entre tipos de interés nominales, tipos de interés reales ex-ante y tasas esperadas de inflación.

2. PRIMAS POR INFLACIÓN: FORMULACIÓN TEÓRICA

En esta sección, se deriva la forma teórica de las primas por riesgo de inflación, a partir de las relaciones de equilibrio entre los rendimientos nominales y reales de los diferentes activos financieros existentes en la economía, de acuerdo con el modelo estocástico intertemporal convencional de valoración de activos financieros conocido como el CCAPM¹.

¹ Véase Lucas (1978). La evidencia empírica internacional sobre la capacidad del CCAPM para explicar los precios de los activos financieros no es concluyente [véase, por ejemplo, Hardouvelis, Kim y Wizman

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

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

sujeto al siguiente conjunto de restricciones:

$$P_s(C_s + \sum_{\tau=1}^T W_{s,\tau}) = \sum_{\tau=1}^T P_{s-\tau} W_{s-\tau,\tau} R_{s-\tau,s}^{\tau}; \quad s \geq t$$

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

Un poco de álgebra permite probar que las condiciones de primer orden del problema anterior toman la forma:

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

donde $RMS_{t,t+k}$ es la relación marginal de sustitución entre consumo futuro y consumo presente. La explicación intuitiva del significado de este conjunto de condiciones de optimalidad es sencilla: cuando se descuentan adecuadamente -esto es, según la relación marginal de sustitución entre consumo presente y consumo futuro-, los rendimientos esperados en términos reales de todos los activos financieros deben ser, en equilibrio, iguales entre sí.

(1995)]. En el caso español, Ayuso (1996) y Rubio (1996), utilizando datos y metodologías diferentes, encuentran evidencia relativamente favorable al CCAPM.

Para activos financieros cuya rentabilidad nominal sea sin riesgo y, por tanto, conocida en t (es decir, para bonos cupón cero a plazo k) las condiciones anteriores pueden escribirse como:

$$R_{t,t+k}^k = \frac{1}{E_t \left(RMS_{t,t+k} \frac{P_t}{P_{t+k}} \right)}, \quad \forall t, k \quad (2)$$

Si se consideran, ahora, activos financieros cuya rentabilidad esté expresada en términos reales, es fácil comprobar que las condiciones de primer orden (1) toman la forma:

$$E_t \left(RMS_{t,t+k} RR_{t,t+k}^k \right) = 1, \quad \forall t, k \quad (3)$$

donde $RR_{t,t+k}^k$ es el rendimiento (real) total por periodo, del activo con plazo de vencimiento igual a k . Para aquellos activos financieros cuya rentabilidad real sea sin riesgo y, por tanto, conocida en t (es decir, para hipotéticos bonos cupón cero a plazo k perfectamente indicados), el conjunto de condiciones (3) puede reescribirse como:

$$RR_{t,t+k}^k = \frac{1}{E_t (RMS_{t,t+k})}, \quad \forall t, k \quad (4)$$

Tomando logaritmos en (2) y (4) y restando esta última ecuación de la anterior se obtiene

$$k (i_{t,t+k} - r_{t,t+k}) = \log E_t (RMS_{t,t+k}) - \log E_t \left(RMS_{t,t+k} \frac{P_t}{P_{t+k}} \right) \quad (5)$$

donde $i_{t,t+k}$ representa el (logaritmo del) rendimiento nominal por período de un bono cupón cero emitido en t con un plazo de maduración igual a k ; y $r_{t,t+k}$, el (logaritmo del) rendimiento real por período de un bono cupón cero emitido en t con un plazo de maduración igual a k y perfectamente indicados.

Si se supone, a continuación, que la relación marginal de sustitución y

el cociente de precios siguen una distribución (condicional) lognormal, es fácil comprobar que la ecuación anterior toma la forma:

$$k (i_{t,t+k} - r_{t,t+k}) = E_t(\pi_{t,t+k}) - \frac{1}{2} V_t(\pi_{t,t+k}) + Cov_t(rms_{t,t+k}, \pi_{t,t+k}) \quad (6)$$

donde $rms_{t,t+k} = \log RMS_{t,t+k}$ y $\pi_{t,t+k} = \log(P_{t+k}/P_t)$. Reagrupando términos:

$$[k i_{t,t+k} - E_t(\pi_{t,t+k})] - k r_{t,t+k} = -\frac{1}{2} V_t(\pi_{t,t+k}) + Cov_t(rms_{t,t+k}, \pi_{t,t+k}) \quad (6')$$

Obsérvese que el lado derecho de (6') mide la diferencia entre la rentabilidad real esperada a plazo k para una inversión en activos cuya rentabilidad es conocida en términos nominales, pero arriesgada en términos reales (ya que se desconoce cuál será la tasa de inflación) y la rentabilidad real sin riesgo a dicho plazo. Precisamente, estos dos sumandos diferencian la ecuación (6') de la conocida ecuación de Fisher. Como es bien sabido, la interpretación de cada uno de estos sumandos en términos económicos es diferente. El sumando que depende de la varianza condicional de la tasa de inflación aparece como consecuencia de la conocida desigualdad de Jensen, de modo que carece de interpretación económica². El sumando que depende de la covarianza condicional, sin embargo, puede caracterizarse como la prima de riesgo exigida al activo cuyo rendimiento es seguro en términos nominales, pero arriesgado en términos reales. En la medida en que dicho riesgo procede, exclusivamente, del desconocimiento de la evolución futura de los precios, esta prima es conocida como la prima por inflación (a plazo k). Esta es, precisamente, la prima de riesgo que estamos interesados en medir.

Para estimar la prima por inflación es necesario realizar algún supuesto adicional sobre la función de utilidad de los individuos. Como es habitual en la literatura financiera, se supone que la función de utilidad es del tipo isoelástico:

² De hecho, este término desaparece si se considera el desarrollo del modelo en tiempo continuo y no en tiempo discreto.

$$U(C) = \frac{C^{1-\gamma}}{1-\gamma}, \quad \gamma \neq 1 \quad (7)$$

donde γ mide el grado (constante) de aversión relativa al riesgo de los individuos. En estas condiciones, es inmediato que la prima por inflación a plazo k - $PI_{t,t+k}$ - toma la forma:

$$PI_{t,t+k} \equiv -\gamma \text{Cov}_t(\Delta_k c_{t+k}, \pi_{t,t+k}) \quad (8)$$

donde $c_t \equiv \log(C_t)$.

En consecuencia, la estimación de la prima por inflación a plazo k requiere la estimación de la covarianza condicional a dicho plazo entre las tasas de crecimiento del consumo y los precios, y del coeficiente de aversión relativa al riesgo γ . Este es el objetivo de la sección siguiente.

3. PRIMAS POR INFLACIÓN: ESTIMACIÓN EMPÍRICA

3.1. Estimación de $\text{Cov}_t(\Delta_k c_{t+k}, \pi_{t,t+k})$ y γ

La covarianza condicional entre consumo y precios se estima, en este trabajo, a partir de las series trimestrales de consumo nacional privado no duradero -en pesetas constantes de 1986- y de su correspondiente deflactor, elaboradas en el Servicio de Estudios del Banco de España, a partir de las series de consumo total publicadas por el INE³. El período que se analiza abarca desde el primer trimestre de 1970 hasta el último de

³Véase Estrada (1996). Conviene señalar que las series publicadas por el INE proceden de la trimestralización de las correspondientes series anuales. En general, estos procesos de trimestralización de series anuales suelen provocar una cierta suavización artificial de la serie, por lo que los resultados que se ofrecen deben tomarse con cierta cautela. Desgraciadamente, el uso de la serie anual -que resolvería este problema- nos dejaría sin suficientes grados de libertad en el análisis.

1995 (véase gráfico 1)⁴.

La estimación de la covarianza condicional requiere descomponer cada serie en sus componentes anticipado y no anticipado. Así pues, es preciso, en primer lugar, realizar una estimación previa de las correspondientes medias condicionales de ambas series. Dado que nuestro interés radica en la modelización no de los primeros momentos (condicionales) de las series, sino de sus segundos momentos, la estimación de las medias condicionales se ha realizado en el marco de modelos uniecuacionales para las transformaciones estacionarias de las series originales, incluyendo un elevado número de retardos en el lado derecho de cada ecuación, con el fin de garantizar un alto grado de ajuste intramuestral. Más concretamente, la especificación de cada variable (consumo y precios) incluye ocho retardos de la propia variable y, adicionalmente, la ecuación para el consumo incluye cuatro retardos de la variable precios⁵. Es decir:

$$\begin{bmatrix} \Delta c_t \\ \Delta^2 p_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \phi_0^c \\ \phi_0^p \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \phi_1^c L + \dots + \phi_8^c L^8 & \phi_1^{cp} L + \dots + \phi_4^{cp} L^4 \\ 0 & \phi_1^p L + \dots + \phi_8^p L^8 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \Delta c_t \\ \Delta^2 p_t \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \epsilon_t^c \\ \epsilon_t^p \end{bmatrix}$$

donde p_t representa el logaritmo del nivel de precios y

$$\begin{bmatrix} \epsilon_t^c | \Omega_{t-1} \\ \epsilon_t^p | \Omega_{t-1} \end{bmatrix} \sim N(0, \Sigma_{t-1})$$

siendo Ω_{t-1} el conjunto de información disponible en $t-1$.

Las ecuaciones anteriores pueden reescribirse de modo compacto como:

⁴ Se han realizado también pruebas adicionales con series mensuales para el período 1985-1995. Los resultados cualitativos son muy similares a los que se obtienen para las series trimestrales, si bien el período cubierto es notablemente inferior. Asimismo, la sustitución del deflactor por las series del IPC y del IPSEBENE tampoco altera las conclusiones del trabajo.

⁵ Los retardos del consumo en la ecuación de precios no resultaron estadísticamente significativos.

$$\begin{bmatrix} (1-L) & 0 \\ 0 & (1-L)^2 \end{bmatrix} X_t = \Phi_0 + \Phi(L) \begin{bmatrix} (1-L) & 0 \\ 0 & (1-L)^2 \end{bmatrix} X_t + \epsilon_t \quad (9)$$

donde

$$X_t \equiv \begin{bmatrix} c_t \\ p_t \end{bmatrix}$$

El conjunto de ecuaciones (9) se ha estimado por mínimos cuadrados ordinarios (véase el cuadro A.1 en el anejo) que, aun en presencia de heteroscedasticidad, proporcionan estimaciones consistentes (aunque no eficientes) de los parámetros de las medias condicionales. Dado nuestro objetivo, es suficiente contar con estimaciones consistentes de los parámetros. Como puede verse en el cuadro 1, el número de retardos incluido es adecuado para eliminar cualquier tipo de correlación residual.

Una vez estimado el vector de innovaciones ϵ_t , la covarianza condicional entre consumo y precios se ha obtenido a partir de la estimación de un modelo ARCH(3) bivalente para ϵ_t , en línea con la parametrización sugerida en Engle, Granger y Kraft (1984) y Bollerslev, Engle y Wooldridge (1988). Concretamente, se supone que la matriz de varianzas-covarianzas condicional toma la forma:

$$V_t(\epsilon_{t+1}) \equiv \Sigma_t = A_0 + A_1 * \sim \epsilon_t \epsilon_t' + A_2 * \sim \epsilon_{t-1} \epsilon_{t-1}' + A_3 * \sim \epsilon_{t-2} \epsilon_{t-2}' \quad (10)$$

donde el símbolo " $* \sim$ " representa el producto de matrices elemento a elemento⁶. Así, cada varianza condicional depende exclusivamente de las innovaciones pasadas (al cuadrado) en la propia serie, mientras que la covarianza condicional entre consumo y precios depende del producto cruzado entre las innovaciones pasadas de ambas series. Por otra parte, se impone la restricción de que A_0 , A_1 , A_2 y A_3 sean matrices semidefinidas positivas, para garantizar que la matriz de varianzas-covarianzas

⁶ Es decir: $\begin{bmatrix} a & b \\ c & d \end{bmatrix} * \sim \begin{bmatrix} e & f \\ g & h \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} ae & bf \\ cg & dh \end{bmatrix}$

condicional sea, a su vez, semidefinida positiva.

Los resultados de la estimación máximo-verosímil de (10) aparecen en el cuadro 2. Como puede observarse, los parámetros que caracterizan el comportamiento de la covarianza condicional (los elementos fuera de la diagonal de las distintas matrices) son solo marginalmente significativos, no siendo posible rechazar, en consecuencia, que, salvo para niveles de significación bastante exigentes, las primas por riesgo inflacionario hayan sido nulas durante el periodo considerado. Por otra parte, el ajuste del modelo es satisfactorio, no apreciándose evidencia de heteroscedasticidad condicional residual.

Tomando como referencia las estimaciones puntuales de los parámetros relevantes, y obviando su reducido nivel de significación, es fácil obtener la covarianza condicional entre consumo y precios k periodos por delante. En primer lugar, es preciso expresar el proceso para la media condicional de precios y consumo en forma de MA infinito:

$$\begin{aligned} \begin{bmatrix} (1-L) & 0 \\ 0 & (1-L)^2 \end{bmatrix} X_t &= \Phi_0 + \Phi(L) \begin{bmatrix} (1-L) & 0 \\ 0 & (1-L)^2 \end{bmatrix} X_t + \epsilon_t \Rightarrow \\ B(L)X_t &= \Phi_0 + \epsilon_t, \quad B(L) = [I - \Phi(L)] \begin{bmatrix} (1-L) & 0 \\ 0 & (1-L)^2 \end{bmatrix} \Rightarrow \\ X_t &= \Psi(L)\Phi_0 + \Psi(L)\epsilon_t, \quad B(L)\Psi(L) = I \end{aligned}$$

A partir de la expresión anterior, es inmediato que:

$$\begin{aligned} V_t(X_{t+k}) &= \sum_{i=1}^k \Psi_{k-i} V_t(\epsilon_{t+i}) \Psi_{k-i}' \\ \Psi(L) &= \Psi_0 + \Psi_1 L + \Psi_2 L^2 + \dots \end{aligned} \tag{11}$$

Dado que la varianza condicional del vector de innovaciones ϵ_t sigue el proceso ARCH(3) caracterizado en (10), un poco de álgebra permite hallar las expresiones para sus varianzas condicionales a los diferentes

plazos comprendidos entre 1 y k :

$$\begin{aligned}
 V_t(\epsilon_{t+1}) &= A_0 + A_1 \epsilon_t \epsilon'_t + A_2 \epsilon_{t-1} \epsilon'_{t-1} + A_3 \epsilon_{t-2} \epsilon'_{t-2} \\
 V_t(\epsilon_{t+2}) &= A_0 + A_1 V_t(\epsilon_{t+1}) + A_2 \epsilon_t \epsilon'_t + A_3 \epsilon_{t-1} \epsilon'_{t-1} \\
 V_t(\epsilon_{t+3}) &= A_0 + A_1 V_t(\epsilon_{t+2}) + A_2 V_t(\epsilon_{t+1}) + A_3 \epsilon_t \epsilon'_t \\
 V_t(\epsilon_{t+j}) &= A_0 + A_1 V_t(\epsilon_{t+j-1}) + A_2 V_t(\epsilon_{t+j-2}) + A_3 V_t(\epsilon_{t+j-3}), \quad j=4,5,\dots,k.
 \end{aligned} \tag{12}$$

Sustituyendo (12) en (11), puede obtenerse la covarianza condicional a cualquier plazo entre las tasas de crecimiento de los precios y el consumo que aparece en la ecuación (8) -el elemento fuera de la diagonal principal de la matriz $V_t(X_{t,k})$ -.

De acuerdo con esa misma ecuación (8), la estimación de la prima por inflación requiere, además, una estimación previa del coeficiente de aversión relativa al riesgo. El cuadro 3 muestra los resultados, al respecto, de diferentes trabajos realizados para el caso español. Como puede verse, el valor estimado de γ varía dentro de un rango entre -0,39 y 7,22, con un valor medio de 2,32. Con el fin de evaluar la importancia de las primas por inflación, se van a considerar aquí dos posibles valores de γ : sus valores medio y máximo, de acuerdo con los resultados resumidos en el cuadro 3.

3.2. Primas por riesgo de inflación

Estimado el proceso para la covarianza condicional que aparece en la ecuación (8), y dados unos valores de referencia para γ , en esta subsección se presentan los resultados de la estimación de las primas por riesgo de inflación a 1, 3 y 5 años. Como puede verse en el gráfico 2, las primas por inflación son positivas durante la totalidad del período, aunque notablemente reducidas en comparación con los niveles de los tipos de

interés nominales a los distintos plazos considerados⁷. Este resultado se mantiene incluso para el valor máximo del coeficiente de aversión relativa al riesgo estimado para España, en cuyo caso las primas por inflación no superan en ningún momento los 40 puntos básicos. De hecho, para que la prima media por inflación a 5 años fuese de 1 punto porcentual, el coeficiente γ debería de ser superior a 30, un valor considerablemente alto. El comportamiento de las primas por inflación ha sido, además, bastante estable durante el periodo considerado.

Estos resultados están bastante en línea con los encontrados en Söderlind (1995) e Ireland (1996), para el caso americano, y en Levin y Copeland (1993), para el caso inglés. Así, el primero encuentra primas por inflación a 1 año que, para un valor del coeficiente γ de 5, alcanzan un valor máximo de 0,3% a lo largo del período 1955:I-1990:IV. Levin y Copeland, por su parte, presentan una estimación conjunta de la suma de la prima por inflación y el término de desigualdad de Jensen (negativo, por definición) al plazo de 3 años, a partir de datos diarios sobre los tipos de interés de los bonos ingleses indicados. Estos autores concluyen que dicha suma es pequeña (con un valor medio de -0,16%) y estable (oscila entre -0,52% y 0,12%) durante el período 1982-1991. Además, afirman que la prima por inflación representa en torno al 80% de la suma de ambos componentes. En Ireland (1996) no se aportan estimaciones puntuales concretas de las primas por inflación, pero se presenta evidencia indirecta al respecto que permite afirmar al autor que su valor para los bonos a 10 años del Tesoro es "muy pequeño".

En definitiva, los resultados obtenidos llevan a la conclusión de que la relación de Fisher, según la cual la diferencia entre los tipos de interés nominales y los tipos de interés reales ex-ante mide, exclusivamente, las expectativas de inflación de los agentes, es una buena aproximación empírica a la relación entre tipos de interés nominales y tipos de interés reales en el caso español.

⁷ Aunque no existen datos sobre los tipos nominales para la totalidad del período aquí analizado, el valor medio del tipo interbancario a 1 año entre 1976 y 1995 fue del 14,1%, mientras que entre 1979 y 1995 los tipos de interés de la Deuda Pública entre 2 y 4 años y a más de 4 años fueron, respectivamente, del 13,7% y del 12,7%.

4. CONCLUSIONES

Los tipos de interés nominales pueden ser una fuente importante de información sobre las expectativas de los agentes con respecto a la evolución futura de la tasa de inflación. Para obtener dicha información, sin embargo, es preciso disponer de una estimación de la magnitud de las primas por inflación que dichos tipos de interés incorporan.

En este trabajo se ha abordado la estimación de las primas por inflación a los plazos de 1, 3 y 5 años, necesarias para conocer la tasa de inflación interanual esperada por los agentes y poder proceder a su comparación con los objetivos establecidos por la autoridad monetaria. La estimación se ha realizado a partir de la forma funcional teórica de las primas en el marco del CCAPM, de acuerdo con el cual pueden expresarse como el producto entre el coeficiente de aversión relativa al riesgo de los individuos y la covarianza condicional entre consumo y precios. Esta última se ha estimado a partir de un modelo GARCH bivalente para las series trimestrales de consumo y precios durante el periodo 1970-1995. El coeficiente de aversión al riesgo se ha fijado, sin embargo, a partir de las estimaciones disponibles para el caso español, que lo sitúan en un rango entre -0,39 y 7,22.

De acuerdo con los resultados aportados, y con las lógicas cautelas asociadas al hecho de que los datos de consumo proceden de la trimestralización de las series anuales, puede concluirse que las primas por inflación a los plazos de 1, 3 y 5 años han sido, durante el periodo considerado, notablemente reducidas (por debajo de 40 puntos básicos) y bastante estables, sobre todo en comparación con los valores mostrados por los tipos de interés nominales. La evidencia es, pues, favorable a la verificación, en el caso español, de la relación de Fisher, según la cual el tipo de interés nominal es la suma del tipo de interés real *ex-ante* y de la tasa esperada de inflación.

CUADRO 1.- Contrastes de autocorrelación residual

$\begin{bmatrix} \Delta c_t \\ \Delta^2 p_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \phi_0^c \\ \phi_0^p \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \phi_1^c L + \dots + \phi_8^c L^8 & \phi_1^p L + \dots + \phi_4^p L^4 \\ 0 & \phi_1^p L + \dots + \phi_8^p L^8 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \Delta c_t \\ \Delta^2 p_t \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \epsilon_t^c \\ \epsilon_t^p \end{bmatrix}$		
	$\hat{\epsilon}_t^c$	$\hat{\epsilon}_t^p$
Q(1)	0,08	3E-3
Q(4)	0,44	0,88
Q(8)	3,28	1,03
Q(12)	6,57	3,72
Q(20)	10,4	9,70

NOTAS:

1. Q(x) es el valor del contraste de Ljung-Box de autocorrelación residual de hasta orden x.

CUADRO 2.- Resultados de la estimación de la covarianza condicional

$\epsilon_{t+1} = Y_{t+1} - E_t(Y_{t+1})$ $V_t(\epsilon_{t+1}) = \begin{pmatrix} a_{11,0} & a_{12,0} \\ a_{12,0} & a_{22,0} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} a_{11,1} & a_{12,1} \\ a_{12,1} & a_{22,1} \end{pmatrix} \sim * \begin{pmatrix} (\epsilon_t^c)^2 & \epsilon_t^c \epsilon_t^p \\ \epsilon_t^c \epsilon_t^p & (\epsilon_t^p)^2 \end{pmatrix} +$ $+ \begin{pmatrix} a_{11,2} & a_{12,2} \\ a_{12,2} & a_{22,2} \end{pmatrix} \sim * \begin{pmatrix} (\epsilon_{t-1}^c)^2 & \epsilon_{t-1}^c \epsilon_{t-1}^p \\ \epsilon_{t-1}^c \epsilon_{t-1}^p & (\epsilon_{t-1}^p)^2 \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} a_{11,3} & a_{12,3} \\ a_{12,3} & a_{22,3} \end{pmatrix} \sim * \begin{pmatrix} (\epsilon_{t-2}^c)^2 & \epsilon_{t-2}^c \epsilon_{t-2}^p \\ \epsilon_{t-2}^c \epsilon_{t-2}^p & (\epsilon_{t-2}^p)^2 \end{pmatrix}$	
Parámetro	Valor estimado (error estándar)
$a_{11,0}$	0,12 (0,03)
$a_{12,0}$	-0,01 (0,01)
$a_{22,0}$	0,05 (0,02)
$a_{11,1}$	0,19 (0,25)
$a_{12,1}$	3E-3 (0,13)
$a_{22,1}$	0,06 (0,08)
$a_{11,2}$	0 (--)
$a_{12,2}$	0 (--)
$a_{22,2}$	0,19 (0,14)
$a_{11,3}$	0 (--)
$a_{12,3}$	0 (--)
$a_{22,3}$	0,58 (0,23)

CUADRO 2. - Continuación.

$Q_c(1)$	0,01
$Q_p(1)$	0,89
$Q_{cp}(1)$	0,02
$Q_c(4)$	1,00
$Q_p(4)$	1,79
$Q_{cp}(4)$	0,64
$Q_c(8)$	2,22
$Q_p(8)$	4,24
$Q_{cp}(8)$	2,52
$Q_c(20)$	11,30
$Q_p(20)$	8,40
$Q_{cp}(20)$	13,00

NOTAS:

1. Las series ϵ_t están multiplicadas por 100.
2. $Q(x)$ es el valor del contraste de Ljung-Box de autocorrelación residual de hasta orden x , correspondiente al cuadrado de los residuos normalizados de las ecuaciones de consumo (subíndice c) y precios (p), y al producto de los residuos normalizados de ambas series (cp).
3. 0 (--) significa que el valor de los parámetros correspondientes se ha restringido a 0.

CUADRO 3.- Estimaciones del coeficiente de aversión relativa al riesgo

Autor	Período	Estimación (e. estándar)
Alcalá, J. T., Bachiller, A. y Olave, P. (1993)	1970-1990	-0,01 (0,03)
	1970-1974	-0,02 (0,32)
	1975-1980	-0,39 (0,33)
	1981-1990	0,03 (0,01)
Alonso, A., Rubio, G. y Tusell, F. (1987)	1965-1984	3,88 (0,36)
	1965-1974	6,66 (0,04)
	1975-1984	1,38 (0,09)
Alonso, A., Rubio, G. y Tusell, F. (1988)	1965-1984	3,82 (1,74)
	1965-1974	7,22 (1,80)
	1975-1984	0,82 (2,41)
Alonso, F. y Restoy, F. (1995) ^(a)	1974-1992	3,85 (5,99)
		5,90 (7,77)
Ayuso, J. (1996)	1988-1995	0,22 (4E-3)
Martínez, M. A. (1994) ^(a)	1980-1992	2,52 (1,15)
		1,61 (1,21)
		2,64 (1,09)
		1,64 (1,19)
Mora, J. (1992)	1976-1989	0,02 (3E-3)

(a) Estos autores presentan varias estimaciones de γ , dependiendo del método de estimación elegido.

GRÁFICO 1. Tasas de crecimiento interanual

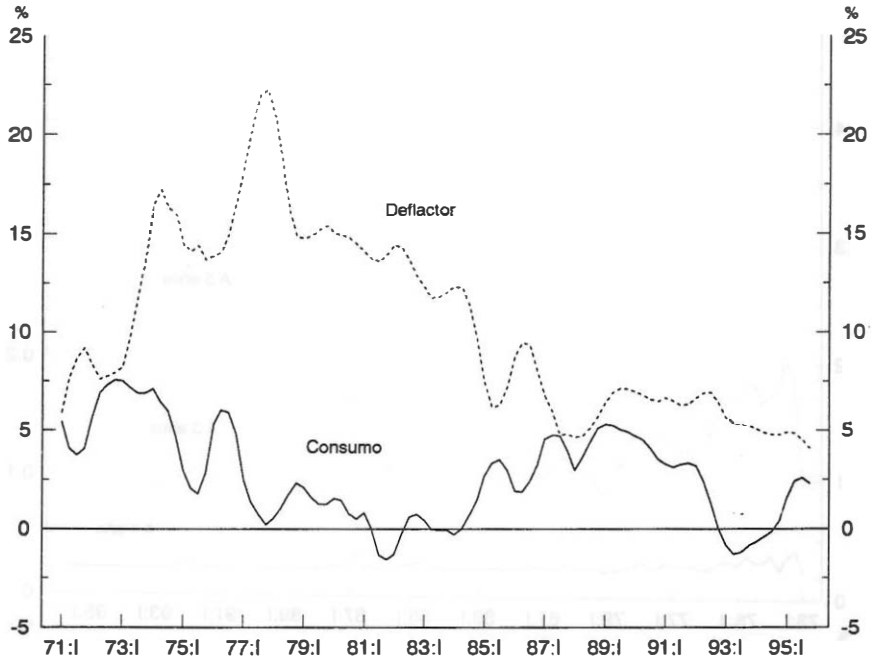
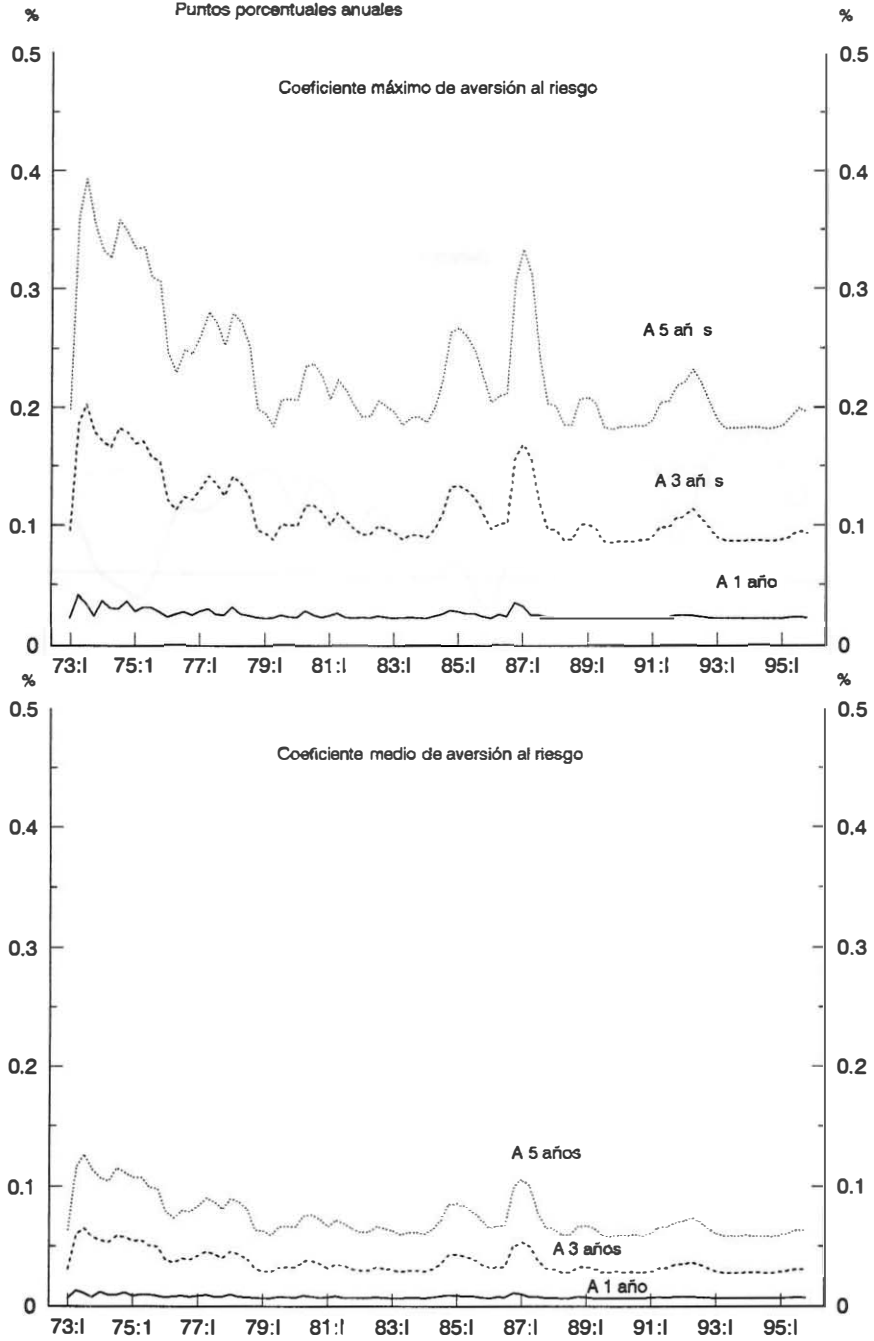


GRÁFICO 2. Primas por riesgo de inflación
Puntos porcentuales anuales



ANEJO

CUADRO A.1.- Medias condicionales de consumo y precios

$\begin{bmatrix} \Delta c_t \\ \Delta^2 p_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \phi_0^c \\ \phi_0^p \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \phi_1^c L + \dots + \phi_8^c L^8 & \phi_1^{cp} L + \dots + \phi_4^{cp} L^4 \\ 0 & \phi_1^p L + \dots + \phi_8^p L^8 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \Delta c_t \\ \Delta^2 p_t \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \epsilon_t^c \\ \epsilon_t^p \end{bmatrix}$			
Parámetro	$i = c, j = p$	$i = p, j = c$	
ϕ_0^i	0,06 (0,07)	-0,02 (0,05)	
ϕ_1^i	0,99 (0,11)	0,10 (0,11)	
ϕ_2^i	-0,55 (0,16)	-0,16 (0,11)	
ϕ_3^i	0,24 (0,16)	-0,10 (0,11)	
ϕ_4^i	0,20 (0,16)	-0,03 (0,10)	
ϕ_5^i	-0,25 (0,16)	-0,14 (0,10)	
ϕ_6^i	0,07 (0,15)	-0,14 (0,10)	
ϕ_7^i	0,08 (0,14)	-0,19 (0,10)	
ϕ_8^i	0,08 (0,10)	0,17 (0,10)	
ϕ_1^{ij}	-0,12 (0,10)	--	
ϕ_2^{ij}	0,21 (0,10)	--	
ϕ_3^{ij}	-0,14 (0,10)	--	
ϕ_4^{ij}	-0,02 (0,10)	--	
\bar{R}^2	0,67	0,10	
$\hat{\sigma}$	0,40	0,44	
N	94	94	

NOTAS:

1. Errores estándar, entre paréntesis.
2. Series multiplicadas por 100.

REFERENCIAS

Alcalá, J. T., Bachiller, A. y Olave, P. (1993), "Prima de riesgo y volatilidad en el mercado de valores español", Revista de Economía Aplicada, Vol. 1, No. 3, pp. 95-117.

Alonso, A., Rubio, G. y Tusell, F. (1987), "Asset pricing and risk aversion in the Spanish stock market", Southern European Economic Discussion Series (SEEDS) No. 53.

Alonso, A., Rubio, G. y Tusell, F. (1988), "Estimación del coeficiente de aversión relativa al riesgo: propiedades asintóticas de un estimador generalizado de momentos", Revista Española de Economía, Vol. 5, Nos. 1-2, pp. 105-118.

Alonso, F. y F. Restoy (1995), "La remuneración de la volatilidad en el mercado español de renta variable", Moneda y Crédito, No. 200, pp. 95-126.

Ayuso, J. (1996), "Un análisis empírico de los tipos de interés reales ex-ante en España", Banco de España, Documento de Trabajo No. 9614. De próxima aparición en Investigaciones Económicas.

Ayuso, J. y S. Núñez (1996), "La curva de rendimientos como indicador para la política monetaria", en La política monetaria y la inflación en España, Banco de España (de próxima aparición).

Bollerslev, T., R.F. Engle y J.M. Wooldridge (1988), "A capital asset pricing model with time varying covariances", Journal of Political Economy, Vol. 96, No. 1, pp. 116-131.

Engle, R.F., C.W.J. Granger y D.F. Kraft (1984), "Combining competing forecast of inflation using a bivariate ARCH model", Journal of Economic Dynamics and Control, No. 8, pp. 151-165.

Estrada, A. (1996), "El consumo privado en España", Banco de España, Estudios Económicos, de próxima aparición.

Hardouvelis, G.A., K. Dongcheol y T.A. Wizman (1995), "Asset pricing models with and without consumption: an empirical evaluation", CEPR, Working Paper No. 1262.

Ireland, P.N. (1996), "Long-term interest rates and inflation: A Fisherian approach", FRB of Richmond Economic Quarterly, Vol. 82, No. 1, pp. 21-35.

Levin, E.I. y L.S. Copeland (1993), "Reading the message from the UK indexed bond market: real interest rates, expected inflation and the risk premium", The Manchester School, Vol. LXI, Supplement, pp. 13-34.

Lucas, R.E.Jr. (1978), "Asset Prices in an exchange economy", Econometrica, 46, pp. 1429-1445.

Martínez Sedano, M.A. (1994), "Restricciones de cartera y evaluación de la gestión de los fondos de inversión", Universidad del País Vasco, Facultad de CC. Económicas y EE, Documento de Trabajo No. 9417.

Mora, J. (1992), "Eficiencia de los mercados financieros: una contrastación con modelización", Revista Española de Economía, número monográfico sobre "Mercados financieros españoles", pp. 33-55.

Restoy, F. (1995), "Determinantes de la curva de rendimientos: hipótesis expectacional y primas de riesgo", Banco de España, Documento de Trabajo 9530.

Rubio, E.M. (1996), "Testing the CCAPM on Spanish data: a new approach", CEMFI, Working Paper No. 9603.

Söderlind, P. (1995), "Forward interest rates as indicators of inflation expectations", CEPR Working Paper No. 1313.

DOCUMENTOS DE TRABAJO (1)

- 9210 **Ángel Serrat Tubert:** Riesgo, especulación y cobertura en un mercado de futuros dinámico.
- 9211 **Soledad Núñez Ramos:** Fras, futuros y opciones sobre el MIBOR.
- 9213 **Javier Santillán:** La idoneidad y asignación del ahorro mundial.
- 9214 **María de los Llanos Matea:** Contrastes de raíces unitarias para series mensuales. Una aplicación al IPC.
- 9215 **Isabel Argimón, José Manuel González-Páramo y José María Roldán:** Ahorro, riqueza y tipos de interés en España.
- 9216 **Javier Azcárate Aguilar-Amat:** La supervisión de los conglomerados financieros.
- 9217 **Olympia Bover:** Un modelo empírico de la evolución de los precios de la vivienda en España (1976-1991). (Publicada una edición en inglés con el mismo número.)
- 9218 **Jeroen J. M. Kremers, Neil R. Ericsson and Juan J. Dolado:** The power of cointegration tests.
- 9219 **Luis Julián Álvarez, Juan Carlos Delrieu y Javier Jareño:** Tratamiento de predicciones conflictivas: empleo eficiente de información extramuestral. (Publicada una edición en inglés con el mismo número.)
- 9221 **Fernando Restoy:** Tipos de interés y disciplina fiscal en uniones monetarias. (Publicada una edición en inglés con el mismo número.)
- 9222 **Manuel Arellano:** Introducción al análisis econométrico con datos de panel.
- 9223 **Ángel Serrat:** Diferenciales de tipos de interés ONSHORE/OFFSHORE y operaciones SWAP.
- 9224 **Ángel Serrat:** Credibilidad y arbitraje de la peseta en el SME.
- 9225 **Juan Ayuso y Fernando Restoy:** Eficiencia y primas de riesgo en los mercados de cambio. (Publicada una edición en inglés con el mismo número.)
- 9226 **Luis J. Álvarez, Juan C. Delrieu y Antoni Espasa:** Aproximación lineal por tramos a comportamientos no lineales: estimación de señales de nivel y crecimiento.
- 9227 **Ignacio Hernando y Javier Vallés:** Productividad, estructura de mercado y situación financiera.
- 9228 **Ángel Estrada García:** Una función de consumo de bienes duraderos.
- 9229 **Juan J. Dolado and Samuel Bentolila:** Who are the insiders? Wage setting in spanish manufacturing firms.
- 9301 **Emiliano González Mota:** Políticas de estabilización y límites a la autonomía fiscal en un área monetaria y económica común.
- 9302 **Anindya Banerjee, Juan J. Dolado and Ricardo Mestre:** On some simple tests for cointegration: the cost of simplicity.
- 9303 **Juan Ayuso y Juan Luis Vega:** Agregados monetarios ponderados: el caso español. (Publicada una edición en inglés con el mismo número.)
- 9304 **Ángel Luis Gómez Jiménez:** Indicadores de la política fiscal: una aplicación al caso español.
- 9305 **Ángel Estrada y Miguel Sebastián:** Una serie de gasto en bienes de consumo duradero.
- 9306 **Jesús Briones, Ángel Estrada e Ignacio Hernando:** Evaluación de los efectos de reformas en la imposición indirecta.
- 9307 **Juan Ayuso, María Pérez Jurado y Fernando Restoy:** Indicadores de credibilidad de un régimen cambiario: el caso de la peseta en el SME. (Publicada una edición en inglés con el mismo número.)
- 9308 **Cristina Mazón:** Regularidades empíricas de las empresas industriales españolas: ¿existe correlación entre beneficios y participación?

- 9309 **Juan Dolado, Alessandra Gorio and Andrea Ichino:** Immigration and growth in the host country.
- 9310 **Amparo Ricardo Ricardo:** Series históricas de contabilidad nacional y mercado de trabajo para la CE y EEUU: 1960-1991.
- 9311 **Fernando Restoy and G. Michael Rockinger:** On stock market returns and returns on investment.
- 9312 **Jesús Saurina Salas:** Indicadores de solvencia bancaria y contabilidad a valor de mercado.
- 9313 **Isabel Argimón, José Manuel González-Páramo, María Jesús Martín y José María Roldán:** Productividad e infraestructuras en la economía española. (Publicada una edición en inglés con el mismo número.)
- 9314 **Fernando Ballabriga, Miguel Sebastián and Javier Vallés:** Interdependence of EC economies: A VAR approach.
- 9315 **Isabel Argimón y M.ª Jesús Martín:** Serie de «stock» de infraestructuras del Estado y de las Administraciones Públicas en España.
- 9316 **P. Martínez Méndez:** Fiscalidad, tipos de interés y tipo de cambio.
- 9317 **P. Martínez Méndez:** Efectos sobre la política económica española de una fiscalidad distorsionada por la inflación.
- 9318 **Pablo Antolín and Olympia Bover:** Regional Migration in Spain: The effect of Personal Characteristics and of Unemployment, Wage and House Price Differentials Using Pooled Cross-Sections.
- 9319 **Samuel Bentolila y Juan J. Dolado:** La contratación temporal y sus efectos sobre la competitividad.
- 9320 **Luis Julián Álvarez, Javier Jareño y Miguel Sebastián:** Salarios públicos, salarios privados e inflación dual.
- 9321 **Ana Revenga:** Credibilidad y persistencia de la inflación en el Sistema Monetario Europeo. (Publicada una edición en inglés con el mismo número.)
- 9322 **María Pérez Jurado y Juan Luis Vega:** Paridad del poder de compra: un análisis empírico. (Publicada una edición en inglés con el mismo número.)
- 9323 **Ignacio Hernando y Javier Vallés:** Productividad sectorial: comportamiento cíclico en la economía española.
- 9324 **Juan J. Dolado, Miguel Sebastián and Javier Vallés:** Cyclical patterns of the Spanish economy.
- 9325 **Juan Ayuso y José Luis Escrivá:** La evolución del control monetario en España.
- 9326 **Alberto Cabrero Bravo e Isabel Sánchez García:** Métodos de predicción de los agregados monetarios.
- 9327 **Cristina Mazón:** Is profitability related to market share? An intra-industry study in Spanish manufacturing.
- 9328 **Esther Gordo y Pilar L'Hotellerie:** La competitividad de la industria española en una perspectiva macroeconómica.
- 9329 **Ana Buisán y Esther Gordo:** El saldo comercial no energético español: determinantes y análisis de simulación (1964-1992).
- 9330 **Miguel Pellicer:** Functions of the Banco de España: An historical perspective.
- 9401 **Carlos Ocaña, Vicente Salas y Javier Vallés:** Un análisis empírico de la financiación de la pequeña y mediana empresa manufacturera española: 1983-1989.
- 9402 **P. G. Fisher and J. L. Vega:** An empirical analysis of M4 in the United Kingdom.
- 9403 **J. Ayuso, A. G. Haldane and F. Restoy:** Volatility transmission along the money market yield curve.
- 9404 **Gabriel Quirós:** El mercado británico de deuda pública.

- 9405 **Luis J. Álvarez and Fernando C. Ballabriga:** BVAR models in the context of cointegration: A Monte Carlo experiment.
- 9406 **Juan José Dolado, José Manuel González-Páramo y José M.ª Roldán:** Convergencia económica entre las provincias españolas: evidencia empírica (1955-1989).
- 9407 **Ángel Estrada e Ignacio Hernando:** La inversión en España: un análisis desde el lado de la oferta.
- 9408 **Ángel Estrada García, M.ª Teresa Sastre de Miguel y Juan Luis Vega Croissier:** El mecanismo de transmisión de los tipos de interés: el caso español.
- 9409 **Pilar García Perea y Ramón Gómez:** Elaboración de series históricas de empleo a partir de la Encuesta de Población Activa (1964-1992).
- 9410 **F. J. Sáez Pérez de la Torre, J. M.ª Sánchez Sáez y M.ª T. Sastre de Miguel:** Los mercados de operaciones bancarias en España: especialización productiva y competencia.
- 9411 **Olympia Bover and Ángel Estrada:** Durable consumption and house purchases: Evidence from Spanish panel data.
- 9412 **José Viñals:** La construcción de la Unión Monetaria Europea: ¿resulta beneficiosa, en dónde estamos y hacia dónde vamos? (Publicada una edición en inglés con el mismo número.)
- 9413 **Carlos Chuliá:** Los sistemas financieros nacionales y el espacio financiero europeo.
- 9414 **José Luis Escrivá y Andrew G. Haldane:** El mecanismo de transmisión de los tipos de interés en España: estimación basada en desagregaciones sectoriales. (Publicada una edición en inglés con el mismo número.)
- 9415 **M.ª de los Llanos Matea y Ana Valentina Regil:** Métodos para la extracción de señales y para la trimestralización. Una aplicación: Trimestralización del deflactor del consumo privado nacional.
- 9416 **José Antonio Cuenca:** Variables para el estudio del sector monetario. Agregados monetarios y crediticios, y tipos de interés sintéticos.
- 9417 **Ángel Estrada y David López-Salido:** La relación entre el consumo y la renta en España: un modelo empírico con datos agregados.
- 9418 **José M. González Mínguez:** Una aplicación de los indicadores de discrecionalidad de la política fiscal a los países de la UE.
- 9419 **Juan Ayuso, María Pérez Jurado y Fernando Restoy:** ¿Se ha incrementado el riesgo cambiario en el SME tras la ampliación de bandas? (Publicada una edición en inglés con el mismo número.)
- 9420 **Simon Milner and David Metcalf:** Spanish pay setting institutions and performance outcomes.
- 9421 **Javier Santillán:** El SME, los mercados de divisas y la transición hacia la Unión Monetaria.
- 9422 **Juan Luis Vega:** ¿Es estable la función de demanda a largo plazo de ALP? (Publicada una edición en inglés con el mismo número.)
- 9423 **Gabriel Quirós:** El mercado italiano de deuda pública.
- 9424 **Isabel Argimón, José Manuel González-Páramo y José María Roldán:** Inversión privada, gasto público y efecto expulsión: evidencia para el caso español.
- 9425 **Charles Goodhart and José Viñals:** Strategy and tactics of monetary policy: Examples from Europe and the Antipodes.
- 9426 **Carmen Melcón:** Estrategias de política monetaria basadas en el seguimiento directo de objetivos de inflación. Las experiencias de Nueva Zelanda, Canadá, Reino Unido y Suecia.
- 9427 **Olympia Bover and Manuel Arellano:** Female labour force participation in the 1980s: the case of Spain.

- 9428 **Juan María Peñalosa:** The Spanish catching-up process: General determinants and contribution of the manufacturing industry.
- 9429 **Susana Núñez:** Perspectivas de los sistemas de pagos: una reflexión crítica.
- 9430 **José Viñals:** ¿Es posible la convergencia en España?: En busca del tiempo perdido.
- 9501 **Jorge Blázquez y Miguel Sebastián:** Capital público y restricción presupuestaria gubernamental.
- 9502 **Ana Buisán:** Principales determinantes de los ingresos por turismo.
- 9503 **Ana Buisán y Esther Gordo:** La protección nominal como factor determinante de las importaciones de bienes.
- 9504 **Ricardo Mestre:** A macroeconomic evaluation of the Spanish monetary policy transmission mechanism.
- 9505 **Fernando Restoy and Ana Revenga:** Optimal exchange rate flexibility in an economy with intersectoral rigidities and nontraded goods.
- 9506 **Ángel Estrada y Javier Vallés:** Inversión y costes financieros: evidencia en España con datos de panel. (Publicada una edición en inglés con el mismo número.)
- 9507 **Francisco Alonso:** La modelización de la volatilidad del mercado bursátil español.
- 9508 **Francisco Alonso y Fernando Restoy:** La remuneración de la volatilidad en el mercado español de renta variable.
- 9509 **Fernando C. Ballabriga, Miguel Sebastián y Javier Vallés:** España en Europa: asimetrías reales y nominales.
- 9510 **Juan Carlos Casado, Juan Alberto Campoy y Carlos Chuliá:** La regulación financiera española desde la adhesión a la Unión Europea.
- 9511 **Juan Luis Díaz del Hoyo y A. Javier Prado Domínguez:** Los FRAs como guías de las expectativas del mercado sobre tipos de interés.
- 9512 **José M.ª Sánchez Sáez y Teresa Sastre de Miguel:** ¿Es el tamaño un factor explicativo de las diferencias entre entidades bancarias?
- 9513 **Juan Ayuso y Soledad Núñez:** ¿Desestabilizan los activos derivados el mercado al contado?: La experiencia española en el mercado de deuda pública.
- 9514 **M.ª Cruz Manzano Frías y M.ª Teresa Sastre de Miguel:** Factores relevantes en la determinación del margen de explotación de bancos y cajas de ahorros.
- 9515 **Fernando Restoy and Philippe Weil:** Approximate equilibrium asset prices.
- 9516 **Gabriel Quirós:** El mercado francés de deuda pública.
- 9517 **Ana L. Revenga and Samuel Bentolila:** What affects the employment rate intensity of growth?
- 9518 **Ignacio Iglesias Araúzo y Jaime Esteban Velasco:** Repos y operaciones simultáneas: estudio de la normativa.
- 9519 **Ignacio Fuentes:** Las instituciones bancarias españolas y el Mercado Único.
- 9520 **Ignacio Hernando:** Política monetaria y estructura financiera de las empresas.
- 9521 **Luis Julián Álvarez y Miguel Sebastián:** La inflación latente en España: una perspectiva macroeconómica.
- 9522 **Soledad Núñez Ramos:** Estimación de la estructura temporal de los tipos de interés en España: elección entre métodos alternativos.
- 9523 **Isabel Argimón, José M. González-Páramo y José M.ª Roldán Alegre:** Does public spending crowd out private investment? Evidence from a panel of 14 OECD countries.

- 9524 **Luis Julián Álvarez, Fernando C. Ballbriga y Javier Jareño:** Un modelo macroeconómico trimestral para la economía española.
- 9525 **Aurora Alejano y Juan M.ª Peñalosa:** La integración financiera de la economía española: efectos sobre los mercados financieros y la política monetaria.
- 9526 **Ramón Gómez Salvador y Juan J. Dolado:** Creación y destrucción de empleo en España: un análisis descriptivo con datos de la CBBE.
- 9527 **Santiago Fernández de Lis y Javier Santillán:** Regímenes cambiarios e integración monetaria en Europa.
- 9528 **Gabriel Quirós:** Mercados financieros alemanes.
- 9529 **Juan Ayuso Huertas:** ¿Existe un *trade-off* entre riesgo cambiario y riesgo de tipo de interés? (Publicada una edición en inglés con el mismo número.)
- 9530 **Fernando Restoy:** Determinantes de la curva de rendimientos: hipótesis expectacional y primas de riesgo.
- 9531 **Juan Ayuso y María Pérez Jurado:** Devaluaciones y expectativas de depreciación en el SME. (Publicada una edición en inglés con el mismo número.)
- 9532 **Paul Schulstad and Ángel Serrat:** An Empirical Examination of a Multilateral Target Zone Model.
- 9601 **Juan Ayuso, Soledad Núñez and María Pérez-Jurado:** Volatility in Spanish financial markets: The recent experience.
- 9602 **Javier Andrés e Ignacio Hernando:** ¿Cómo afecta la inflación al crecimiento económico? Evidencia para los países de la OCDE.
- 9603 **Barbara Dluhosch:** On the fate of newcomers in the European Union: Lessons from the Spanish experience.
- 9604 **Santiago Fernández de Lis:** Classifications of Central Banks by Autonomy: A comparative analysis.
- 9605 **M.ª Cruz Manzano Frías y Sofía Galmés Belmonte:** Políticas de precios de las entidades de crédito y tipo de clientela: efectos sobre el mecanismo de transmisión. (Publicada una edición en inglés con el mismo número.)
- 9606 **Malte Krüger:** Speculation, Hedging and Intermediation in the Foreign Exchange Market.
- 9607 **Agustín Maravall:** Short-Term Analysis of Macroeconomic Time Series.
- 9608 **Agustín Maravall and Christophe Planas:** Estimation Error and the Specification of Unobserved Component Models.
- 9609 **Agustín Maravall:** Unobserved Components in Economic Time Series.
- 9610 **Matthew B. Canzoneri, Behzad Diba and Gwen Eudey:** Trends in European Productivity and Real Exchange Rates.
- 9611 **Francisco Alonso, Jorge Martínez Pagés y María Pérez Jurado:** Agregados monetarios ponderados: una aproximación empírica. (Publicada una edición en inglés con el mismo número.)
- 9612 **Agustín Maravall and Daniel Peña:** Missing Observations and Additive Outliers in Time Series Models.
- 9613 **Juan Ayuso and Juan L. Vega:** An empirical analysis of the peseta's exchange rate dynamics.
- 9614 **Juan Ayuso :** Un análisis empírico de los tipos de interés reales *ex-ante* en España.
- 9615 **Enrique Alberola Ila:** Optimal exchange rate targets and macroeconomic stabilization.

- 9616 **A. Jorge Padilla, Sannel Bentolila and Juan J. Dolado:** Wage bargaining in industries with market power.
- 9617 **Juan J. Dolado and Francesc Marmol:** Efficient estimation of cointegrating relationships among higher order and fractionally integrated processes.
- 9618 **Juan J. Dolado y Ramón Gómez:** La relación entre vacantes y desempleo en España: perturbaciones agregadas y de reasignación.
- 9619 **Alberto Cabrero y Juan Carlos Delrieu:** Elaboración de un índice sintético para predecir la inflación en España.
- 9620 **Una-Louise Bell:** Adjustment costs, uncertainty and employment inertia.
- 9621 **M.ª de los Llanos Matea y Ana Valentina Regil:** Indicadores de inflación a corto plazo.
- 9622 **James Conklin:** Computing value correspondences for repeated games with state variables.
- 9623 **James Conklin:** The theory of sovereign debt and Spain under Philip II.
- 9624 **José Viñals and Juan F. Jimeno:** Monetary Union and European unemployment.
- 9625 **María Jesús Nieto Carol:** Central and Eastern European Financial Systems: Towards integration in the European Union.
- 9626 **Matthew B. Canzoneri, Javier Vallés and José Viñals:** Do exchange rates move to address international macroeconomic imbalances?
- 9627 **Enrique Alberola Ila:** Integración económica y unión monetaria: el contraste entre Norteamérica y Europa.
- 9628 **Victor Gómez and Agustín Maravall:** Programs TRAMO and SEATS.
- 9629 **Javier Andrés, Ricardo Mestre y Javier Vallés:** Un modelo estructural para el análisis del mecanismo de transmisión monetaria: el caso español.
- 9630 **Francisco Alonso y Juan Ayuso:** Una estimación de las primas de riesgo por inflación en el caso español.

OTROS DOCUMENTOS

- (1) Los Documentos de Trabajo anteriores figuran en el catálogo de publicaciones del Banco de España.

Información: Banco de España
Sección de Publicaciones. Negociado de Distribución y Gestión
Teléfono: 338 51 80
Alcalá, 50. 28014 Madrid