

UN ANÁLISIS
EMPÍRICO DE LOS
TIPOS DE INTERÉS
REALES *EX-ANTE*
EN ESPAÑA

Juan Ayuso Huerta

UN ANÁLISIS
EMPÍRICO DE LOS
TIPOS DE INTERÉS
REALES *EX-ANTE*
EN ESPAÑA

Juan Ayuso Huertas (*)

(*) Quiero agradecer los comentarios y sugerencias de J. J. Dolado, Á. Estrada y, especialmente, de D. López Salido.

Banco de España - Servicio de Estudios
Documento de Trabajo nº 9614

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: 84-7793-480-0

Depósito legal: M. 19785-1996

Imprenta del Banco de España

RESUMEN

En este trabajo se proporciona una estimación de los tipos de interés reales ex-ante a medio y largo plazo en el caso español durante el periodo 1985-1995, a partir de un modelo estándar de valoración de activos financieros. Los resultados de las estimaciones muestran que los tipos de interés reales a medio y largo plazo en España se han mantenido estables entre el 4.5% y el 5% a lo largo del período considerado, con un spread entre los tipos 1 y a 10 años situado, en promedio, en torno a los 5 puntos básicos. Aunque no es posible llevar a cabo una comparación exhaustiva de los tipos de interés reales ex-ante y ex-post, los primeros parecen ser más estables y más reducidos que los segundos.

1. INTRODUCCIÓN

La comparación de los tipos de interés reales y nominales aporta una valiosa información en relación con las expectativas de los agentes sobre tasas de inflación futuras y, por tanto, sobre la reacción de estos ante diferentes medidas de política monetaria. Después de todo, los tipos de interés reales constituyen el núcleo del mecanismo de transmisión clásico de la política monetaria, ya que son estos, y no los tipos de interés nominales, los que condicionan las decisiones de consumo y de inversión de los agentes económicos. Por otro lado, los tipos de interés reales son igualmente relevantes en el análisis de los efectos de la política fiscal, particularmente en lo referente a la posible existencia de un efecto de expulsión de la inversión privada por parte del gasto público.

Ahora bien, la explotación de los tipos de interés reales en el análisis de los efectos de las políticas monetaria y fiscal se enfrenta con el problema de que dichos tipos de interés no son, en general, observables ex-ante¹. Esta dificultad se ha solventado en la literatura recurriendo al uso de tipos de interés reales ex-post, obtenidos a partir de la conocida ecuación de Fisher; es decir, restando de los correspondientes tipos de interés nominales las tasas de inflación efectivamente registradas ex-post. Sin embargo, los tipos de interés reales así obtenidos se enfrentan con una serie de problemas de diferente naturaleza.

En primer lugar, la racionalidad de los agentes económicos garantiza que el error cometido al sustituir las expectativas de inflación por la inflación efectivamente realizada es, en promedio, nulo, al ser igualmente nulo el error medio de previsión de la tasa de inflación. Sin embargo, esto no garantiza que dicho error de aproximación sea reducido periodo a periodo. El famoso "problema del peso" ofrece un claro ejemplo de cómo el supuesto de racionalidad no impide que se produzcan errores

¹ En algunos países como el Reino Unido, sin embargo, existen activos financieros con rendimientos indicados, aunque dicha indicación suele ser imperfecta (véase, por ejemplo, Barr y Pesaran, 1995).

de previsión notables durante periodos bastante dilatados, a la hora de anticipar el comportamiento futuro de los tipos de cambio². Aunque los modelos de dos (o más) regímenes que subyacen al problema del peso son típicos de los tipos de cambio, conviene señalar que Evans y Lewis (1995) encuentran también evidencia de este tipo de comportamiento en la tasa de inflación americana. Más aún, la existencia de un problema equivalente al problema del peso en el análisis de la evolución de la tasa de inflación podría racionalizarse fácilmente en situaciones caracterizadas por logros importantes en la lucha contra la inflación que, sin embargo, son considerados como transitorios y no como permanentes por parte del público. En tal caso, mientras no se consolidase de modo suficientemente creíble la nueva tasa de inflación más baja, los agentes económicos podrían estar anticipando un futuro rebrote inflacionista que, por el contrario, no sería efectivamente observado *ex-post*.

En segundo lugar, la ecuación de Fisher impone la inexistencia de primas por riesgo inflacionario, que actuarían de cuña entre los tipos de interés reales esperados (*ex-ante*) y los efectivamente registrados (*ex-post*).

Finalmente, y por construcción, los tipos de interés reales *ex-post* no contienen ningún tipo de información sobre tasas de inflación esperadas y, en cualquier caso, se obtienen con un retraso igual al plazo de maduración que se esté considerando. Ambos factores debilitan notablemente la utilidad de los tipos de interés reales *ex-post* para analizar la reacción de los agentes económicos ante diferentes medidas de política monetaria³.

² Los agentes anticipan durante largo tiempo una devaluación que, si bien no se observa a medio plazo (error de previsión no nulo durante ese período), termina por ocurrir a largo plazo. Véase Krasker (1980) para una exposición más detallada.

³ El problema del retraso podría solventarse sustituyendo tasas de inflación observadas por tasas esperadas obtenidas, bien a partir de estimaciones econométricas, bien a partir de los resultados de encuestas. En ese caso, aún se mantendría el segundo de los problemas comentados y, naturalmente, se agravaría el primero de ellos.

Frente a estos inconvenientes, dos factores favorecen el uso de los tipos de interés reales ex-post: la sencillez de su procedimiento de cálculo, que no incluye ningún tipo de estimación; y, sobre todo, la ausencia de alternativas claras.

El objetivo de este trabajo es proporcionar una estimación alternativa de los tipos de interés reales ex-ante a medio y largo plazo en el caso español, a partir de un modelo estándar de valoración de activos financieros. Al estimar directamente tipos ex-ante, desaparecen los problemas asociados con los posibles errores de previsión de la tasa de inflación. Además, no es preciso hacer ningún supuesto sobre las primas por riesgo de inflación y la información sobre los tipos de interés reales se obtiene sin ningún retraso. A cambio, se impone un determinado modelo de comportamiento y se llevan a cabo estimaciones econométricas de los parámetros relevantes, con lo que se abre la puerta tanto a posibles errores de especificación como a las imprecisiones propias de todo proceso de estimación.

La estructura del trabajo es la siguiente: tras esta introducción, la sección 2 presenta un modelo convencional de valoración de activos financieros en un marco estocástico intertemporal, que permite obtener los tipos de interés reales ex-ante. La sección 3 muestra los resultados de la estimación de los parámetros relevantes del modelo, mientras que en la sección 4 se presentan los tipos de interés reales estimados y se comparan con los correspondientes tipos ex-post. Finalmente, la sección 5 recoge las principales conclusiones del análisis.

2. UN MODELO TEÓRICO PARA OBTENER TIPOS DE INTERÉS REALES EX-ANTE

El modelo que se presenta en esta sección es un modelo estocástico intertemporal convencional de valoración de activos financieros, que permite obtener las relaciones de equilibrio entre los rendimientos (nominales y reales) de los diferentes activos financieros existentes en la economía.

El modelo 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 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 .

Es inmediato 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

$$RMS_{t,t+k} = \frac{\beta^k U'(C_{t+k})}{U'(C_t)}$$

es la relación marginal de sustitución entre los consumos presente y futuro. 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 de todos

los activos financieros deben ser, en equilibrio, iguales entre sí.

Para el caso de activos financieros cuya rentabilidad esté expresada en términos reales, es fácil comprobar que las condiciones de primer orden anteriores toman la forma

$$E_t (RMS_{t,t+k} RR_{t,t+k}^k) = 1, \quad \forall t, k \quad (2)$$

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

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

Para estimar los tipos de interés reales ex-ante a diferentes plazos a partir del conjunto de ecuaciones (3) es preciso incorporar algún supuesto adicional sobre la forma funcional de la relación marginal de sustitución. Como es habitual en la literatura financiera, se supone que la función de utilidad es del tipo isoelástico:

$$U(C) = \frac{C^{1-\gamma}}{1-\gamma}, \quad \gamma \neq 1 \quad (4)$$

donde γ mide el grado (constante) de aversión relativa al riesgo de los individuos; y que la tasa de variación del consumo sigue una distribución lognormal. En tal caso, la relación marginal de sustitución puede escribirse como:

$$RMS_{t,t+k}^k = \beta^k \left(\frac{C_{t+k}}{C_t} \right)^{-\gamma}$$

por lo que, tomando logaritmos en ambos lados de la ecuación (3), se verifica que

$$\begin{aligned}
k r_{t,t+k} &= -E_t(rms_{t,t+k}) - \frac{1}{2} V_t(rms_{t,t+k}) = \\
&-k \log \beta + \gamma E_t(\Delta_k c_{t,t+k}) - \frac{1}{2} \gamma^2 V_t(\Delta_k c_{t,t+k})
\end{aligned} \tag{5}$$

donde

$$\begin{aligned}
rms_{t,t+k} &= \log(RMS_{t,t+k}) \\
r_{t,t+k} &= \log(RR_{t,t+k}) \quad y \\
c_t &= \log(C_t)
\end{aligned}$$

Por tanto, la estimación de los tipos de interés reales ex-ante a distintos plazos requiere la estimación de los parámetros β y γ , que caracterizan la función de utilidad de los individuos; y del proceso estocástico seguido por la tasa (logarítmica) de variación del consumo. Ambas estimaciones se llevan a cabo en la sección siguiente.

3. LA ESTIMACIÓN DEL MODELO

3.1 La estimación de β y γ

Las condiciones de primer orden (1) pueden explotarse para estimar el factor de preferencia temporal β y el grado de aversión relativa al riesgo de los agentes γ . En efecto, la sustitución de la ecuación (4) en la expresión (1) proporciona el siguiente conjunto de ecuaciones:

$$E_t \left[\beta^k \left(\frac{C_{t,t+k}}{C_t} \right)^{-\gamma} \frac{P_t}{P_{t+k}} R_{t,t+k}^k \right] = 1, \quad \forall t, k \tag{6}$$

En este trabajo, los parámetros β y γ se estiman a partir del conjunto de ecuaciones (6), mediante el Método Generalizado de Momentos

(MGM) popularizado por Hansen y Singleton (1982).

Los datos que se utilizan para la estimación corresponden, en primer lugar, a los rendimientos de bonos cupón cero del Mercado de Deuda Anotada español a los plazos de 1, 2, 3, 6 y 12 meses⁴. Estos datos cubren el período enero de 1988-diciembre de 1995 y, desafortunadamente, no existen datos (fiabes) con anterioridad a 1988, ya que la creación de este mercado data de 1987. La elección de un valor máximo de k igual a 12 en el conjunto de ecuaciones (6) es, por tanto, una solución de compromiso entre, por un lado, la conveniencia de incluir en las estimaciones rendimientos para plazos suficientemente largos y, por otro, la necesidad de disponer de un número suficiente de observaciones ya que, como es inmediato comprobar a partir de la expresión (6), la muestra original se ve reducida en un número de observaciones igual al máximo valor de k . Debe señalarse también que la inclusión de bonos cupón cero con plazos de vencimiento superiores al año se enfrenta con el inconveniente añadido de que sus rendimientos no son directamente observados sino que han de ser estimados a partir de los datos correspondientes a bonos con cupón. Esto obligaría a reducir aún más la muestra ya que, en el caso español, tales estimaciones están disponibles solo a partir de enero de 1991⁵.

En todo caso, debe señalarse que el conjunto de bonos anterior permite considerar diferentes estrategias de inversión a un mismo plazo. Así, por ejemplo, los datos anteriores permiten considerar hasta cuatro activos financieros diferentes con plazo de maduración igual a 3 meses: un bono a 3 meses, un bono a 1 mes con reinversión posterior (un mes más tarde) en un bono a 2 meses, un bono a 2 meses con reinversión (dos meses más tarde) en un bono a 1 mes, y una rotación durante tres meses de bonos a 1 mes.

En segundo lugar, se utilizan para la estimación los datos

⁴ Concretamente, los rendimientos corresponden a operaciones simultáneas en deuda, para los plazos a 1, 2 y 3 meses; y a Letras del Tesoro para los plazos de 6 y 12 meses.

⁵ Véase Núñez (1995).

mensuales correspondientes al gasto en bienes de consumo no duradero y en servicios (en pesetas corrientes) y de su correspondiente deflador, elaborados por la Oficina de Coyuntura y Previsión del Servicio de Estudios del B. de España, a partir de las series trimestralizadas elaboradas por el INE. Estas series, pues, no proceden de una medición mensual del gasto en consumo, sino que se obtienen a partir de una medición realizada con una frecuencia inferior (anual, en este caso), mediante un proceso de periodificación basado en indicadores⁶. En consecuencia, los resultados deben ser interpretados con cierta cautela⁷.

El cuadro 1 muestra, en su primera fila, los resultados de la estimación preferida, obtenidos a partir de la combinación de 9 ecuaciones y 7 instrumentos. Estos instrumentos simplemente incluyen, como es habitual, retardos de las mismas variables que aparecen dentro de la esperanza condicional en el conjunto de ecuaciones considerado. Como puede verse, los parámetros β y γ se estiman con un elevado grado de precisión y ambos son significativamente diferentes de cero⁸. El contraste de sobreidentificación no es significativo a los niveles usuales de confianza, lo que constituye evidencia favorable a la validez del modelo propuesto y, eventualmente, a la hipótesis de eficiencia en el mercado de deuda⁹.

Obsérvese que, como subproducto importante del análisis, los resultados permiten rechazar el supuesto de neutralidad ante el riesgo de los agentes (es decir, $\gamma = 0$), si bien el coeficiente de aversión relativa estimado es bastante pequeño (0.22). Como es bien sabido, este coeficiente desempeña un papel crucial en la estimación tanto de las primas

⁶ En Estrada (1996) se detalla el proceso de obtención de las series mensuales a partir de las series trimestrales.

⁷ Frecuentemente, estos procedimientos de periodificación tienden a suavizar las pautas de comportamiento de las series.

⁸ Obsérvese que al ser k mayor que 1 se produce un clásico problema de solapamiento de datos que induce correlación en los residuos hasta un orden igual a $k-1$. Los errores estándar que se presentan están corregidos convenientemente.

⁹ Después de todo, las ecuaciones explotadas no son sino condiciones de equilibrio para dicho mercado.

de riesgo por plazo que incorporan los tipos de interés a largo plazo en relación con los tipos a corto; como de las primas por riesgo inflacionario que incorporan los tipos de interés nominales en comparación con los tipos de interés reales. Así, en el marco de este modelo, cada una de estas primas puede expresarse como el producto de γ y determinadas covarianzas condicionales¹⁰.

En este sentido, aunque el rechazo de la hipótesis de neutralidad ante el riesgo conlleva el rechazo tanto de la hipótesis expectacional de la estructura temporal de los tipos de interés, como de la relación de Fisher; el reducido valor del parámetro γ permite aventurar que, muy probablemente, tanto la prima de riesgo por plazo como la prima de riesgo por inflación, sean lo suficientemente reducidas como para que ambas relaciones puedan considerarse como aproximaciones empíricas razonables, bien a la relación entre tipos de interés a corto y a largo plazo (en el caso de la hipótesis expectacional), bien a la relación entre tipos de interés nominales y reales (en el caso de la relación de Fisher).

El resto del cuadro 1 recoge diferentes pruebas encaminadas a contrastar la sensibilidad de los resultados anteriores ante cambios en el conjunto de ecuaciones, en el conjunto de instrumentos y en la elección de las variables de consumo y precios.

Los resultados de la estimación de los parámetros β y γ es, como puede verse, poco sensible a la inclusión de nuevos retardos como instrumentos adicionales (filas 2 y 3) o a la ampliación del conjunto de instrumentos con otras variables macroeconómicas (fila 4). Las estimaciones tampoco cambian significativamente cuando se considera un conjunto más reducido de ecuaciones, considerando tan solo activos hasta 3 meses (fila 5) o activos a 6 y 12 meses (fila 6). Del mismo modo, las estimaciones se muestran robustas a la inclusión en el análisis de rendimientos bursátiles (filas 7 y 8). Los resultados de la inclusión de los rendimientos en bolsa merecen algún comentario adicional.

En efecto, las estimaciones de β que se obtiene en este trabajo

¹⁰ Véase Ayuso y Núñez (1996).

están en línea con los resultados habituales en la literatura. Así, de acuerdo con Canova y Marrinan (1996), el parámetro β estimado a partir de datos mensuales oscila en torno a, precisamente, .996, dentro de un rango entre .990 y 1.002. Sin embargo, el coeficiente de aversión relativa al riesgo γ que se obtiene en este trabajo es inferior al que, en general, se encuentra a partir de datos como los utilizados en este trabajo (siguiendo a Canova y Marrinan, 1996 γ se estima entre 0.5 y 1.5). Además, la estimación de γ es también inferior a la que, para el caso español, se obtiene en Martínez (1994), o la que cabe deducir del trabajo de Alonso y Restoy (1995).

Dejando a un lado las diferencias tanto en los períodos considerados como en los datos utilizados, conviene destacar que en estos dos últimos trabajos el grado de aversión al riesgo se estima en el marco de modelos de un único período, donde la tasa de crecimiento del consumo es sustituida en función del rendimiento de la cartera agregada del mercado, es decir, en el contexto del conocido CAPM para rendimientos nominales. Incluso introduciendo en el marco del CAPM la distinción entre rendimientos nominales y reales, en Restoy (1992) se concluye que la sustitución de la tasa de crecimiento del consumo por el rendimiento de la cartera de mercado es adecuada solo cuando los rendimientos considerados muestran un reducido grado de persistencia. Estos dos hechos (la no consideración explícita de los cambios en la tasa de inflación y la sustitución de los datos consumo por los correspondientes al rendimiento del mercado) podrían explicar las diferencias entre sus resultados y los que aquí se presentan. En todo caso, la inclusión del rendimiento bursátil (fila 7), incluso junto a un único bono cupón cero (fila 8), parece mostrar que la sustitución de la tasa de crecimiento del consumo por el rendimiento agregado del mercado tiende a proporcionar grados de aversión relativa al riesgo mayores¹¹.

Finalmente, las dos últimas filas muestran que los resultados de

¹¹ De hecho, la estimación del conjunto de ecuaciones El utilizando como factor de descuento el rendimiento de la cartera de mercado en lugar de la tasa de variación del consumo, proporciona una estimación de γ de .90, pero el modelo no supera el contraste de sobreidentificación.

las estimaciones son también robustos a la consideración del consumo total y su correspondiente deflator en lugar del consumo no duradero, o a la inclusión del IPC en lugar del deflator del consumo no duradero.

En otro orden de cosas, conviene señalar también que la elasticidad de sustitución intertemporal del consumo que se deduce de la estimación de γ ¹² es de 4.5, en línea con los resultados en López Salido (1993) donde, para el período 1985-1989, dicha elasticidad se estima entre 5 y 6. Sin embargo, es mayor que la estimada por el mismo autor para el periodo 1985-1991 (López Salido, 1995) en el marco de una función de utilidad no separable en el tiempo. En este último caso, la citada elasticidad de sustitución intertemporal se estima entre .7 y 1, lo que implicaría una cota superior para el coeficiente de aversión relativa al riesgo entre .99 y 1.4.

3.2 Un modelo univariante para la tasa de crecimiento del consumo

Los datos (mensuales) de consumo disponibles cubren un período más amplio, que abarca desde enero de 1985 hasta diciembre de 1995. Las estimaciones tanto de la esperanza condicional como de la varianza condicional de la tasa de variación del consumo se obtienen en este trabajo a partir de la modelización univariante de dicha tasa. Esta modelización univariante puede interpretarse como una forma reducida, procedente de las ecuaciones estructurales para consumo y tipos de interés que se deducirían del conjunto de condiciones de primer orden (6).

El cuadro 2 muestra los resultados de la estimación de un modelo univariante AR(1)-ARCH(1) para la tasa (logarítmica) de variación del consumo:

¹² El parámetro γ de la función de utilidad isoelástica caracteriza, simultáneamente, el grado de aversión relativa al riesgo y la inversa de dicha elasticidad de sustitución intertemporal.

$$\Delta c_t = \phi_0 + \phi_1 \Delta c_{t-1} + \epsilon_{t+1}, \quad \epsilon_{t+1} | \mathcal{F}_t \sim N(0, h_t)$$

$$h_t = \alpha_0 + \alpha_1 \epsilon_t^2$$

Como puede apreciarse en el citado cuadro, el modelo se ajusta razonablemente bien y los contrastes habituales no muestran signos de existencia ni de autocorrelación residual -contrastos $Q(x)$ - ni de heteroscedasticidad residual -contrastos $Q2(x)$ -.

4. TIPOS DE INTERÉS REAL EX-ANTE A MEDIO Y LARGO PLAZO

A partir de las estimaciones obtenidas en la sección anterior es fácil estimar los tipos de interés real ex-ante a cualquier plazo, haciendo uso de la ecuación (5). Así, obsérvese, en primer lugar, que

$$\Delta_k c_{t+k} = \sum_{i=1}^k \Delta c_{t+i} \quad (7)$$

Por tanto, dado que la tasa de variación del consumo puede caracterizarse mediante un AR(1)-ARCH(1), es fácil comprobar que:

$$E_t(\Delta_k c_{t+k}) = \phi_0 [k + (k-1)\phi_1 + (k-2)\phi_1^2 + \dots + \phi_1^{k-1}] + \frac{\phi_1 - \phi_1^{k+1}}{1 - \phi_1} \Delta c_t \quad (8)$$

y

$$\begin{aligned}
V_t(\Delta_k c_{t+k}) &= \sum_{i=1}^k \left(\frac{1 - \phi_1^{k+1-i}}{1 - \phi_1} \right)^2 V_t(\epsilon_{t+i}) = \\
&\sum_{i=1}^k \left(\frac{1 - \phi_1^{k+1-i}}{1 - \phi_1} \right)^2 \left(\alpha_0 \frac{1 - \alpha_1^i}{1 - \alpha_1} + \alpha_1^i \epsilon_t^2 \right)
\end{aligned} \tag{9}$$

El gráfico 1 muestra la evolución de los tipos de interés reales a 1, 3, 5 y 10 años obtenidos sustituyendo las ecuaciones (8) y (9) en la ecuación (5). Como puede observarse, los tipos reales ex-ante a dichos plazos se han mantenido relativamente estables durante el período considerado, en torno a niveles ligeramente superiores al 4.5%. Pese a su reducida variabilidad, la evolución del tipo de interés real ex-ante al plazo de un año muestra un perfil acorde con la historia reciente de la evolución de la política monetaria en España. Así, se alcanzan valores máximos en torno a los años 1987 y 1989 y se inicia una trayectoria descendente a partir de este último año, que se trunca, sin embargo, en los primeros meses de 1995. En todo caso, a la hora de valorar el nivel medio de los tipos de interés reales estimados, conviene recordar que el período muestral disponible pertenece a una etapa que en distintos estudios ha sido considerada como de tipos de interés reales altos en términos históricos¹³.

Como era de esperar, la variabilidad de los tipos de interés reales decrece con el plazo. Las desviaciones típicas decrecen monótonamente desde el 0.28 correspondiente al tipo a 1 año, hasta el 0.04 que caracteriza la evolución del tipo de interés real a 10 años. Además, la curva de rendimientos reales se ha mantenido prácticamente plana durante todo el período, siendo el valor medio del spread entre el tipo a 1 año y el

¹³ Véase, por ejemplo, Jenkinson, 1996.

tipo a 10 años igual a 5 puntos básicos¹⁴.

La estabilidad de los tipos de interés reales ex-ante resulta, en principio, sorprendente, dados los importantes cambios ocurridos en el cuadro macroeconómico español durante el periodo analizado. En consecuencia, estos resultados plantean el reto de explicar los mecanismos por los que esa variabilidad macroeconómica ha podido coexistir con la relativa estabilidad de los tipos de interés reales. Este reto, sin embargo, sobrepasa los objetivos de este trabajo.

Otras implicaciones de la estabilidad de los tipos de interés reales son menos sorprendentes. Así, esta misma estabilidad, junto con la obtención de un coeficiente de aversión al riesgo reducido, permiten interpretar los descensos registrados a lo largo de 1995 en los tipos de interés forward españoles a 1 año (véase Banco de España, 1996) en términos de un proceso gradual de reducción de las expectativas de inflación de los agentes.

Desafortunadamente, no existen demasiadas estimaciones internacionales con las que comparar los niveles y la variabilidad de los tipos de interés reales ex-ante estimados para el caso español. El valor medio de los tipos de interés reales obtenidos en Levin y Copeland (1993) a partir de los bonos indicados ingleses a 6 meses, es del 3.04% para el período 1982-1991, mientras que su desviación estándar es .1. De acuerdo con estos autores, estos valores serían extrapolables al resto de los plazos ya que imponen una estructura temporal real plana. En Barr y Campbell (1995) se estiman, también para el caso inglés, tipos de interés reales a 2 y 10 años, para un período más cercano al contemplado en este trabajo: 1985-1994. De acuerdo con estos autores, el valor medio del tipo de interés real a 10 años se situó en torno al 4%, con un grado de variabilidad solo

¹⁴ A fin de calibrar la sensibilidad de estos resultados al valor estimado de γ , se procedió a imponer un coeficiente de aversión 10 veces mayor ($\gamma=2$), y a reestimar β y los tipos de interés reales. La desviación estándar del tipo real a 1 año se elevó hasta 2.6, mientras que la del tipo a 10 años lo hizo hasta .36. Los valores medios de los tipos de interés reales se modificaron ligeramente y el spread medio entre los tipos a 1 y a 10 años se situó por debajo de los 60 puntos básicos.

algo mayor que el correspondiente al caso español. El tipo de interés a 2 años, sin embargo, es más variable y, en promedio, inferior (entre el 2% y el 3%), por lo que la curva rendimiento-plazo real tendría una pendiente positiva mayor que la estimada para el caso español.

Por otro lado, tanto el comportamiento estable de los tipos de interés reales, como su propio nivel medio contrastan con el mensaje que transmiten los tipos de interés reales ex-post, tal y como muestra el gráfico 2. Estos últimos¹⁵ no solo son más variables (mimetizando por completo el comportamiento de los tipos nominales) sino, en promedio, más altos. Dado que el coeficiente de aversión relativa al riesgo estimado es reducido (y, en consecuencia, parece improbable que la prima por riesgo inflacionario sea elevada), cabría aventurar que esta diferencia puede estar reflejando un cierto error de sobrepredicción por parte de los agentes a la hora de anticipar el comportamiento futuro de la tasa de inflación. Esta tendencia a la sobrepredicción, por otra parte, aparece también en el caso inglés, de acuerdo con los resultados en Levin y Copeland (1993) y en Barr y Campbell (1995).

Si los agentes económicos son racionales en la elaboración de sus expectativas, una tendencia a la sobrepredicción de la inflación futura podría estar indicando la presencia de un fenómeno de naturaleza similar al famoso problema del peso, en los términos comentados en la introducción. Es decir, pese a la mejora de sus expectativas anteriormente comentada, los agentes podrían estar asignando aún una cierta probabilidad, seguramente no muy grande aunque distinta de cero, al retorno a un escenario caracterizado por tasas de inflación más altas que las que se registran en la actualidad. Desafortunadamente, la pérdida de datos que implica el cálculo de los tipos ex-post y la ausencia de información tanto sobre los tipos de interés nominales a largo plazo anteriores a 1991 como sobre posibles primas por riesgo inflacionario,

¹⁵ No se dispone de estimaciones de los tipos de interés nominales correspondientes a bonos cupón cero con plazos de vencimientos superiores al año, para el periodo anterior a 1991. Esto impide calcular tipos reales ex-post a 5 y 10 años y permite una estimación de los tipos a 3 años que cubre, tan solo, el periodo 1991-1992 y que ofrece resultados cualitativamente iguales a los que aparecen en el gráfico 2.

impiden una comparación más exhaustiva de los tipos reales ex-ante y ex-post.

De todos modos, conviene señalar que la existencia de este tipo de problema en el caso español no resulta difícil de racionalizar. Así, la economía española ha vivido en las dos últimas décadas un intenso proceso desinflacionista, pese a lo cual la autoridad monetaria se ha encontrado con serias dificultades para convencer definitivamente al público de la firmeza de su compromiso con la estabilidad de precios¹⁶. En este sentido, la reciente entrada en vigor de la Ley de Autonomía del Banco de España en julio de 1994 y el cambio en su estrategia de control monetario a partir de enero de 1995 tienen una clara interpretación en tanto que intentos por reforzar la credibilidad de dicho compromiso¹⁷. Naturalmente, en una situación como esta, el efecto de una modificación del tipo de interés nominal sobre el nivel de los tipos de interés reales ex-ante dependerá, de manera crucial, de cómo afecte dicha modificación a la probabilidad que asignan los agentes económicos a un posible retorno a un contexto caracterizado por tasas de inflación mayores. Dicho de otro modo, la transmisión de los movimientos de los tipos de interés nominales a movimientos de los tipos de interés reales está notablemente condicionada por la capacidad de la autoridad monetaria para convencer al público del carácter permanente y no transitorio del proceso desinflacionista.

5. CONCLUSIONES

El análisis de los tipos de interés reales a medio y largo plazo ofrece una valiosa información sobre los efectos de las políticas monetaria y fiscal en las variables económicas sobre las que ambas tratan de incidir. Este análisis, sin embargo, se enfrenta con el problema de que dichos tipos de interés no son observables, por lo que, en general, es preciso

¹⁶ Es muy probable que los niveles alcanzados por la tasa de paro, entre otras razones, hayan afectado negativamente a la confianza del público en el mantenimiento del rigor en la lucha contra la inflación.

¹⁷ Véase Ortega y Bonilla, 1995.

recurrir al uso de tipos de interés reales realizados, o ex-post. En este trabajo se ha ofrecido una estimación alternativa de los tipos de interés reales ex-ante a medio y largo plazo en España durante el periodo 1985-1995, basada en un modelo intertemporal convencional de valoración de activos financieros.

De acuerdo con los resultados que se han presentado, y con las lógicas cautelas que se derivan tanto del tamaño de la muestra como de la naturaleza de los datos disponibles de consumo, es posible afirmar que los tipos de interés reales a medio y largo plazo en España se han mantenido estables entre el 4.5% y el 5% a lo largo del periodo considerado. Además, el spread entre los tipos de interés reales a 1 y a 10 años ha estado, en promedio, en torno a los 5 puntos básicos, lo que implica que la curva de rendimientos reales se ha mantenido prácticamente plana. Aunque problemas de disponibilidad de información impiden una comparación exhaustiva de los tipos de interés reales ex-ante y ex-post, los primeros parecen ser más estables y más reducidos que los segundos.

El análisis proporciona, además, dos subproductos de un cierto interés. Así, en primer lugar, ofrece una estimación del grado de aversión al riesgo de los individuos que, si bien es significativamente distinta de cero (rechazándose, así, la hipótesis de neutralidad ante el riesgo) es lo suficientemente reducida (0.22) como para aventurar que las primas de riesgo por plazo y por inflación pueden no ser demasiado importantes. En segundo lugar, ofrece cierta evidencia favorable a la hipótesis de eficiencia en el mercado español de deuda pública.

Cuadro 1. Resultados de la estimación MCM de β y γ .

$$E_i \left[\beta^k \left(\frac{C_{i+k}}{C_i} \right)^{-\gamma} \frac{P_i}{P_{i+k}} R_{i+k}^k \right] = 1$$

Ecuaciones	Instrumentos	γ	β	χ^2	SSR
MODELO PREFERIDO					
E1	k=2: R_{i+2}^2 y $R_{i+1} R_{i+1+2}$ k=3: R_{i+3}^3 , $R_{i+1} R_{i+1+3}$ y $R_{i+2}^2 R_{i+2+3}$ k=6: R_{i+6}^6 y $R_{i+3}^3 R_{i+3+6}$ k=12: R_{i+12}^{12} y $R_{i+6}^6 R_{i+6+12}$.22 (.4E-2)	.996 (.1E-4)	7.88 (61)	.007
CONTRASTES DE SOLIDEZ DE LOS RESULTADOS ANTERIORES					
E1	II más: R_{i-1}^6 , R_{i-1+6}^6 R_{i-1+2}^3 y R_{i-1+5}^6	.16 (.07)	.996 (.2E-3)	171* (97)	.007

Cuadro 1. Continuación

E1	<p>II más: C_{t-1}/C_{t-2} y P_{t-2}/P_{t-1}</p>	.20 (.8E-3)	.996 (.1E-5)	7.52 (79)	.007
E1	<p>II más: UCP_{t-1} y ΔALP_{t-1}</p>	.18 (.6E-3)	.996 (.3E-5)	7.88 (79)	.006
<p>k=2: $R_{t,2}^2$ y $R_{t,1}, R_{t,1,t,2}$ k=3: $R_{t,3}, R_{t,1}, R_{t,1,t,3}^2$ y $R_{t,2}, R_{t,2,t,3}$</p>	<p>Const., $R_{t,1}$, $R_{t,2}^2$ C/C_{t-1} y P_{t-1}/P_t</p>	.21 (.08)	.996 (.2E-3)	24.7 (23)	.001
<p>k=6: $R_{t,6}^6$ y $R_{t,3}, R_{t,3,t,6}^3$ k=12: $R_{t,12}$ y $R_{t,6}, R_{t,6,t,12}$</p>	<p>Const., $R_{t,3}, R_{t,6}^6$ C/C_{t-1} y P_{t-1}/P_t</p>	.16 (.02)	.996 (.8E-4)	7.45 (18)	.012
E1 más: k=1: $RB_{t,t}$	<p>II más: $RB_{t-1,t}$</p>	.22 (.1E-2)	.996 (.1E-5)	7.90 (78)	.032

Cuadro 1. Continuación

$k=3: RB_{t+3}^3, y R_{t+3}^3$	$Const., RB_{t-1,t}$ $C/C_{t-1}, y P_{t-1}/P_t$.15 (.14)	.996 (.4E-3)	6.29 (6)	.196
E1 e I1, pero con consumo total y su deflator en vez de consumo no duradero		.12 (.3E-3)	.996 (.1E-4)	7.88 (61)	.006
E1 e I1 pero con IPC en vez del deflator del consumo no duradero		.19 (.5E-2)	.996 (.2E-4)	7.86 (61)	.010

NOTAS:

- El período muestral base es 1988:1 - 1995:12. En cada estimación, sin embargo, es preciso eliminar de la muestra los últimos kk datos, siendo kk el máximo intervalo k considerado en dicha estimación.
- Entre paréntesis, errores estándar robustos a heteroscedasticidad y autocorrelación de hasta orden $kk-1$, en el caso de los parámetros γ y β , y grados de libertad de la chi cuadrado para el contraste de sobreidentificación, en el caso de χ^2 . Un asterisco, en este último caso, significa que el modelo es rechazado al nivel usual del 5%.
- UCP y ALP representan, respectivamente, la tasa de utilización de la capacidad productiva (interpolación mensual del dato trimestral) y los Activos Líquidos en Manos del Público (desestacionalizados). RB es el rendimiento total (con dividendos reinvertidos) de la Bolsa de Madrid (índice general).
- SSR es la suma de los cuadrados de los residuos del modelo, dividida por el número de ecuaciones incluidas.

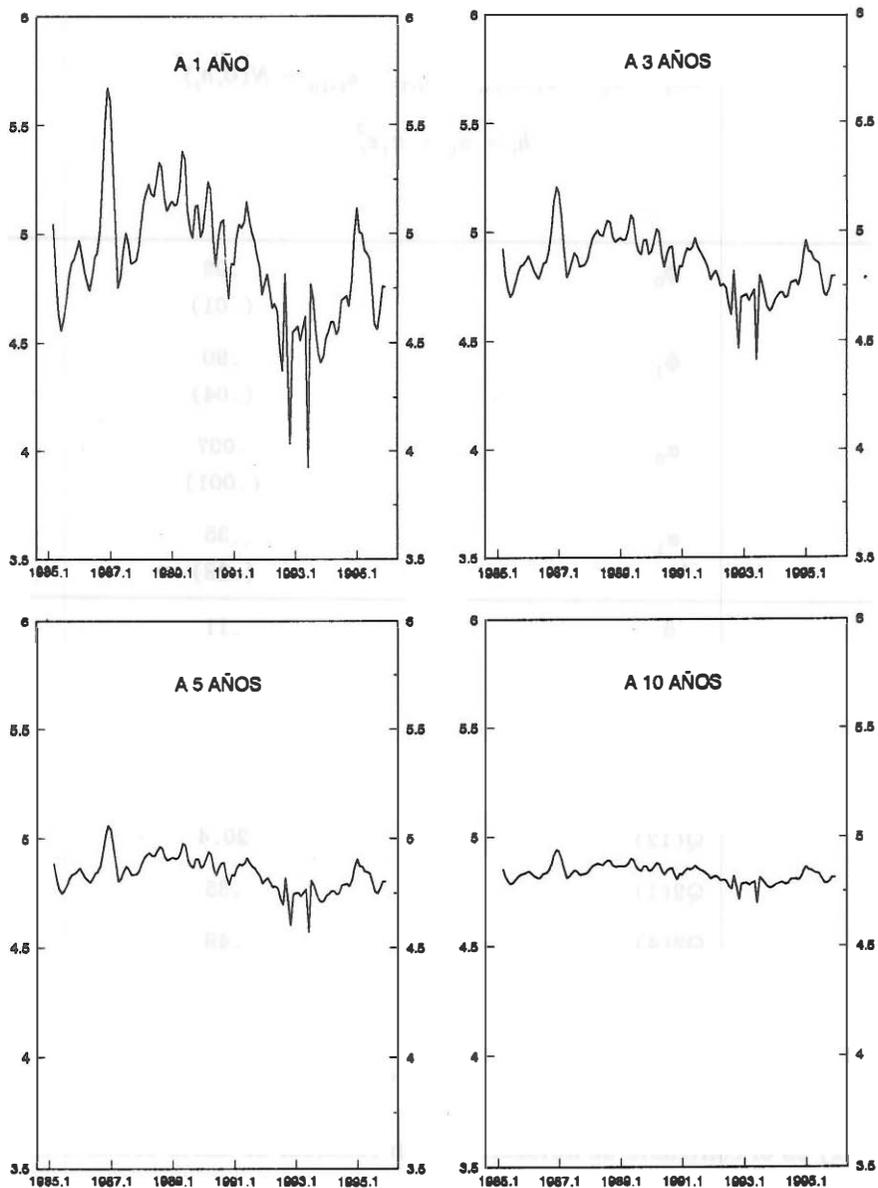
Cuadro 2. Un modelo univariante para el consumo no duradero.

$\Delta c_t = \phi_0 + \phi_1 \Delta c_{t-1} + \epsilon_{t+1}, \quad \epsilon_{t+1} t \sim N(0, h_t)$ $h_t = \alpha_0 + \alpha_1 \epsilon_t^2$	
ϕ_0	.02 (.01)
ϕ_1	.90 (.04)
α_0	.007 (.001)
α_1	.35 (.18)
$\hat{\sigma}$.11
\bar{R}^2	.69
Q(1)	1.59
Q(4)	3.92
Q(12)	20.4
Q2(1)	.35
Q2(4)	.49
Q2(12)	3.85

NOTAS:

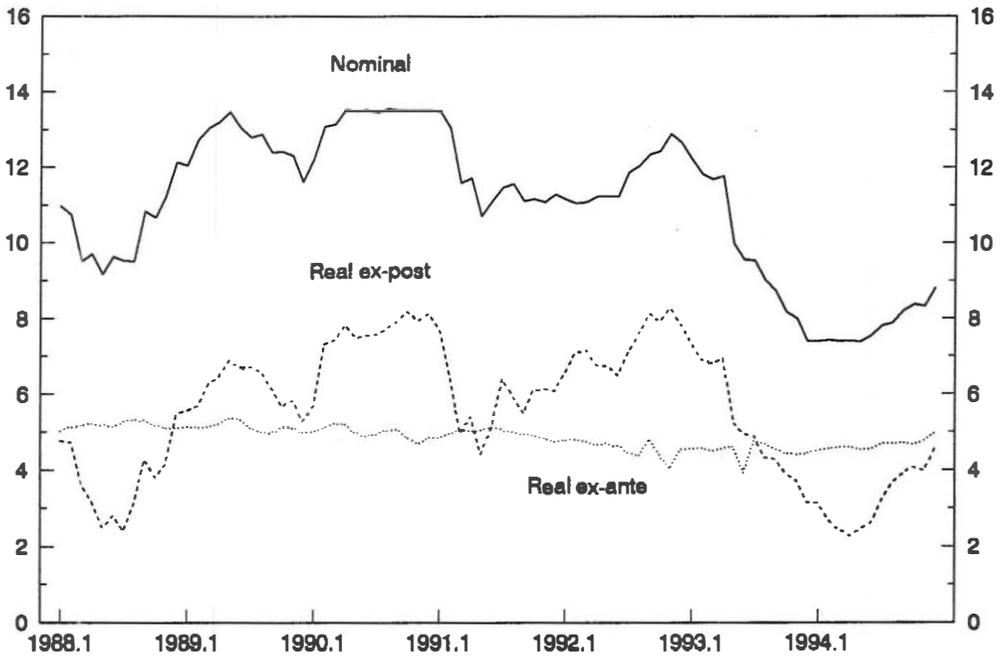
- Los datos son mensuales y cubren el período 1985:2-1995:12.
- Errores estándar entre paréntesis
- Q(x) es el contraste de autocorrelación residual de hasta orden x en la serie de residuos normalizados $\epsilon_{t+1}/\sqrt{h_t}$. Bajo la hipótesis nula de ausencia de correlación, se distribuye como una χ^2 de x grados de libertad. Un asterisco implica el rechazo de la hipótesis nula al nivel usual del 5%.
- Q2(x) es el mismo contraste, pero aplicado al cuadrado de los residuos normalizados.

Gráfico 1. TIPOS DE INTERÉS REALES EX-ANTE (a)



(a) Aproximaciones logarítmicas. Puntos porcentuales anuales.

Gráfico 2. TIPOS DE INTERÉS A 1 AÑO ^(a)



(a) Aproximaciones logarítmicas. Puntos porcentuales anuales.

REFERENCIAS

- Alonso, F. y F. Restoy (1995), "La remuneración de la volatilidad en el mercado español de renta variable", Moneda y Crédito, n. 200.
- Ayuso, J. y S. Núñez (1996), "La curva de rendimientos como indicador para la política monetaria", en F. Gutiérrez y J. Viñals (eds.), La política monetaria y la inflación en España. De próxima aparición.
- Banco de España (1996), "Evolución de la estructura temporal de los tipos de interés durante 1995", Boletín Económico de enero.
- Barr, D.G. y J.Y. Campbell (1995), "Inflation, Real Interest Rates, and the Bond Market: A Study of UK Nominal and Index-linked Government Bond Prices", Harvard Institute of Economic Research, Discussion Paper n. 1732.
- Barr, D.G. y B. Pesaran (1995), "An Assessment of the relative importance of real interest rates, inflation and term premia in determining the prices of real and nominal UK bonds", Bank of England, Working Paper Series n. 32.
- Canova, F. y J. Marrinan (1996), "Reconciling the term structure of interest rates with the consumption-based ICAP model", Journal of Economic Dynamics and Control, 20.
- Estrada, A. (1996), "El Consumo Privado en España", Banco de España, Estudios Económicos, de próxima aparición.
- Evans, M.D. y K.K. Lewis (1995), "Do Expected Shifts in Inflation Affect Estimates of the Long-Run Fisher Relation?", Journal of Finance, vol. 50, n. 1.
- Jenkinson, N. (1996), "Saving, investment and real interest rates", Bank of England Quarterly Bulletin, febrero.

- Hansen, L.P. y K.J. Singleton (1982), "Generalized Instrumental Variables Estimation of Nonlinear Rational Expectations Models", Econometrica, vol. 50, n. 5.
- Krasker, W.S. (1980), "The 'Peso Problem' in testing the Efficiency of Forward Exchange Markets", Journal of Monetary Economics, n. 6.
- Levin, E.J. 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.
- López Salido, D. (1993), "Consumo y ciclo vital: resultados para España con datos de panel". Investigaciones Económicas, vol. XVII, num. 2.
- López Salido, D. (1995), "Time non-separabilities in preferences: a household data analysis", CEMFI, Working Paper num. 9513.
- Martinez, M. (1994), "Restricciones de cartera y evaluación de la gestión de fondos de inversión", Universidad del País Vasco, Documento de Trabajo 94.17.
- Núñez, S. (1995), "Estimación de la estructura temporal de los tipos de interés en España: elección entre métodos alternativos", Banco de España, Documento de Trabajo n. 9522.
- Ortega, E. y J.M. Bonilla (1995), "Reasons for adopting an inflation target", en A.G. Haldane (ed.), Targeting Inflation, Bank of England, 1995.
- Restoy, F. (1992), "Optimal Portfolio Policies under Time-Dependent Returns", Banco de España, Working Paper num. 9207.

DOCUMENTOS DE TRABAJO (1)

- 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 Bentolla:** 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.

- 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.

(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