

UN ANALISIS EMPIRICO DE LOS TIPOS DE INTERES REALES EX-ANTE EN ESPAÑA

Juan AYUSO HUERTAS*

Banco de España

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 período 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 a 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 éstos 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 éstos, 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 observables *ex-ante*¹. Esta dificultad se ha solventado en la literatura, en general, 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 efectiva-

* Quiero agradecer los comentarios y sugerencias de J. J. Dolado, A. Estrada, D. López Salido y dos evaluadores anónimos. Las opiniones aquí expresadas son las del autor y no tienen por qué coincidir con las del Banco de España.

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).

mente 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 período a período. El famoso «problema del peso» ofrece un claro ejemplo de cómo el supuesto de racionalidad no impide que se produzcan errores de previsión notables durante períodos 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 su utilidad para analizar la reacción de los agentes económicos ante diferentes medidas de política monetaria³.

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

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.

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.

Existen en la literatura estimaciones alternativas de los tipos de interés reales españoles *ex-ante*, basadas en la diferencia entre los tipos de interés nominales y las tasas esperadas de inflación, obtenidas a partir de modelizaciones univariantes (tipo ARIMA) de los precios. Así, en Raymond y Palet (1990) se obtienen tipos de interés reales a 3 años⁴, mientras que en Nocito, Coto y Sarabia (1995) se estiman tipos de interés reales a 3 meses. Frente a ellos, el valor añadido de este trabajo radica, por un lado, en la obtención de los tipos de interés reales sin necesidad de recurrir a la modelización explícita de la tasa de inflación. Como ya se comentó, esto aumenta su utilidad en el análisis de las reacciones de los agentes ante diferentes medidas de política monetaria. Por otro lado, el procedimiento que se propone no necesita imponer ni que la prima de riesgo por inflación sea nula, ni que el modelo (univariante, en este caso) que caracteriza el comportamiento de los precios sea estable. Como ya se ha comentado, este último supuesto puede resultar especialmente restrictivo en presencia de un problema de peso en la evolución de la tasa de inflación.

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 el modelo estocástico intertemporal convencional de valoración de activos financieros conocido como CCAPM (Consumption Capital Asset Pricing Model), 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

⁴ En realidad, en este trabajo se emplean finalmente tipos reales *ex-post*, si bien se comenta la similitud de los resultados para diferentes modelos autorregresivos para la inflación.

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

sujeto al conjunto de restricciones

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

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 períodos, 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

$$k r_{t,t+k} = -E_t(rms_{t,t+k}) - \frac{1}{2} V_t(rms_{t,t+k}) = -k \log \beta + \gamma E_t(\Delta_k c_{t+k}) - \frac{1}{2} \gamma^2 V_t(\Delta_k c_{t+k}) \quad [5]$$

donde $rms_{t,t+k} = \log(RMS_{t,t+k})$, $r_{t,t+k} = \log(RR_{t,t+k})$ y $c_t = \log(C_t)$.

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:

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

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 meses⁵, para los cuales se supone, como es habitual, que no existen primas por riesgo de quiebra del Estado. Estos datos cubren el período enero de 1988-diciembre de 1995 y, desafortunadamente, no existen datos 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 sólo a partir de enero de 1991⁶.

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, en consonancia con el modelo y con la práctica habitual en las estimaciones del CCAPM (véase, por ejemplo, el trabajo pionero al respecto de Hansen y Singleton, 1982), se utilizan para la estimación los datos correspondientes al gasto en bienes de consumo no duradero y en servicios (en pesetas corrientes) y a su correspondiente deflator. Debido a la ausencia de información, no es posible incluir en la serie de consumo los servicios de consumo corriente proporcionados en cada período por los bienes de consumo duradero. Con el fin de aumentar el número de observaciones, se utilizan las series mensuales elaboradas por el Servicio de Estudios del Banco 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, mediante un proceso de periodificación basado en indicadores⁷. En consecuencia, los resultados deben ser interpretados con las debidas cautelas⁸.

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.

⁵ 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.

⁶ Véase Núñez (1995).

⁷ En Estrada (1996) se detalla el proceso de obtención de las series mensuales a partir de las series trimestrales.

⁸ Frecuentemente, estos procedimientos de periodificación tienden a suavizar las pautas de comportamiento de las series.

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 cero⁹. 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 deuda¹⁰.

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 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 de determinadas covarianzas condicionales¹¹.

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 sólo 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.

⁹ 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.

¹⁰ Después de todo, las ecuaciones explotadas no son sino condiciones de equilibrio para dicho mercado.

¹¹ Véase Ayuso y Núñez (1996).

CUADRO 1
Resultados de la estimación MGM de los parámetros β y γ .

$E_t \left[\beta^k \left(\frac{C_{t+k}}{C_t} \right)^{-\gamma} \frac{P_t}{P_{t+k}} R^k_{t,t+k} \right] = 1$						
Ecuaciones	Instrumentos	γ	β	χ^2	SSR	
MODELO PREFERIDO						
E1	$k = 2: R^2_{t,t+2} \text{ y } R_{t,t+1} \cdot R_{t+1,t+2}$	$Const., R_{t,t+1}, R^2_{t,t+2}$				
	$k = 3: R^3_{t,t+3}, R_{t,t+1} \cdot R^2_{t+1,t+3} \text{ y } R^2_{t,t+2} \cdot R_{t+2,t+3}$	$R^3_{t,t+3}, R^6_{t,t+6}, C_t/C_{t-1}, \text{ y } P_{t-1}/P_t$.22	.996	7.88	.007
	$k = 6: R^6_{t,t+6} \text{ y } R^3_{t,t+3} \cdot R^3_{t+3,t+6}$		(.4E-2)	(.1E-4)	(61)	
	$k = 12: R^{12}_{t,t+12} \text{ y } R^6_{t,t+6} \cdot R^6_{t+6,t+12}$					
CONTRASTES DE SOLIDEZ DE LOS RESULTADOS ANTERIORES						
I1 más:						
E1	$R_{t-1,t}, R^2_{t-1,t+1}, R^3_{t-1,t+2}, \text{ y } R^6_{t-1,t+5}$.16	.996	171*	.007	
		(.07)	(.2E-3)	(97)		
I1 más:						
E1	$C_{t-1}/C_{t-2} \text{ y } P_{t-2}/P_{t-1}$.20	.996	7.52	.007	
		(.8E-3)	(.1E-5)	(79)		
I1 más:						
E1	$UCP_{t-1} \text{ y } \Delta ALP_{t-1}$.18	.996	7.88	.006	
		(.6E-3)	(.3E-5)	(79)		
$k = 2: R^2_{t,t+2} \text{ y } R_{t,t+1} \cdot R_{t+1,t+2}$	$Const., R_{t,t+1}, R^2_{t,t+2}$.21	.996	24.7	.001	
$k = 3: R^3_{t,t+3}, R_{t,t+1} \cdot R^2_{t+1,t+3} \text{ y } R^2_{t,t+2} \cdot R^2_{t+2,t+3}$	$C_t/C_{t-1} \text{ y } P_{t-1}/P_t$	(.08)	(.2E-3)	(23)		
$k = 6: R^6_{t,t+6} \text{ y } R^3_{t,t+3} \cdot R^3_{t+3,t+6}$	$Const., R^3_{t,t+3}, R^6_{t,t+6}$.16	.996	7.45	.012	
$k = 12: R^{12}_{t,t+12} \text{ y } R^6_{t,t+6} \cdot R^6_{t+6,t+12}$	$C_t/C_{t-1}, \text{ y } P_{t-1}/P_t$	(.02)	(.8E-4)	(18)		
I1 más:						
E1 más:	$RB_{t,t+1}$.22	.996	7.90	.032	
		(.1E-2)	(.1E-5)	(78)		
$k = 3: RB^3_{t,t+3} \text{ y } R^3_{t,t+3}$	$Const., RB_{t-1,t}, C_t/C_{t-1}, \text{ y } P_{t-1}/P_t$.15	.996	6.29	.196	
		(.14)	(.4E-3)	(6)		
E1 e I1, pero con consumo total						
y su deflator en vez de consumo no duradero						
		.12	.996	7.88	.006	
		(.3E-3)	(.1E-4)	(61)		
E1 e I1, pero con IPC en vez del deflator						
del consumo no duradero						
		.19	.996	7.86	.010	
		(.5E-2)	(.2E-4)	(61)		

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.

En efecto, las estimaciones de β que se obtiene en este trabajo están en línea con los resultados habituales en la literatura. Así, de acuerdo con Cánova y Marrinan (1996), el parámetro β estimado a partir de datos mensuales oscila en torno a, precisamente, 0.996, dentro de un rango entre 0.990 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 Cánova 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 sólo 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 de 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 mayores¹².

Finalmente, las dos últimas filas muestran que los resultados de 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 ¹³ 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 período 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 0.7 y 1, lo que implicaría una cota superior para el coeficiente de aversión relativa al riesgo entre 0.99 y 1.4.

¹² De hecho, la estimación del conjunto de ecuaciones *EI* 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 0.90, pero el modelo no supera el contraste de sobreidentificación.

¹³ 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.

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:

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

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

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 $Q2(x)$ -.

CUADRO 2
Un modelo univariante para el consumo no duradero.

$\Delta c_t = \phi_0 + \phi_1 \Delta c_{t-1} + \varepsilon_{t+1}, \varepsilon_{t+1 t} \sim \mathcal{N}(0, h_t) \quad h_t = \alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_t^2$	
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

- 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 $\varepsilon_{t+1} / \sqrt{h_t}$. 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.

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

$$V_t(\Delta_k c_{t+k}) = \sum_{i=1}^k \left(\frac{1 - \phi_1^{k+1-i}}{1 - \phi_1} \right)^2 V_t(\varepsilon_{t+i}) = \sum_{i=1}^k \left(\frac{1 - \phi_1^{k+1-i}}{1 - \phi_1} \right)^2 \left(\alpha_0 \frac{1 - \alpha_1^i}{1 - \alpha_1} + \alpha_1^i \varepsilon_t^2 \right) \quad [9]$$

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%. 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 históricos¹⁴.

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 tipo a 10 años igual a 5 puntos básicos¹⁵.

Desde un punto de vista puramente empírico, la escasa variabilidad de los tipos de interés reales *ex-ante* responde a la notable estabilidad de las series

¹⁴ Véase, por ejemplo, Jenkinson, 1996.

¹⁵ 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 0.36. 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.

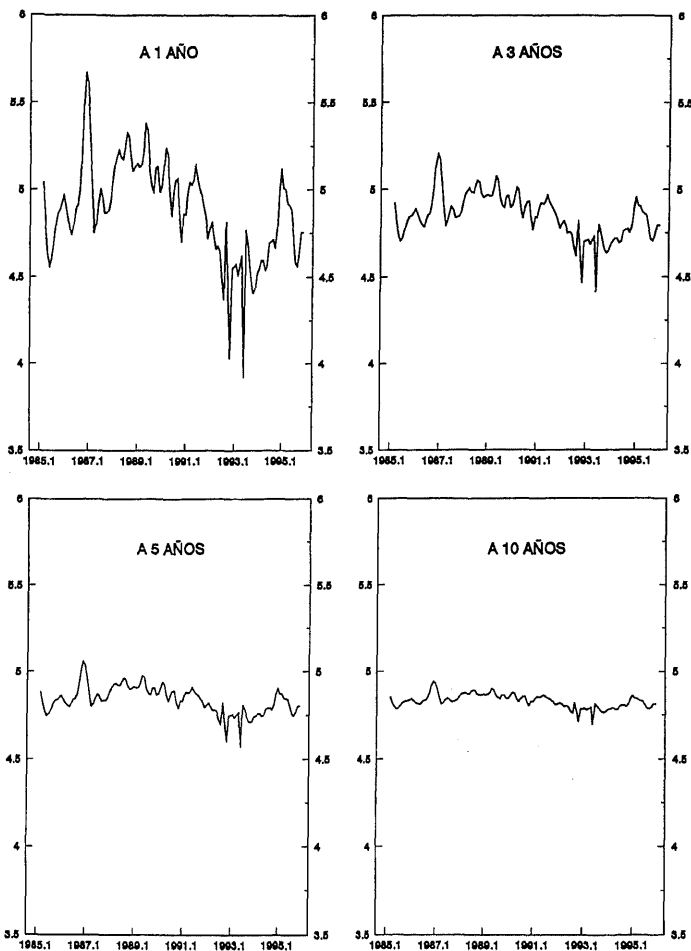


Gráfico 1
Tipos de interés reales *ex-ante**

* Aproximaciones logarítmicas. Puntos porcentuales anuales.

de esperanza y varianza condicionales de las tasas de crecimiento del consumo a los diferentes plazos considerados^{16,17}. Sin embargo, la estabilidad de

¹⁶ De hecho, el cociente entre la desviación típica y la media muestrales de dichas series oscila entre el 0.02 correspondiente a la varianza condicional de la tasa de crecimiento a 10 años y el 0.56 correspondiente a la esperanza condicional de la tasa de crecimiento anual. La presumible suavización del comportamiento mensual de las series inducido por el proceso de periodificación puede estar condicionando este resultado. De todos modos, la sustitución de la serie de consumo no duradero por la de consumo total (más volátil que aquélla) proporciona unos tipos de interés reales muy similares. La desviación típica de los tipos de interés reales así obtenidos oscila entre 0.25 (a 1 año) y 0.06 (a 10 años), mientras que sus valores medios aumentan muy ligeramente.

¹⁷ Naturalmente, la estabilidad responde también al supuesto implícito de constancia de los parámetros relevantes a lo largo del período considerado. Desgraciadamente, los datos disponibles son demasiado escasos como para abordar un análisis en profundidad de la posible variabilidad de los mismos.

los tipos de interés reales *ex-ante* resulta, en principio, sorprendente, dados los importantes cambios ocurridos en el cuadro macroeconómico español durante el período 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 un 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 a 6 meses obtenidos en Levin y Copeland (1993) a partir de los bonos indicados ingleses, es del 3.04% para el período 1982-1991, mientras que su desviación estándar es 0.1. 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 sólo 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. Asimismo, en Yates (1995) se presentan tipos de interés reales a 10 años para el Reino Unido, obtenidos a partir de la rentabilidad de bonos indicados a dicho plazo. De acuerdo con sus resultados, el tipo de interés real inglés a 10 años se ha mantenido notablemente estable entre 1983 y 1995, en torno al 4%. Finalmente, Ireland (1996) estima tipos de interés reales a 10 años en Estados Unidos y concluye que estos han oscilado dentro de un estrecho margen de tan sólo 75 puntos básicos entre 1969 y 1995, si bien lo han hecho en torno a un nivel más bajo que en el caso español: 2.8%.

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 últimos¹⁸ no sólo 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 conse-

¹⁸ 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 período 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 sólo, el período 1991-1992 y que ofrece resultados cualitativamente iguales a los que aparecen en el Gráfico 2.

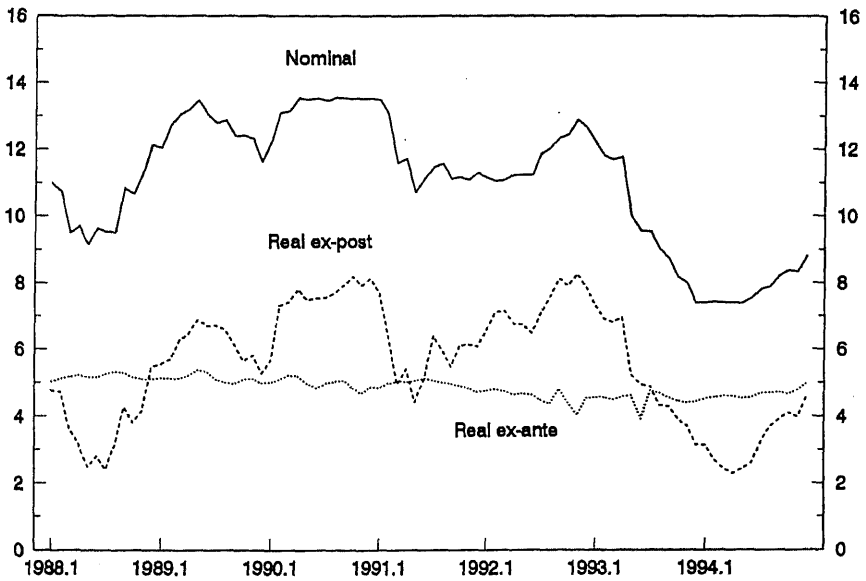


Gráfico 2
Tipos de interés a 1 año*

* Aproximaciones logarítmicas. Puntos porcentuales anuales.

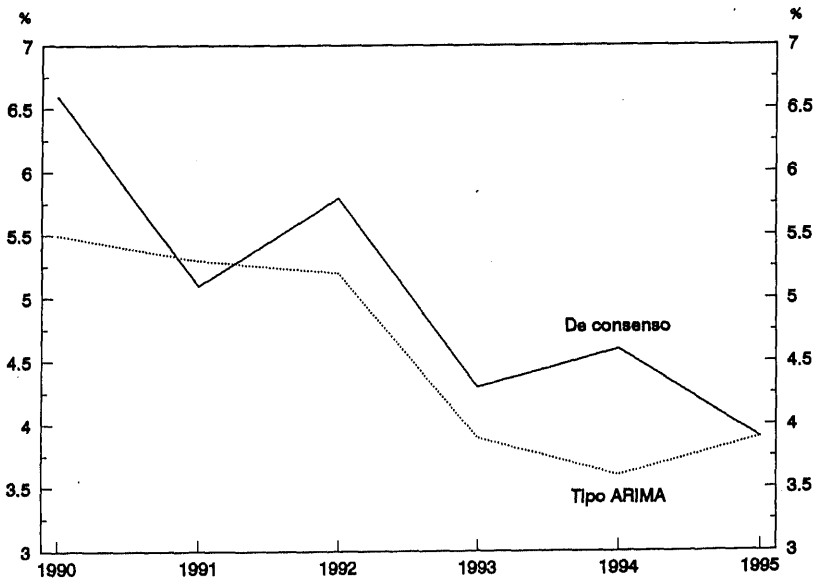


Gráfico 3
Previsiones de inflación*

* En diciembre de cada año, para los próximos 12 meses (IPC).

cuencia, 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. Concretamente, cabría pensar que, 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. El Gráfico 3 ofrece evidencia adicional favorable a esta posibilidad¹⁹. En efecto, si, de hecho, existiera un problema como el comentado, cabría esperar que las predicciones de la tasa de inflación obtenidas a partir de su modelización univariante tipo ARIMA, al estar basadas exclusivamente en datos correspondientes al escenario (observado) de inflación baja, fuesen inferiores a las previsiones basadas en encuestas de opinión. Previsiones (públicas) de la inflación basadas en modelos ARIMA existen varias; encuestas (públicas) de opinión sobre la evolución de la inflación, ninguna con periodicidad suficiente. En el citado gráfico, bajo el rótulo «tipo ARIMA» se representan las previsiones de inflación publicadas por Cajamadrid en su revista «Previsión y Seguimiento de la Economía Española», que pueden considerarse representativas de las predicciones tipo ARIMA. Bajo el rótulo «de consenso», se representan las previsiones que aparecen en la revista «Consensus Forecast», donde, junto a modelos ARIMA, tienen también un cierto peso lo que podrían denominarse «juicios de valor» sobre la evolución futura de los precios. En consecuencia, estas previsiones pueden considerarse una especie de combinación lineal entre las procedentes de los modelos ARIMA y las procedentes, exclusivamente, de la opinión de los agentes económicos. Como cabría esperar en presencia de un problema de peso como el comentado, las previsiones de consenso se sitúan por encima de las previsiones ARIMA.

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 precios²⁰. En este sentido, la reciente

¹⁹ La existencia de un problema de peso podría contrastarse de modo formal a partir de la estimación de un modelo de switching-regime, como en Evans y Lewis, 1995. Esto, sin embargo, excede de los objetivos de este trabajo.

²⁰ 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.

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 compromiso²¹. Naturalmente, en una situación como ésta, 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 existencia de unas condiciones favorables que convengan al público de la sostenibilidad a largo plazo del nuevo nivel de los tipos de interés nominales.

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 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 período 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 caute- las que se derivan tanto del tamaño de la muestra como de la naturaleza de los datos disponibles de consumo y de la opción por un modelo concreto de valoración de activos, 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 período 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.

²¹ Véase Ortega y Bonilla, 1995.

Referencias

- Alonso, F. y Restoy, F. (1995): «La remuneración de la volatilidad en el mercado español de renta variable», *Moneda y Crédito* 200, pp. 95-132.
- Ayuso, J. y Núñez, S. (1996): «La curva de rendimientos como indicador para la política monetaria», en Banco de España, *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*, enero, pp. 55-57.
- Barr, D. G. y Campbell, J. Y. (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 1732.
- Barr, D. G. y Pesaran, B. (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 32.
- Cánova, F. y Marrinan, J. (1996): «Reconciling the term structure of interest rates with the consumption-based ICAP model», *Journal of Economic Dynamics and Control* 20, pp. 709-750.
- Estrada, A. (1996): «El Consumo Privado en España», Banco de España, Estudios Económicos, de próxima aparición.
- Evans, M. D. y Lewis, K. K. (1995): «Do expected shifts in inflation affect estimates of the long-run fisher relation?», *Journal of Finance* 50, pp. 225-253.
- Jenkinson, N. (1996): «Saving, investment and real interest rates», *Bank of England Quarterly Bulletin*, february, pp. 51-62.
- Hansen, L. P. y Singleton, K. J. (1982): «Generalized instrumental variables estimation of nonlinear rational expectations models», *Econometrica* 50, pp. 1269-1286.
- Ireland, P. (1996): «Long-term interest rates and inflation: A fisherian approach», *Federal Reserve Bank of Richmond Economic Quarterly* 82, pp. 21-35.
- Krasker, W. S. (1980): «The “Peso Problem” in testing the efficiency of forward exchange markets», *Journal of Monetary Economics* 6, pp. 269-276.
- Levin, E. J. y Copeland, L. S. (1993): «Reading the message from the UK indexed bond market: real interest rates, expected inflation and the risk premium», *The Manchester School* 61, Supplement, pp. 13-34.
- López Salido, D.(1993): «Consumo y ciclo vital: resultados para España con datos de panel», *Investigaciones Económicas* 17, pp. 285-312.
- López Salido, D. (1995): «Time non-separabilities in preferences: a household data analysis», CEMFI, Working Paper 9513.
- Martínez, M. (1994): «Restricciones de cartera y evaluación de la gestión de fondos de inversión», Universidad del País Vasco, Documento de Trabajo 94.17.
- Nocito, J. M.; Coto, P. y Sarabia, J. M. (1995): «Determinantes del tipo de interés real a corto plazo en España», *Revista de Economía Aplicada* 3, pp. 97-121.
- 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, 9522.

- Ortega, E. y Bonilla, J. M. (1995): «Reasons for adopting an inflation target», en A. G. Haldane (ed.), *Targeting Inflation*, Bank of England 1995; pp. 49-58.
- Raymond, J. L. y Palet, J. (1990): «Factores determinantes de los tipos reales de interés en España, 1990», *Papeles de Economía Española* 43, pp. 144-160.
- Restoy, F. (1992): «Optimal portfolio policies under time-dependent returns», Banco de España, Working Paper 9207.
- Yates, A. (1995): «On the design of inflation targets», en A. G. Haldane (ed.), *Targeting Inflation*, Bank of England, 1995, pp. 135-169.

Abstract

This paper estimates Spanish medium- and long-term real interest rates during 1985-1995, using a standard asset pricing model. Estimated real interest rates have kept stable between 4.5% and 5%, and the spread between long-term (10 years) and short-term (1 year) interest rates has moved around 5 basis points. Our estimated ex-ante real interest rates are lower and more stable than the observed ex-post real interest rates.

Recepción del original, mayo de 1996
Versión final, septiembre de 1996