

# PRIMAS POR PLAZO EN EL MERCADO ESPAÑOL DE DEUDA PÚBLICA\*

PAZ RICO

Universidad de Valencia

En este trabajo se realiza un análisis de las primas por plazo en el mercado español de deuda pública, durante el período que abarca desde enero de 1991 a diciembre de 1995. El objetivo es determinar la hipótesis que explica la relación entre los tipos de interés a corto y largo plazo en el mercado de deuda pública. En concreto, se obtiene evidencia de la existencia de primas variables, las cuales responden a una serie de determinantes, en función de su plazo y horizonte. Por tanto, la existencia de primas no nulas conlleva a concluir que el tipo *forward* no es un estimador insesgado del tipo de interés al contado esperado y la diferencia entre ellos depende del plazo y horizonte.

*Palabras clave:* estructura temporal de los tipos de interés, GARCH, prima por plazo, expectativas, sesgo.

*Clasificación JEL:* G3

**L**a estructura temporal de los tipos de interés (ETTI) es la función que relaciona los tipos de interés libres de riesgo de insolvencia y liquidez con su plazo. La ETTI permite observar la relación existente entre los tipos de interés a corto y largo plazo, y entre el tipo de interés y su plazo de amortización.

La relación entre los tipos de interés a corto y largo plazo es crucial en la transmisión de la política monetaria a la economía. El banco central interviene directamente sobre los tipos de interés a corto plazo pero a través de la ETTI su actuación influye en los tipos de interés a largo plazo que intervienen en las decisiones de consumo e inversión. Por ello, conocer los determinantes de la ETTI constituye un tema central para los gestores de política económica, aunque también resulta de suma importancia en otros campos de la economía. En economía financiera, por cuanto se necesita para valorar los activos financieros y el diseño de estrategias de inversión y cobertura. En teoría económica, es esencial en el es-

---

(\*) Una versión preliminar de este trabajo se publicó como Documento de Trabajo WP-EC 98-08 del Instituto Valenciano de Investigaciones Económicas. Este trabajo es parte de un capítulo de mi tesis doctoral dirigida por D. Javier Quesada Ibáñez. Quisiera agradecer a D. Javier Quesada y a D. Ezequiel Uriel la ayuda que me prestaron así como sus valiosos comentarios.

tudio de temas tales como la formación de expectativas, la transmisión de la política monetaria a las variables macroeconómicas relevantes, etc. Y al Tesoro público le interesa por cuanto contribuye a conocer los condicionantes de su financiación y le permite diseñar correctamente su política de endeudamiento.

Existen cuatro hipótesis que explican la relación, entre los tipos a corto y largo plazo, que determina la forma de la ETTI. Cada una de estas hipótesis tiene distintas implicaciones sobre las propiedades de las primas por plazo y, por tanto, el análisis de éstas permite identificar los determinantes de la ETTI. Dado que, en España, los tipos de interés al contado no se observan para plazos superiores al año<sup>1</sup> y es necesaria su estimación, los trabajos empíricos se han centrado en analizar la relación entre los tipos de interés en el mercado interbancario o en el de letras del Tesoro y, por lo tanto, en el muy corto plazo. Lo relevante de este trabajo es que considera el mercado de deuda obteniéndose los determinantes del diferencial entre los tipos de interés implícitos y los tipos esperados a plazos más largos. La evidencia obtenida indica que la prima es variable, y responde a una serie de factores en función del plazo y horizonte de la prima, lo que dificulta la toma de decisiones y la valoración de activos basados en los tipos de interés esperados.

El esquema del trabajo es el siguiente. En la sección 1 se hace un esfuerzo por consolidar e interpretar la literatura, tanto teórica como empírica, de la ETTI. En la sección 2 se describe la metodología utilizada en la obtención de la prima. La sección 3 se dedica a la presentación de los datos y variables a utilizar en el trabajo. En la sección 4 se presentan los resultados obtenidos en el análisis empírico y, por último, en la sección 5 se exponen, de forma resumida, las principales conclusiones del trabajo.

## 1. TEORÍAS EXPLICATIVAS DE LA ESTRUCTURA TEMPORAL DE LOS TIPOS DE INTERÉS

Tradicionalmente se consideran cuatro hipótesis para explicar la forma de la ETTI: a) expectativas puras [Fisher (1930)], b) preferencia por la liquidez [Hicks (1939)], c) segmentación de mercados [Culberston (1957)] y d) hábitat preferido [Modigliani y Sutch (1966)]. En todas ellas hay cuatro elementos comunes sobre los que varían los supuestos: hábitat, riesgo, certidumbre y expectativas. El hábitat es el período en que un prestamista dispone de fondos o en que un prestatario precisa de recursos. El riesgo surge cuando los participantes del mercado (prestamistas y prestatarios) no conocen la evolución futura de los tipos de interés. El participante de mercado puede eliminar el riesgo si ajusta su posición deudora o inversora al período durante el cual necesita recursos o dispone de fondos, y quedará expuesto al riesgo de mercado si no hace coincidir su posición con su hábitat. Por ejemplo, si se endeuda durante un período de tiempo inferior al cual nece-

---

(1) Durante 1997 comenzaron a emitirse letras del Tesoro a 18 meses y, desde enero de 1998 a negociarse, en el mercado de deuda, los denominados strips que permiten negociar por separado el principal y cada uno de los pagos intermedios de un título.

sita recursos deberá volver a endeudarse cuando agote su posición a los tipos de interés vigentes en el mercado en ese momento y que no conoce de antemano<sup>2</sup>.

El enfoque de las expectativas fue formalizado por primera vez por Hicks (1939) y Lutz (1940) a partir de la aportación de Fisher (1930) de considerar el tipo de interés a largo plazo como un promedio de los tipos de corto plazo prevalentes durante un período de tiempo considerado. En el enfoque de las expectativas puras, los agentes son indiferentes al riesgo y no están sujetos a las exigencias de su hábitat ni aprecian cambios en el nivel de incertidumbre existente en el mercado. Por ello, los participantes del mercado toman posiciones a corto y largo plazo en función de sus propias expectativas sobre la evolución futura del tipo de interés a corto plazo. Así, los tipos de interés en cada plazo reflejan el tipo a corto plazo esperado en el mercado durante el período correspondiente.

El enfoque de la preferencia por la liquidez formulada por Hicks (1939) supone que los agentes tienen preferencia por la liquidez y además son adversos al riesgo. Ello supone la existencia de primas de riesgo o primas de liquidez positivas y, generalmente, crecientes con el plazo de la inversión si la incertidumbre aumenta con el horizonte temporal. Los agentes, que son adversos al riesgo y prefieren la liquidez, sólo estarán dispuestos a invertir en un activo a largo plazo si reciben una prima positiva que les compense del mayor riesgo asumido. Por tanto, los tipos de interés de cada plazo reflejarán el tipo de interés a corto plazo esperado en el mercado durante el período correspondiente más una prima de liquidez. Como consecuencia de esta hipótesis, el tipo de interés forward se interpreta como un estimador sesgado al alza del tipo de interés futuro.

El enfoque de la segmentación desarrollado por Culberston (1957) supone que no hay ninguna relación sistemática entre los rendimientos de activos de plazos distintos pues se configuran como instrumentos negociados en mercados independientes. Los tipos de interés para cada vencimiento dado vendrán determinados por la oferta y la demanda de fondos de ese vencimiento, independientemente de lo que ocurra en otros mercados. La aversión al riesgo de los agentes puede llegar a ser tan grande que éstos hagan coincidir la posición de endeudamiento o inversión con su hábitat. Por tanto, existe un mercado para cada hábitat, en donde se determina de forma independiente el precio del activo. La ETTI será la agregación de los distintos equilibrios particulares que tienen lugar en cada mercado y, por tanto, la discontinuidad será una de sus características.

Por último, la hipótesis del hábitat preferido de Modigliani y Sutch (1966, 1967) engloba los tres enfoques anteriores. Los agentes son adversos al riesgo y, por ello, van a preferir posicionarse en un plazo igual a su hábitat. Son adversos al riesgo pero no de forma total, como en el anterior enfoque, y van a estar dispuestos a invertir o endeudarse por debajo o por encima de sus hábitats si las rentabilidades que obtienen compensan su riesgo. Por ello, a diferencia del enfoque de la

---

(2) No obstante, aún en el caso de que se ajuste la posición deudora o acreedora al horizonte, existe un riesgo de tipo de interés derivado de los cambios de valor del activo en el momento de su liquidación.

segmentación, tanto las expectativas como la incertidumbre son relevantes en sus decisiones.

Este enfoque supone que la rentabilidad de un activo a un plazo determinado está primada respecto a la expectativa cuando existe un exceso de oferta del activo. Esta prima atrae inversores, que ven compensados el riesgo que les supone invertir en un plazo distinto de su hábitat. Si por el contrario, existe exceso de demanda de un activo, la prima será negativa de forma que parte de los agentes (que invierten en él) preferirán sustituir ese activo, cuya rentabilidad no cubre sus expectativas, por otro que difiere de su hábitat pero no conlleva prima negativa. En este enfoque, el tipo de interés forward es un estimador sesgado del tipo de interés futuro cuyo sesgo podrá ser de cualquier signo y, además, no presentará generalmente una relación monótona con el vencimiento de los títulos.

En la literatura empírica, el análisis de la relación entre tipos a corto y largo plazo se ha realizado a través de dos enfoques. El primero de ellos trata de determinar si existen primas por plazo, y cuales son sus propiedades que permitan explicar el comportamiento de los agentes de acuerdo con una u otra hipótesis. Si se obtiene una prima nula, la conclusión será acorde con la hipótesis de las expectativas puras, si por el contrario se obtiene una prima positiva, y posiblemente creciente con el plazo, se cumplirá la hipótesis de la preferencia por la liquidez, y si se obtienen primas variables se justificará la hipótesis del hábitat preferido. El segundo enfoque surge con la modelización de las primas por plazo a partir de los trabajos de CIR (1981, 1985a y b), quienes utilizan modelos de equilibrio general en tiempo continuo, los cuales determinan las variables de las que depende tanto los tipos de interés como las primas de riesgo<sup>3</sup>.

Los resultados empíricos obtenidos en la literatura, respecto al primer enfoque, indican que no existe una evidencia concluyente. En el mercado americano [ver Shiller (1990)], los tipos forward contienen información sobre los tipos futuros en el corto plazo. En cambio, al considerar los efectos a más largo plazo los tipos forward tienen un poder predictivo nulo, o incluso negativo lo que se interpreta como previsiones sistemáticamente erróneas. Por tanto, la hipótesis expectacional no se cumple, fundamentalmente cuando el horizonte de predicción  $T$  es pequeño y el plazo del tipo forward es grande. Los resultados obtenidos permiten hablar de una posible segmentación entre los mercados a corto y largo plazo ocasionado por factores fiscales.

En el caso español, Bergés y Manzano (1988) proporcionan el primer trabajo riguroso sobre la ETTI. Este trabajo se centra en el mercado bursátil de pagarés del Tesoro durante el período 1982-1987 y analiza el comportamiento temporal de los tipos de interés contrastando las distintas hipótesis sobre la ETTI. Las conclusiones que obtienen son que existe una relación directa entre el nivel de tipos de interés y la pendiente de la ETTI y, en segundo lugar, las primas son significativamente distintas de cero (a excepción de la prima para el plazo de un mes). Al es-

---

(3) El caso particular de CIR examina las primas por plazo cuando existe una única variable estado, el tipo de interés instantáneo, que sigue un proceso estocástico con tendencia hacia un nivel de equilibrio.

pecificar una variable riesgo, como determinante de las primas, no obtienen una relación concreta entre plazo y riesgo, tal y como considera la hipótesis de la liquidez, por lo que concluyen que existe segmentación por plazos en la demanda de estos títulos.

Por otro lado, la capacidad predictiva del tipo forward se investiga en Ezquiaga (1990), Martín y Pérez de Villareal (1990), Ezquiaga y Freixas (1991) y en Freixas y Novales (1991). Los resultados obtenidos son que el tipo forward contiene información sobre el tipo futuro, pero se rechaza que el tipo forward sea un estimador insesgado del tipo al contado futuro [ver Freixas (1992)].

Dado que la hipótesis expectacional se rechaza, el siguiente paso que se ha realizado en la literatura ha sido comprobar si la prima por plazo es variable. La evidencia, en este punto, indica variabilidad de las primas por plazo. Fama (1976) muestra que las primas son sensibles a la volatilidad de los tipos de interés y Jones y Roley (1983) obtienen que las primas por plazo dependen de la oferta de activos, de la tasa de desempleo, de la volatilidad del tipo de interés y de los saldos vivos de la deuda pública estadounidense en manos de los bancos centrales extranjeros. Shiller, Campbell y Schoenholtz (1983) obtienen que las primas dependen de las sorpresas en el volumen de oferta monetaria, Mankiw, Miron y Weil (1987) obtienen que las primas se vieron afectadas, además, por la creación de la Reserva Federal, y por último, en Mankiw y Miron (1986) y Hardouvelis (1988) la variabilidad de las primas se explica por los cambios en los objetivos de la política monetaria. Engle, Lilien y Robins (1987) explican la prima por plazo por el diferencial entre tipos a corto y largo plazo y por la volatilidad del tipo a corto plazo.

En el caso español, la evidencia empírica no corrobora los resultados obtenidos en Estados Unidos puesto que, si bien se obtiene primas variables, las primas presentan cambios de signo [Ayuso y de la Torre (1991), Ezquiaga y Freixas (1989), y Freixas y Novales (1991)] que se interpretan como un hábitat variable o distinta percepción del riesgo por parte de los agentes.

Frente a estos resultados que permiten rechazar la hipótesis de la expectativas pero no aceptar ninguna alternativa, Ayuso y de la Torre (1991) y Ayuso, Novales y de la Torre (1991) proponen considerar el valor absoluto de la primas de riesgo y analizar la variabilidad de éste distinguiendo, por tanto, entre las variables que afectan al nivel y las que afectan al signo.

A diferencia de la evidencia en Estados Unidos donde si se abandona el supuesto de expectativas racionales se obtienen resultados completamente distintos [Froost (1989)], en España la mayoría de los resultados parecen ser robustos con respecto a una u otra especificación. En Bergés y Manzano (1988), Ayuso y de la Torre (1991) y Ayuso, Novales y de la Torre (1991) se proponen dos modelos de formación de expectativas alternativos<sup>4</sup> y en ambos, el análisis de las primas de riesgo, lleva a las mismas conclusiones. Este resultado que, en principio, podría

(4) En Bergés y Manzano frente al modelo de expectativas racionales se considera un modelo de "martingala" en el que se espera que el mañana sea como el presente. En Ayuso, Novales y de la Torre (1990) y Ayuso y de la Torre (1991) se considera un modelo de expectativas racionales frente a un modelo univariante de previsión del tipo de interés a corto plazo.

parecer sorprendente no lo es si se considera que en el mercado español los cambios de signo de las primas es el aspecto fundamental de la ETTI quedando en un segundo plano la modelización de la formación de expectativas.

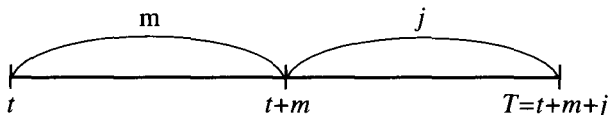
Dentro del segundo enfoque, y por lo que se refiere a España, cabe destacar las aportaciones de Serrat (1990) y Restoy (1995). Serrat analiza el comportamiento de las primas por plazo en el mercado interbancario mediante el modelo de CIR, modelo que le permite explicar dos fenómenos detectados por otros estudios en España [Ayuso y de la Torre (1991), Freixas y Novales (1991), Ezquiaga y Freixas (1991)]: la incidencia negativa de la volatilidad de tipos en las primas de plazo y la relación positiva entre el nivel de los tipos de interés y la pendiente de la curva. Restoy estima en tiempo discreto, siguiendo la metodología propuesta por Backus y Zin (1994)<sup>5</sup>, la distribución del factor descuento y utiliza este factor para obtener las primas por plazo en el mercado español de deuda pública. Los resultados obtenidos rechazan la hipótesis de expectativas, aunque las primas son moderadas o bajas.

## 2. METODOLOGÍA

La prima por plazo entre  $t+m$  y  $T$ , siendo  $T > t+m$ , se define como la diferencia entre el rendimiento implícito en  $t$  de una inversión en  $t+m$  hasta  $T=t+m+j$  y el rendimiento esperado en  $t$  para un bono cupón cero en  $t+m$  que vence en  $T$ :

$$PP_t(t+m,j) = F_t(j,m) - E_t\{R(t+m,j)\} \quad [1]$$

siendo  $PP_t$  la prima por plazo  $j$  y horizonte  $m$ ,  $F_t(j,m)$  el tipo forward implícito en  $t$  para el plazo  $j$  y horizonte  $m$ , por lo tanto es el tipo de interés que en  $t$  le corresponde a un título en el momento  $t+m$  con vencimiento  $j$ , y  $E_t\{R(t+m,j)\}$  el rendimiento esperado en  $t$  para un bono cupón cero en  $t+m$  que vence en  $T$ . La estructura temporal sería:



En ausencia de oportunidades de arbitraje el precio a plazo  $t+m$  en  $t$ ,  $P_t(r_t, t+m, T)$  en vendrá dado por<sup>6</sup>:

(5) Esta metodología permite identificar y estimar el proceso que sigue el factor de descuento sin necesidad de imponer un modelo concreto de valoración de activos.

(6) Sea  $P_t(r_t, t, T)$  el precio de un bono cupón cero en  $t$  con vencimiento en  $T$  y  $P_t(r_t, t+m, T)$  el precio en  $t$  de un bono cupón cero que se emite en  $t+m$  y vence en  $T$  (precio a plazo  $t+m$ ). Supongamos que en el mercado hay un bono cupón cero que vence en  $t+m$  y su precio es  $P_t(r_t, t, t+m)$ . Supongamos, además que:

$$P_t(r_t, t + m, T) < \frac{P_t(r_t, t, T)}{P_t(r_t, t, t+m)} \quad [*]$$

existen oportunidades de arbitraje puesto que en  $t$  al vender un bono con vencimiento  $T$  e invertir la cantidad que se obtiene  $P_t(r_t, t, T)$  en la compra de un bono con vencimiento en  $t+m$ , y de un bono a plazo  $P_t(r_t, t+m, T)$  se obtiene un flujo estrictamente positivo en  $t$  sin riesgo alguno. Luego, la ausencia de oportunidades de arbitraje obliga a que (\*) se cumpla con igualdad.

$$P_t(r_t, t+m, T) = \frac{P_t(r_t, t, T)}{P_t(r_t, t, t+m)} = \exp[-F_t(j, m)j] \quad [2]$$

siendo  $P_t(r_t, t, T)$  y  $P_t(r_t, t, t+m)$  el precio en  $t$  de un bono cupón cero con vencimiento en  $T$  y  $t+m$ , respectivamente.

El rendimiento implícito puede escribirse como:

$$F_t(j, m) = \frac{1}{j} \ln \left[ \frac{P_t(r_t, t, t+m)}{P_t(r_t, t, T)} \right] \quad [3]$$

El rendimiento esperado en  $t$  para una inversión en  $t+m$  de plazo  $j$  períodos será:

$$E_t\{R(t+m, j)\} = \left(-\frac{1}{j}\right) E_t \left[ \ln(P_{t+m}(r_{t+m}, t+m, T)) \right] = \frac{1}{j} E_t \left[ \ln \left[ (P_{t+m}(r_{t+m}, t+m, T))^{-1} \right] \right] \quad [4]$$

Así pues la prima por plazo en  $t+m$  para  $j$  será<sup>7</sup>:

$$PP_t(t+m, j) = \frac{1}{j} \left\{ \ln \left[ \frac{P_t(r_t, t, t+m)}{P_t(r_t, t, T)} \right] - E_t \left[ \ln(P_{t+m}(r_{t+m}, t+m, T))^{-1} \right] \right\} = \frac{1}{j} E_t \left\{ \ln \left[ \frac{P_t(r_t, t, T)^{-1}}{P_t(r_t, t, t+m)^{-1} P_{t+m}(r_{t+m}, t+m, T)^{-1}} \right] \right\} \quad [5]$$

En el caso de considerar expectativas racionales la expresión de la prima sería igual a:

$$PP_t(t+m, j) = \frac{1}{j} \left\{ \ln \left[ \frac{P_t(r_t, t, t+m) P_{t+m}(r_{t+m}, t+m, T)}{P_t(r_t, t, T)} \right] \right\} \quad [6]$$

Con el fin de discriminar entre las distintas hipótesis de la ETTI y siguiendo los diferentes trabajos empíricos que existen al respecto se va a llevar a cabo la regresión del siguiente modelo:

$$PP_t(t+m, j) = \alpha + \beta x_t + \varepsilon_t \quad [7]$$

(7) Siguiendo a Serrat (1990) que analiza las primas por plazo en el marco del modelo de equilibrio de CIR, el numerador es la rentabilidad bruta de contratar una inversión en  $t$  con vencimiento en  $T$ . El denominador es la rentabilidad de contratar una inversión en  $t$  hasta  $t+m < T$ , al tipo vigente en  $t$  para el plazo  $t+m$ , y reinvertir en  $t+m$  al tipo vigente hasta  $T$ . Si la curva está invertida la rentabilidad de la estrategia implícita en el denominador será mayor que la estrategia del numerador. Por tanto, el logaritmo neperiano de un número menor que la unidad es negativo, luego la prima por plazo será negativa para todo  $m$  y  $j$ . Lo contrario sucederá si la curva tiene pendiente positiva de forma continua en el tiempo.

donde  $x_t$  es un vector de variables que potencialmente pueden explicar la variabilidad de la prima. Posteriormente, se contrasta si  $H_0: \beta = 0$ , lo que permite concluir si la prima es constante o si por el contrario varía en función de las variables del vector  $x_t$ . En particular, si se rechaza  $H_0$ , se rechazará la hipótesis de las expectativas en favor de alguna hipótesis alternativa que explique, en su caso, la relación observada. Si, por el contrario,  $H_0$  no puede rechazarse, la atención recaerá entonces sobre el parámetro  $\alpha$ , de tal forma que para que se cumpliera la hipótesis de las expectativas puras debería de ser nulo (prima nula) o, al menos, constante (versión menos restrictiva de la hipótesis de las expectativas que considera que la prima puede ser constante).

### 3. DATOS Y ANÁLISIS DESCRIPTIVO

Los datos que se utilizan se han obtenido de la estimación de la ETTI el último día hábil del mes del período enero de 1991-diciembre de 1995. Estas estimaciones han sido realizadas en Rico (1997) a través del modelo de equilibrio general en tiempo continuo de Cox, Ingersoll y Ross (1981, 1985a y b)<sup>8</sup>. De las expresiones [3] y [6] se han obtenido los forward y las primas por plazo para los plazos de un mes, uno y cinco años y horizontes de 1, 2, 3, 4, 5 y 6 meses, en el último día hábil del mes en que se ha estimado la ETTI por el modelo CIR.

La utilización de datos mensuales implica que existe cierto solapamiento en los datos, excepto para el horizonte de un mes. Ello conlleva que, en la modelización de las primas, los errores lejos de ser ruido blanco, presentan una estructura de correlación serial ocasionada por el solapamiento de los datos. En efecto, en la comparación de los tipos de interés a uno y tres meses,  $E_{t,T}(t+2,1)$  denota la expectativa formada en  $t$  del tipo a un mes que prevalecerá dentro de dos meses<sup>9</sup>. En este caso,  $\varepsilon_t$  es un error de predicción dos meses hacia el futuro y, como tal, tendrá, en la frecuencia de nuestros datos, una estructura MA(1). En el caso de un mes contra cuatro,  $\varepsilon_t$  tendrá una estructura MA(2), mientras que será ruido blanco en el caso de un mes frente a dos. De forma más general, para un plazo  $n$  períodos contra  $2n$ , la estructura de media móvil será  $n-1$ .

Analizando los gráficos de las primas difícilmente puede pensarse que las primas sean constantes o nulas (gráficos 1 al 3). Además, se observa que no tienen un signo predominante, sino que éste varía a lo largo de la muestra y de forma distinta según el plazo. Analizando más detalladamente este cambio de signo, se observa que en los horizontes más cortos, el signo varía más rápidamente que en los horizontes más largos en los que existen amplios intervalos en los

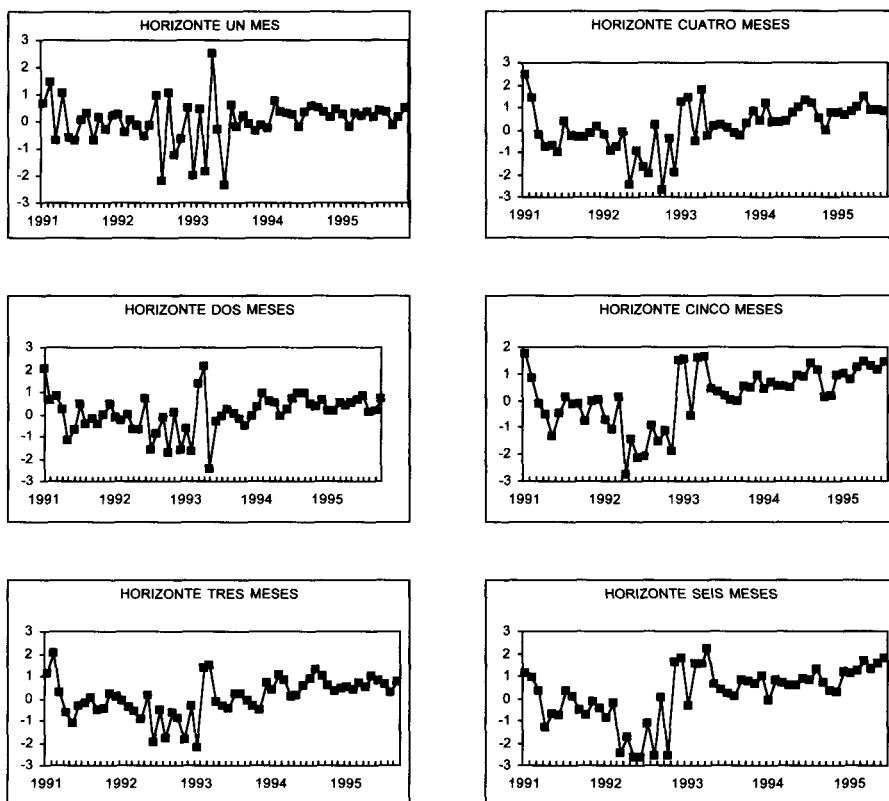
---

(8) En Rico (1997), comparando los resultados obtenidos de la estimación de la ETTI, a través del modelo de equilibrio de CIR, con el trabajo de Núñez (1995) se concluye que el modelo es adecuado para explicar la formación de precios en el mercado español de deuda. No obstante, dado que es un modelo complejo respecto al cálculo resulta poco atractivo frente a otros modelos más sencillos de estimar y que presentan también un elevado grado de ajuste.

(9) Igual ocurre en la comparación de los tipos de interés a doce y catorce meses y entre los tipos de interés a 60 y 62 meses que se corresponde con la prima por plazo un año y horizonte dos meses y la prima por plazo cinco años y horizonte dos meses, respectivamente.

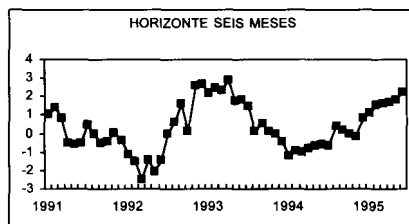
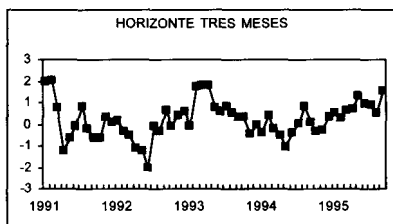
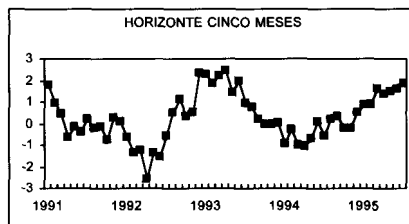
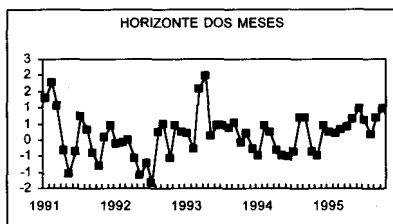
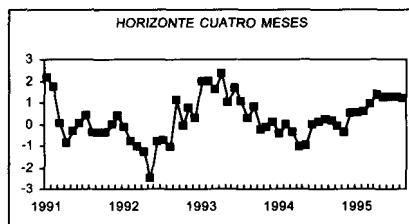
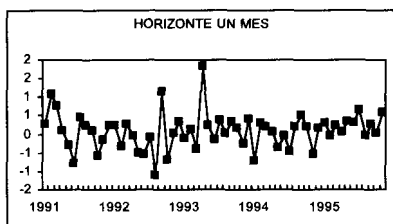


Gráfico 1: PRIMA A PLAZO UN MES



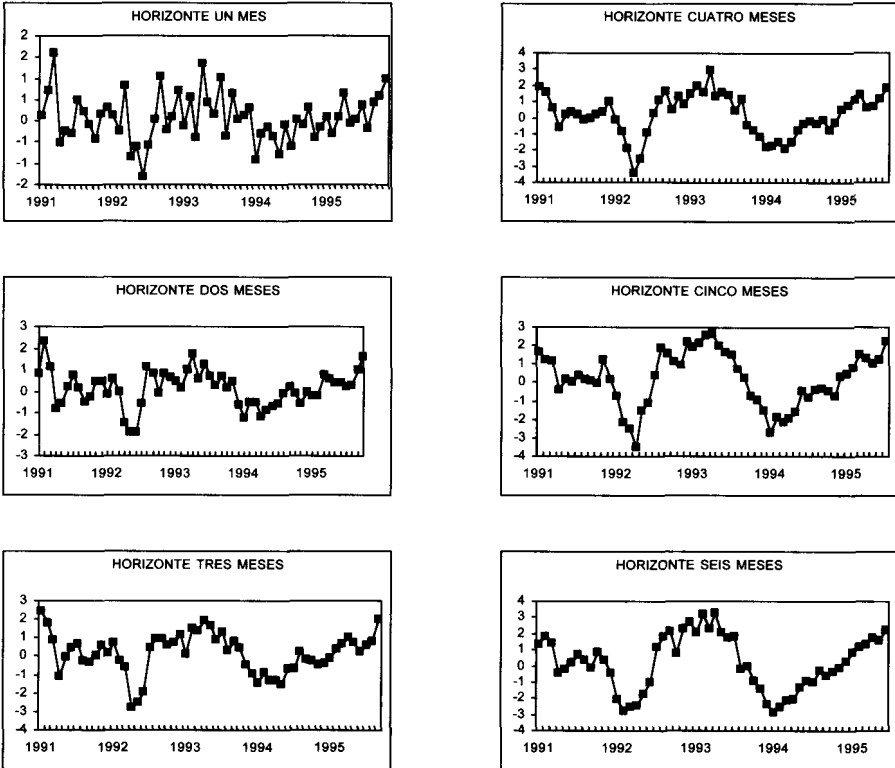
que la prima toma un determinado signo seguido de otros, igualmente amplios, donde toma el signo opuesto. Estos cambios de signo no pueden explicarse por ninguna de las hipótesis tradicionales puesto que el signo de las primas viene determinado por la preferencia de los inversores y éstas se suponen estables. En la literatura, estos cambios de signo, que se han observado también en el mercado interbancario, han sido explicados bien por la existencia de hábitat variable o bien por la distinta percepción del riesgo por parte de los inversores. Sin embargo, CIR puede ofrecer una explicación a los cambios de signo en las primas: un aumento de la volatilidad de la ETTI aumenta la posibilidad de observar curvas invertidas que implican primas negativas y al revés. Por tanto, los cambios en la volatilidad de la ETTI pueden explicar los cambios de signo de las primas.

Gráfico 2: PRIMA A PLAZO UN AÑO



Para concluir este análisis preliminar de las primas resulta interesante analizar sus estadísticos descriptivos resumidos en el cuadro 1. Como puede observarse, el valor medio de las primas es positivo para todos los plazos y horizontes. Por otro lado, existe una clara diferencia en el tamaño medio y desviación estándar de la prima según los horizontes considerados. En líneas generales, cuanto mayor es el horizonte más grandes son ambos estadísticos. Además, las primas al plazo de un año son superiores a las primas al plazo de un mes para todos los horizontes. Este resultado está recogiendo que la prima exigida por los inversores que quieren colocar su dinero en el mercado de treinta días no puede ser igual a la exigida por aquellos inversores que quieren hacerlo en el mercado a un año. La prima sobre el primer tipo de inversión es menor que la del segundo puesto que la incertidumbre crece con el tiempo. Sin embargo, las primas al plazo de cinco años son inferiores

Gráfico 3: PRIMA A PLAZO CINCO AÑOS



a las primas al plazo de un año lo cual se explica por las distintas preferencias que tienen los inversores que invierten en el plazo de un año y los que lo hacen en el plazo de cinco años. La inversión extranjera y la institucional, que se centra fundamentalmente en el medio y largo plazo, tienen unas preferencias que determinan un hábitat diferente al de los inversores que invierten en el plazo de un año (fundamentalmente pequeños inversores). Estas diferencias en las preferencias de los inversores explican que, a pesar de que la incertidumbre crece con el plazo, la prima exigida en el plazo de cinco años resulte ser inferior a la exigida al plazo de uno.

Con el fin de discriminar entre hipótesis y explicar la naturaleza de las primas se estima la siguiente especificación para las distintas primas:

$$PP_t(t + m, j) = \alpha + \beta x_{it} + u_t \quad [8]$$

Cuadro 1: ESTADÍSTICOS DESCRIPTIVOS DE LAS PRIMAS POR PLAZO

	Primas plazo un mes						Primas plazo un año					
	Horizonte						Horizonte					
	Un mes	Dos Meses	Tres Meses	Cuatro Meses	Cinco Meses	Seis Meses	Un mes	Dos Meses	Tres Meses	Cuatro Meses	Cinco Meses	Seis Meses
MEDIA	0,0132	0,0463	0,0693	0,1279	0,1644	0,2045	0,0807	0,1553	0,2101	0,2478	0,2855	0,3166
DESVIACIÓN ESTÁNDAR	0,8137	0,8568	0,8597	1,0342	1,0757	1,2378	0,4931	0,6786	0,8392	0,9715	1,1272	1,3057
MÁXIMO	2,5020	2,1779	2,0575	2,4308	1,7519	2,1930	1,8419	1,9698	2,0219	2,3274	2,4415	2,8473
MÍNIMO	-2,3302	-2,4823	-2,2182	-2,6999	-2,7333	-2,6623	-1,0996	-1,3333	-2,0022	-2,5278	-2,9258	-2,5094
BP(4)	11,13	4,04	22,23	27,61	54,51	55,91	1,08	12,80	28,10	54,71	82,14	91,10
BP(12)	26,18	15,27	43,24	43,20	65,81	66,11	6,21	21,29	45,36	88,04	130,32	148,93

	Primas plazo cinco años					
	Horizonte					
	Un mes	Dos Meses	Tres Meses	Cuatro Meses	Cinco Meses	Seis Meses
MEDIA	0,0683	0,1270	0,1648	0,1753	0,1814	0,1935
DESVIACIÓN ESTÁNDAR	0,5601	0,8367	1,0958	1,2790	1,4744	1,6806
MÁXIMO	1,6147	2,3162	2,4345	2,9500	2,6230	3,2763
MÍNIMO	-1,3017	-1,9121	-2,8017	-2,4376	-3,4936	-2,8532
BP(4)	2,16	24,13	40,42	64,28	83,67	92,87
BP(12)	7,70	38,40	71,31	104,92	159,06	185,78

Nota: Los valores críticos del Box-Pierce son: BP(4)=9,49 y BP(12)=21,0.

donde el vector  $x_{it}$  incluye una medida de riesgo que denominamos VOLA, el tipo de interés al contado, el volumen de deuda en manos de no residentes, NR, y una variable representativa de la composición de la deuda pública, LSC. Posteriormente, se contrasta si el vector de estimadores  $\beta$  son significativos o no,  $H_0: \beta=0$ . Si no se puede rechazar la hipótesis nula,  $H_0$ , se concluirá que la prima es variable.

La variable volatilidad<sup>10</sup>, que se utiliza como medida de riesgo, se ha construido como la desviación estándar de los seis valores mensuales de los tipos de interés siguientes al período considerado<sup>11</sup>:

$$\text{VOLA} = \text{desviación estándar}\{r_{t+1}, r_{t+2} \dots r_{t+6}\} \quad [9]$$

lo cual responde a la idea de que los agentes anticipan los tipos de interés futuros y con ello su volatilidad futura que es la que supuestamente debe explicar las diferencias entre el tipo forward actual y el tipo al contado futuro. El gráfico 4 recoge la volatilidad del tipo a un mes y un año y, como se puede observar, la volatilidad del tipo a corto plazo es mayor que la del largo plazo. Respecto a su evolución, se observa un incremento de la volatilidad en ambos tipos de interés desde mediados de 1992 y hasta mediados de 1993 coincidiendo con la incertidumbre en los mercados financieros internacionales<sup>12</sup>.

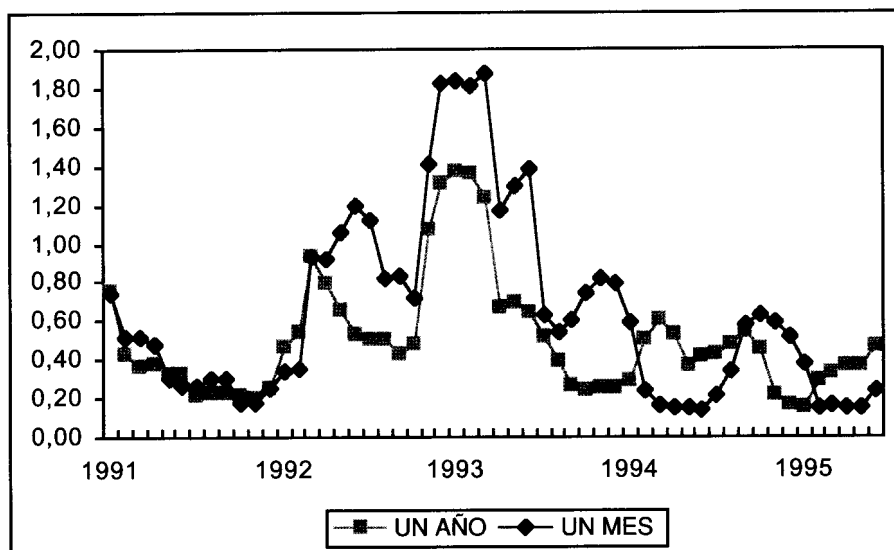
La variable representativa de la composición de la deuda viene a recoger las implicaciones de la teoría del hábitat preferido de Modigliani y Sutch (1967) sobre los efectos de la política de deuda en la prima. Modigliani y Sutch consideran que la prima vendrá determinada por la composición de la deuda pública. Si incrementa la oferta de deuda de vencimiento T, a la vez que disminuye la de otros vencimientos y no se acompaña de un cambio en la distribución de los hábitats de los prestamistas, la prima en el vencimiento T, y en los cercanos a él, tenderá a incrementar. La variable que se ha considerado como medida relevante de la composición de la deuda pública es el ratio entre la deuda a largo y corto plazo. El volumen de deuda a largo y corto plazo han sido obtenidas del Boletín Estadístico del Banco de España. Si este ratio aumenta, tenderá a aumentar la prima por plazo y, por tanto, el coeficiente de esta variable presentará signo positivo. La variable NR es la deuda pública en manos de no residentes en relación a la deuda total. El valor de la deuda total ha sido obtenido de la Central de Anotaciones y la deuda en poder de inversores extranjeros se ha obtenido del Boletín Estadístico del Banco de España. La inclusión de NR no sólo responde a que ha sido considerada por otros autores [Jones y Roley (1983)], sino a que durante el período de estudio ha tenido lugar un cambio estructural en la demanda de deuda pública española, impulsado por el cambio en el tratamiento fiscal de las rentas obtenidas por los no residentes.

(10) Se ha construido de igual forma que en Ayuso y de la Torre (1991) y Freixas y Novales (1991).

(11) Se ha obtenido la volatilidad del tipo de interés al plazo de un mes y al plazo de uno y cinco años.

(12) Idéntico resultado se observa con la volatilidad del tipo a cinco años.

Gráfico 4: VOLATILIDAD DEL TIPO DE INTERÉS



Desde el 1 de enero de 1991, quedaron exentas de tributación las rentas (rendimientos y plusvalías) derivadas de la inversión en deuda pública de no residentes que operan sin establecimiento permanente en España. Esta exención se acompañó de un mecanismo de devolución, en el mismo día del pago del cupón, de las retenciones practicadas sobre el pago del cupón de la deuda a medio y largo plazo. Este cambio en el tratamiento fiscal de las rentas de los no residentes supuso el impulso definitivo de la inversión exterior en deuda pública.

La inversión extranjera se ha centrado fundamentalmente en valores a medio y largo plazo, lo que ha incentivado a su vez la participación de los inversores nacionales en tales segmentos. Ello ha permitido el alargamiento de la vida media de la deuda pública. Por otro lado, la mayor rotación de cartera de la inversión de no residentes y los mayores tamaños medios de las operaciones ha conllevado un incremento de la liquidez en el mercado secundario de deuda pública. Esto ha debido influir en la ETTI y a través de la variable NR se pretende recoger tal efecto. Respecto al signo del parámetro de dicha variable cabe esperar que sea negativo indicando que el incremento de la demanda de deuda a largo plazo y el aumento de la liquidez han conllevado una disminución en la prima por plazo.

#### 4. RESULTADOS EMPÍRICOS

Como se ha comentado en el apartado anterior, en la modelización de las primas para horizontes mayores que el mes los residuos lejos de ser ruido blanco, presentan correlación serial ocasionada por el solapamiento de los períodos de tiempo considerados. Por ello, el modelo [8] no puede estimarse aplicando MCO ya que la presencia de correlación serial en los residuos invalida los test basados en el ratio t-Student pues los errores estándar de los estimadores están subestimados.

Para solucionar este problema se ha estimado el modelo [8], para las primas a plazo un mes y uno y cinco años sobre los horizontes de 1, 2, 3, 4, 5 y 6 meses, siguiendo el proceso de estimación propuesto por Hansen y Holdrick (HH, 1980), que consiste en estimar los coeficientes del modelo por MCO y obtener la matriz de varianzas-covarianzas de los coeficientes teniendo en cuenta el esquema de medias móviles de los errores. Una estimación consistente de la matriz de varianzas-covarianzas vendrá dada por:

$$(X'X)^{-1}X'\Omega X(X'X)^{-1} \quad [10]$$

donde  $X$  es la matriz de observaciones de las variables explicativas y  $\Omega$  es la matriz de transformación en la que se considera el orden  $q$  de la estructura MA de los residuos mínimo-cuadráticos. En el cuadro 2 se recoge los resultados obtenidos de la estimación del modelo por el procedimiento de HH. En todos los plazos y horizontes se ha realizado un contraste de Dickey-Fuller de estacionariedad de los residuos y se ha contrastado la existencia de estructura ARCH en la varianza de éstos.

Las conclusiones que se pueden deducir de los resultados obtenidos son las siguientes:

1. En la prima a plazo y horizonte un mes ninguna de las variables explicativas ha resultado ser significativas. En el resto de horizontes la constante es significativa y positiva, el coeficiente de volatilidad en ningún caso es significativo y el tipo de interés al contado es significativo y negativo y para los horizontes más grandes el coeficiente de la variable que mide el volumen de deuda en manos de no residentes es significativo y negativo. El signo negativo del coeficiente del tipo de interés al contado tiene la siguiente interpretación: cuando los tipos de interés al contado aumentan, con ellos aumenta la probabilidad de que en el futuro descendan, por lo que la prima de invertir a largo plazo disminuirá al ser mayor la probabilidad de descenso de los tipos de interés. En línea con este razonamiento, Bergés y Manzano (1988) observan que, en general, la ETTI tiene pendiente negativa cuando los tipos de interés son altos (tanto a corto como a largo plazo) y pendiente positiva cuando los tipos de interés son bajos. La explicación ofrecida generalmente a dicho comportamiento es que los tipos de interés a largo plazo recogen, en mayor medida que los tipos a corto plazo, la tendencia hacia lo que podría considerarse como tipos "normales" de la economía. De esta forma, cuando los tipos de interés se hallan en niveles elevados, es de esperar una reducción de los mismos hacia su nivel "normal" mientras que en contextos de bajos tipos de interés, éstos tendrán más margen de maniobra al alza que a la baja.

Cuadro 2: ESTIMACIÓN DE LAS PRIMAS POR MCO CORRIENDO LA MATRIZ DE COVARIANZAS

	Primas plazo un mes						Primas plazo un año					
	Horizonte						Horizonte					
	Un mes	Dos Meses	Tres Meses	Cuatro Meses	Cinco Meses	Seis Meses	Un mes	Dos Meses	Tres Meses	Cuatro Meses	Cinco Meses	Seis Meses
CONSTANTE	0,61 (1,44)	2,44 (2,42)	3,21 (3,41)	3,35 (2,82)	4,94 (3,20)	4,12 (2,25)	0,40 (0,61)	1,52 (1,45)	1,64 (1,12)	1,64 (0,99)	2,09 (1,06)	1,27 (0,59)
VOLA	-0,23 (-1,10)	0,10 (0,35)	0,38 (1,46)	0,51 (1,53)	0,85 (1,31)	0,55 (1,25)	0,23 (0,70)	0,74 (1,48)	0,97 (1,67)	1,24 (1,91)	1,60 (2,04)	1,75 (2,22)
TIPO DE INTERÉS	-0,03 (-0,00)	-0,14 (-2,81)	-0,21 (-4,33)	-0,23 (-3,59)	-0,29 (-3,47)	-0,21 (-2,56)	-0,01 (-0,20)	-0,05 (-0,85)	-0,06 (-0,79)	-0,06 (-0,83)	-0,07 (-0,98)	-0,03 (-0,47)
NR	-0,35 (-0,18)	-0,23 (-0,06)	-2,01 (-0,56)	-5,80 (-1,28)	-11,14 (-2,52)	-15,87 (-2,32)	-3,88 (-2,40)	-8,18 (-2,90)	-12,30 (-2,87)	-17,76 (-3,08)	-24,86 (-4,01)	-29,24 (-4,37)
LSC	-0,14 (-0,38)	-1,34 (-1,31)	-1,26 (-1,38)	-0,45 (-0,40)	-0,82 (-0,76)	0,26 (0,19)	0,23 (0,37)	-0,19 (-0,22)	-0,48 (-0,54)	1,48 (1,85)	2,35 (2,29)	3,68 (2,79)
R2	0,04	0,18	0,30	0,23	0,32	0,21	0,06	0,18	0,25	0,36	0,45	0,51
D.W.	2,99	2,22	1,83	1,94	1,03	1,16	2,50	1,41	1,06	0,88	0,80	0,72
DF	-12,44	-8,34	-6,78	-6,91	-4,07	-4,52	-9,51	-5,62	-4,64	-4,37	-3,33	-3,23
BP(4)	16,39	3,92	2,94	10,11	25,02	31,58	4,94	5,88	11,78	19,41	26,66	30,68
BP(12)	39,48	9,43	13,04	26,38	40,97	42,07	8,94	11,01	20,51	31,59	31,77	36,3
ARCH(1)	3,23	16,13	7,96	0,00	6,81	2,01	0,56	0,40	0,32	3,35	1,96	13,70
ARCH(2)	6,87	17,84	9,28	10,16	7,73	13,92	0,06	0,80	0,36	3,28	3,95	16,60

Nota: El valor crítico del Dickey-Fuller es  $DF=-2,9178$ . Los valores críticos del contraste de Box-Pierce son  $BP(4)=9,49$  y  $PB(12)=21,0$  y del contraste ARCH son  $ARCH(1)=3,84$  y  $ARCH(2)=5,99$ .

Los valores entre paréntesis son los estadísticos t-Student.



Cuadro 2: ESTIMACIÓN DE LAS PRIMAS POR MCO CORRIENDO LA MATRIZ DE COVARIANZAS (Continuación)

	Primas plazo cinco años					
	Horizonte					
	Un mes	Dos Meses	Tres Meses	Cuatro Meses	Cinco Meses	Seis Meses
CONSTANTE	-0,23 (-0,11)	-0,76 (-0,43)	-2,38 (-1,23)	-3,29 (-1,28)	-4,93 (-1,58)	-6,20 (-1,89)
VOLA	0,16 (0,53)	0,15 (0,22)	-0,08 (-0,07)	0,05 (0,04)	0,17 (0,11)	0,13 (0,09)
TIPO DE INTERÉS	0,02 (0,23)	0,08 (0,83)	0,20 (2,32)	0,31 (2,97)	0,45 (3,72)	0,57 (4,04)
NR	-6,17 (-1,73)	-10,17 (-1,94)	-11,56 (-2,11)	-15,36 (-2,70)	-16,10 (-2,14)	-18,65 (-2,21)
LSC	1,09 (1,87)	1,89 (2,22)	2,77 (2,11)	3,22 (1,97)	3,52 (2,05)	4,03 (2,16)
R2	0,19	0,22	0,28	0,35	0,40	0,50
D.W.	1,90	0,81	0,59	0,43	0,37	0,33
DF	-6,76	-3,41	-2,74	-2,42	-2,06	-2,01
BP(4)	2,23	18,58	36,68	53,38	64,31	77,22
BP(12)	7,87	31,78	50,01	69,27	82,79	95,23
ARCH(1)	0,03	12,88	16,59	16,77	19,63	30,08
ARCH(2)	0,10	12,73	17,09	16,97	19,09	29,70

Nota: El valor crítico del Dickey-Fuller es  $DF=-2,9178$ . Los valores críticos del contraste de Box-Pierce son  $BP(4)=9,49$  y  $PB(12)=21,0$  y del contraste ARCH son  $Arch(1)=3,84$  y  $Arch(2)=5,99$ . Los valores entre paréntesis son los estadísticos t-Student.

2. En las primas a plazo de un año, el parámetro de la variable NR es significativo en todos los horizontes y presenta el signo correcto, negativo. El coeficiente de la variable volatilidad es significativo a partir del horizonte cuatro meses y el parámetro de la variable que recoge la composición de la deuda es significativo y presenta el signo correcto en las primas con horizontes más grandes. A diferencia de las primas a plazos más cortos, los tipos de interés al contado no resultan ser significativos.

3. Por lo que respecta a las primas al plazo de cinco años, tanto el parámetro de la variable NR como el de la variable que recoge la composición de la deuda resultan significativos y con el signo correcto, en todos los horizontes. Asimismo, el coeficiente del tipo de interés resulta ser significativo a partir del horizonte tres meses. Este coeficiente presenta signo positivo, el cual está indicando que ante un

incremento del tipo de interés al contado los inversores preferirán invertir a corto plazo y, por tanto, exigirán una mayor prima por plazo. Ello es debido a que los tipos de interés a largo plazo recogen la evolución esperada de los tipos de interés a corto plazo, de tal forma que un incremento del mismo indicará que se esperan aumentos de los tipos de interés a corto plazo.

4. Por último, hay que observar que las primas a plazo un mes presentan todas ellas evidencia de estructura ARCH en la varianza de sus residuos. Respecto a las primas al plazo de un año, tan sólo la prima con horizonte a seis meses presenta estructura ARCH en la varianza de sus residuos. Asimismo, las primas al plazo cinco años presentan, a excepción de la prima con horizonte un mes, evidencia de estructura ARCH en la varianza de sus residuos. La presencia de heterocedasticidad hace necesario incorporar este hecho en la estimación del modelo.

Los modelos ARCH (Autorregresive Conditional Heterocedasticity) fueron introducidos por Engle (1982) y posteriormente generalizados por Bollerslev (1986). La forma estándar de los modelos GARCH (Generalized ARCH) es la siguiente:

$$y_t = x_t \beta + u_t \quad [11]$$

$$u_t \sim N(0, h(a, u_{t-1}^2, u_{t-2}^2, \dots, u_{t-p}^2, h_t, h_{t-1}, \dots, h_{t-q}))$$

donde la varianza del residuo en  $t$  depende de tres factores: una constante, de las noticias pasadas sobre volatilidad, representadas por los residuos pasados al cuadrado ( $p$  términos ARCH) y de las predicciones pasadas de la varianza ( $q$  términos GARCH). El cuadro 3 recoge los resultados de la estimación del modelo GARCH para cada una de las primas cuyos residuos en la estimación mínimo-cuadrática presentan este tipo de heterocedasticidad, habiéndose tenido en cuenta el esquema de correlación serial de los errores<sup>13</sup>.

Los resultados que se han obtenido al corregir la heterocedasticidad no difieren de los obtenidos y comentados con el método de MCO. Por tanto, en conclusión, las primas al plazo de cinco años son variables y dependen negativamente del volumen de deuda en manos de no residentes y positivamente de las variables tipo de interés y composición de la deuda. Las primas al plazo de un año dependen negativamente del volumen de deuda en manos de no residentes y positivamente del riesgo y de la composición de la deuda en los horizontes a más largo plazo. Por su parte, en las primas a plazo de un mes la constante y el tipo de interés al contado resultan ser variables significativas, y en los horizontes más largos, la prima está determinada, además, por el volumen de deuda en manos de no residentes y el riesgo.

Como se ha comentado en el apartado segundo, la evidencia empírica en España lleva a concluir que si bien se rechaza la hipótesis de las expectativas no se puede aceptar ninguna hipótesis alternativa, bien por que no se obtiene una relación positiva entre prima-riesgo, tal y como establece la teoría de la preferencia

(13) En la estimación se ha utilizado el programa Eview (versión 2) que permite obtener una matriz de varianzas-covarianzas consistente.

Cuadro 3: ESTIMACIÓN DE LAS PRIMAS. MODELO GARCH

	Primas plazo un mes						Prima un año
	Horizonte			Horizonte			Seis meses
	Un mes	Dos meses	Tres meses	Cuatro meses	Cinco meses	Seis meses	
CONSTANTE	1,17 (1,64)	2,43 (3,89)	3,07 (5,48)	3,18 (4,73)	3,10 (3,84)	3,88 (4,93)	0,56 (2,00)
VOLA	-0,52 (-1,65)	-0,14 (-0,71)	-0,06 (-0,32)	0,85 (2,44)	0,76 (4,41)	0,68 (1,75)	1,53 (8,91)
TIPO DE INTERÉS	-0,04 (-1,14)	-0,17 (-5,88)	-0,20 (-7,68)	-0,29 (-8,33)	-0,23 (-4,53)	-0,30 (-4,64)	0,04 (1,70)
NR	-0,54 (-0,23)	0,95 (0,53)	-2,72 (-1,76)	-2,39 (-0,97)	-6,26 (-2,57)	-10,91 (-3,37)	-21,49 (-14,41)
LSC	-0,44 (-0,59)	0,63 (1,34)	-0,75 (-1,15)	-0,36 (-0,61)	-0,03 (-0,13)	0,91 (1,21)	2,55 (9,27)
COEFICIENTES DE LA VARIANZA CONDICIONAL							
CONSTANTE	0,10 (2,88)	0,00 (0,08)	0,03 (0,89)	0,17 (3,75)	0,07 (1,98)	0,46 (2,23)	0,33 (3,75)
ARCH(1)	1,14 (2,35)	0,48 (2,13)	0,50 (1,61)	1,47 (3,23)	1,95 (2,39)	0,88 (2,53)	0,86 (6,12)
GARCH(1)	-	-	0,49 (2,50)	-	-	-	-0,28 (-3,13)
Primas plazo cinco años							
	Horizonte						
	Dos meses	Tres meses	Cuatro meses	Cinco meses	Seis meses		
CONSTANTE	-1,14 (-2,22)	-2,37 (-4,49)	-3,31 (-4,37)	-5,32 (-18,28)	-6,17 (-12,43)		
VOLA	0,26 (1,22)	0,05 (0,09)	0,14 (0,47)	0,15 (0,55)	0,16 (0,49)		
TIPO DE INTERÉS	0,13 (3,99)	0,22 (5,51)	0,40 (10,46)	0,55 (23,73)	0,58 (27,08)		
NR	-9,66 (-5,83)	-11,47 (-3,11)	-13,68 (-5,70)	-11,55 (-5,95)	-18,28 (-10,36)		
LSC	1,49 (4,62)	2,62 (4,33)	1,37 (3,43)	1,49 (4,79)	3,70 (9,94)		
COEFICIENTES DE LA VARIANZA CONDICIONAL							
CONSTANTE	0,11 (3,34)	0,44 (3,43)	0,16 (3,03)	0,09 (3,34)	0,27 (2,04)		
ARCH(1)	0,69 (2,73)	0,49 (2,73)	1,02 (3,57)	1,18 (3,71)	0,92 (5,19)		
ARCH(2)	0,63 (2,71)	-0,09 (-2,19)	-	-0,07 (-1,80)	-0,12		
ARCH(3)	-0,21 (-3,22)	-	-	0,56 (6,25)	-		

Nota: Los valores entre paréntesis son los estadísticos t de Student.

por la liquidez, o bien al estimarse las primas en distintos subperíodos se obtienen cambios de signo. Si bien en este trabajo se llega también a la conclusión de que no se cumple la hipótesis de las expectativas, los resultados si son acordes con lo establecido por las hipótesis alternativas. De esta forma se ha obtenido una relación positiva entre prima y riesgo para los horizontes mayores de las primas por plazo un mes y un año, de acuerdo con la teoría de la preferencia por la liquidez. En el plazo de cinco años, en el que está más presente la inversión extranjera e institucional, no parece cumplirse la teoría de la preferencia de la liquidez al no haberse encontrado esta relación positiva entre prima y riesgo. Por otro lado, hay evidencia de que se cumple la hipótesis de Modigliani y Sutch, en las primas para plazos y horizontes más grandes, en el sentido de que un cambio en la política de deuda así como una variación de los hábitats de los inversores influye en la prima por plazo.

## 5. CONCLUSIONES

Del análisis de las primas por plazo del mercado español de deuda pública se obtiene que hay suficiente evidencia para concluir que estas primas son variables y responden a una serie de variables que varían según el plazo y horizonte.

En las primas a corto plazo el tipo de interés al contado ha resultado significativo con signo negativo indicando que existe una relación negativa entre la pendiente de la ETTI y el nivel del tipo de interés, corroborando la evidencia encontrada en otros países, fundamentalmente en Estados Unidos [Bergés y Manzano (1988)]. Sin embargo, en el tramo medio y largo de la curva no se observa esta evidencia puesto que en el plazo de un año no existe ninguna relación entre el nivel del tipo de interés y la prima, y en el plazo de cinco años dicha relación es positiva. Por tanto, ante un incremento de los tipos de interés al contado la pendiente de la ETTI no se va a ver alterada de forma homogénea ya que este incremento de los tipos de interés será interpretado de forma distinta por los inversores que invierten en cada segmento de la curva.

Por otro lado, la evidencia de que la diferencia entre el forward y el tipo esperado para los plazos y horizontes más largos viene determinada por la participación de la inversión exterior en la deuda pública indica que los no residentes tienen una menor valoración del riesgo que los residentes, con lo que cuando incrementa la participación exterior en el mercado de deuda se reduce la prima por plazo. Por otro lado, se obtiene evidencia de que en los plazos y horizontes más largos influye positivamente la composición de la deuda, en el sentido considerado por Modigliani y Sutch, de forma que un incremento de la oferta de deuda a más largo plazo conlleva un incremento de la prima.

La obtención de una prima variable que viene determinada, en los horizontes más largos, por el riesgo y por la estructura del mercado de deuda (tenedores y composición) implica que en las decisiones en que se deban tener en cuenta las expectativas de los tipos de interés se tendrá que considerar no sólo el nivel de riesgo existente sino la situación del propio mercado en referencia a la proporción de residentes/no residentes, emisión de títulos a largo plazo/títulos a corto plazo, lo cual dificulta la toma de decisiones y la valoración de activos.

Por ejemplo, la existencia de una prima variable hace más compleja la gestión de la política monetaria en relación a la existencia de primas constantes. En este último caso, una modificación del tipo de interés a corto plazo, por parte de la autoridad monetaria, permitirá conocer, con relativa facilidad, cual será su repercusión sobre el tipo de interés a largo plazo. Sin embargo, en el caso de prima variable, la autoridad monetaria tendrá que tener en cuenta todas las variables que influyen en la prima, y que determinan la pendiente de la ETTI, para estimar la variación que experimentará el tipo a largo plazo, que es el que en última instancia se considera en las decisiones de consumo e inversión.



#### REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- Alonso, F., J. Ayuso y J. Martínez (1997): “El poder predictivo de los tipos de interés sobre la tasa de inflación española”, *Banco de España. Servicio de Estudios. Documento de trabajo N.º 9.722*.
- Ayuso, J. y M.L. de la Torre (1991): “Riesgo y volatilidad en el mercado interbancario”, *Investigaciones Económicas*, vol. XV, n.º 1 enero, págs. 89-119.
- Ayuso, J., A. Novales y M.L. de la Torre (1991): “Estructura intertemporal y primas de plazo en el mercado interbancario”, *Cuadernos Aragoneses de Economía*, 2.ª época, vol. 1, n.º 1, págs. 35-54.
- Ayuso, J. y S. Núñez (1997): “La curva de rendimiento como indicador para la Política Monetaria”, en *La Política Monetaria y la Inflación en España*, Servicio de Estudios del Banco de España, Alianza Editorial.
- Backus, D. y S. Zin (1994): “Reserve engineering the yield curve”, Mimeo.
- Bekaert, G.R., J. Hodrick and D. Marshall (1996): “On biases in tests of the expectations hypothesis of the term structure of interest rates”, *NBER, Technical Working Paper*, n.º 191.
- Bergés, A. y D. Manzano (1988): *Tipos de interés de los Pagares del Tesoro*, Ariel Economía.
- Bollerslev (1986): “Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity”, *Journal of Econometrics* 31, págs. 307-327.
- Cox, J.C., J.E. Ingersoll and S.A. Ross (1981): “A re-examination of traditional hypotheses about the term structure of interest rates”, *Journal of Finance*, vol. XXXVI, n.º 4, september, págs. 769-799.
- Cox, J.C., J.E. Ingersoll and S.A. Ross (1985a): “An intertemporal general equilibrium model of asset prices”, *Econometrica*, vol. 53, n.º 2, march, págs. 363-384.
- Cox, J.C., J.E. Ingersoll and S.A. Ross (1985b): “A theory of the term structure of interest rates”, *Econometrica*, vol. 53, n.º 2, march, págs. 385-407.
- Clinebell, J.M., D.J. Kahl and J.L. Stevens (1996): “Time series estimation of bond default risk premium”, *The Quarterly Review of Economics and Finance*, vol. 36, n.º 4, Winter, págs. 475-484.
- Culberston, J. (1957): “The term structure of interest rates”, *Quarterly Journal of Economics*, november 1957, págs. 485-517.
- Engle, R. “Autoregressive conditional heteroscedasticity with estimates of the variance of U. K. Inflation”, *Econometrica*, 50, págs. 987-1.008.
- Ezquiaga, I. y X. Freixas (1989): *El mercado repo de letras del Tesoro: análisis empírico* Documento de trabajo, n.º 89-09, FEDEA.

- Ezquiaga, I. (1991): *El mercado español de deuda del Estado: estructura y formación de precios*, Ariel Economía.
- Fama, E.F. (1976): "Inflation uncertainty and expected returns on Treasury Bills", *Journal of Political Economy*, vol. 84, n.º 3, págs. 427-448
- Fisher, I (1930): *The Theory of Interest*, McMillan, Nueva York, 1930.
- Freixas, X. (1991): *Estructura temporal de los tipos de interés: hipótesis teóricas y resultados empíricos*, Documento de trabajo 91-16, FEDEA.
- Freixas, X. (1992): "Estructura temporal de los tipos de interés: hipótesis teóricas y resultados empíricos", *Investigaciones económicas, Segunda época*, vol. XVI, n.º 2, págs. 187-203.
- Freixas X., y A. Novales (1991): *Primas de riesgo y cambio de hábitat*, Documento de trabajo 91-08, FEDEA.
- Froot, K.A. (1989): "New hope for the expectations hypothesis of the term structure of interest rates", *Journal of Finance*, vol. WLIV, n.º 2, June, págs. 283-305.
- Hansen, L.P. and R.J. Hodrick (1980): "Forward exchange rates as optimal predictor of future spots rates: an econometric analysis", *Journal of Political Economy*, vol. 88, n.º 5, págs. 829-853.
- Hardouvelis, G. (1988): "The predictive power of the term structure during recent monetary regimes", *Journal of Finance*, págs. 339-350.
- Hicks, J. (1939): *Value and capital*. London: Oxford University press, 1939. Versión traducida *Valor y capital* en Fondo de Cultura Económica, México, 1974.
- Jones, D.S. and V.V. Roley (1983): "Rational expectations and the expectations model of the term structure", *Journal of Monetary Economics*, n.º 12, 1983, págs. 453-465.
- Kocherlakota, N.R. (1996): "The equity premium: It's a still a puzzle", *Journal of Economic Literature*, vol. 34, págs. 42-71.
- Lutz, F. (1940): "The structure of interest rates", *Quarterly Journal of Economics*, págs. 36-63.
- Mankiw, N.G. and J.A. Miron (1986): "The changing behavior of the term structure of interest rates", *Quarterly Journal of Economics*, vol. CI, May 1986, págs. 211-228.
- Mankiw, N.G., J.A. Miron and D.N. Weil (1987): "The adjustment of expectations to a change in regime: A study of the founding of the Federal Reserve", *American Economic Review*, vol. 77, págs. 358-374.
- Martín, A.M. y J.M.P. de Villareal (1990): "La estructura temporal de los tipos de interés: el mercado español de depósitos interbancarios", *Moneda y crédito*, n.º 191, págs. 173-192.
- Modigliani, F and R. Sutch (1966): "Innovations in interest rate policy", *American Economic Review*, n.º 56, págs. 178-197.
- Modigliani, F and R. Sutch (1967): "Debt management and the term structure of interest rates: an empirical analysis of recent experience", *Journal of Political Economy*, vol. 29, July, págs. 569-595.
- Restoy, F. (1995): *Determinación de la curva de rendimientos: hipótesis expectacional y prima de riesgo*, Documento de trabajo, n.º 9.530. Banco de España, Servicios de Estudios.
- Rico, P. (1997): "La estructura temporal de los tipos de interés. El modelo de Cox, Ingersoll y Ross", *Working-Paper-EC 98-07, Instituto Valenciano de Investigaciones Económicas*, febrero 1998. Próximamente se publicará en *Investigaciones Económicas*, septiembre de 1999.

- Roberds, W. and C.H. Whiteman (1996): *Endogenous Term Premia and Anomalies in the Term Structure of Interest Rates: Explaining the Predictability Smile*, Working Paper 96-11, october, Federal Reserve Bank of Atlanta.
- Serrat, A. (1990): *Modelización de la estructura intertemporal de tipos de interés en equilibrio general*. Documento de trabajo, n.º 9.006, septiembre de 1990. Centro de Estudios Monetarios y Financieros.
- Shiller, R.J. (1990): "The term structure of interest rates", Chapter 13 of the *Handbook of monetary economics*, vol. I edited by B.M. Friedman and F.H. Hahn, 1994, págs. 627-715.
- Shiller, R.J., J.Y. Campbell and K.L. Schownholtz (1983): "Forward rates and future policy: Interpreting the term structure of interest rates", *Brooking papers on Economic Activity*, vol. n.º 1, págs. 173-217.

*Fecha de recepción del original: febrero, 1998*

*Versión final: enero, 1999*

#### ABSTRACT

This paper analyses the term premia in the Spanish public debt market over the period January 1991 to December 1995. The purpose is to determine the hypothesis that explains the relationship between short-term and long-term interest rates in that market. We obtain empirical evidence of time varying term premia, on the basis of which we can conclude that the forward rates are not an unbiased predictor of future spot rates and the difference between them depend on the maturity and horizon.

*Keywords:* term structure of interest rates, GARCH, term premia, expectations, bias.

*JEL classification:* G3