ÁNALISIS DE LAS PRIMAS POR PLAZO EN EL MERCADO ESPAÑOL DE DEUDA PÚBLICA*

Paz Rico

WP-EC 98-08

Correspondencia: Universitat de València. Facultad de Ciencias Económicas.
Depto. de Análisis Económico. Campus de los Naranjos, s/n
46071 VALENCIA. Tel: 963 828 246

Editor: Instituto Valenciano de Investigaciones Económicas, S.A.
Primera Edición Abril 1998.
ISBN: 84-482-1733-0
Depósito Legal: V-865-1998

Los documentos de trabajo del IVIE ofrecen un avance de resultados de las investigaciones económicas en curso, con objeto de generar un proceso de discusión previa a su remisión a las revistas científicas.

---

* Este trabajo es parte de un capítulo de mi tesis doctoral dirigida por D. Javier Quesada Ibáñez. Quisiera agradecer a D. Ezequiel Uriel su ayuda prestada así como sus valiosos comentarios.

ANÁLISIS DE LAS PRIMAS POR PLAZO EN EL MERCADO ESPAÑOL DE DEUDA PÚBLICA

Paz Rico

R E S U M E N

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 variables que varían según 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 CLAVES: Estructura temporal de los tipos de interés, ARCH, prima por plazo, expectativas, sesgo.

A B S T R A C T

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

KEY WORDS: Term structure of interest rates, ARCH, term premia, expectations, bias.

1. INTRODUCCIÓN

La 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 determinan las decisiones de consumo e inversión. Por ello, conocer los determinantes de la ETTI constituye un tema central para los gestores de política económica. Por otro lado, el conocimiento de los determinantes de la ETTI resulta de suma importancia en otros campos de la economía. En la 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 estudio de temas tales como la formación de expectativas, la transmisión de la política monetaria a las variables macroeconómicas relevantes, etc. Al Tesoro público su conocimiento 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 los tipos de interés al contado no se observan para plazos superiores al año 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 variables 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 2 se hace un esfuerzo por consolidar e interpretar la literatura, tanto teórica como empírica, de la ETTI. En la sección 3 se describe la metodología utilizada en la obtención de la prima. La sección 4 se

dedica a la presentación de los datos y variables a utilizar en el trabajo. En la sección 5 se presentan los resultados obtenidos en el análisis empírico y, por último, en la sección 6 se exponen, de forma resumida, las principales conclusiones del trabajo.

2. TEORÍAS EXPLICATIVAS DE LA ESTRUCTURA TEMPORAL DE LOS TIPOS DE INTERÉS

Tradicionalmente se consideran cuatro hipótesis para explicar la ETTI: a) expectativas puras (Fisher), b) preferencia por la liquidez (Hicks), c) segmentación de mercados (Culberston) y d) hábitat preferido (Modigliani y Sutch). Normalmente, dichas hipótesis se han presentado como teorías a pesar de que no descansan en un modelo de equilibrio sobre el cual se determinan sus resultados. En este sentido, los trabajos de Cox, Ingersoll y Ross (CIR, 1981, 1985) han supuesto la fundamentación de estas hipótesis al incluirlas dentro de un modelo de equilibrio general. 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 de mercado 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 necesita 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[1].

El enfoque de las expectativas fue formalizado por primera vez por Hicks (1939) y Lutz (1940) a partir de la aportación de Fisher (1896) de considerar el tipo de interés a largo plazo como un promedio de los tipos de corto plazo prevalecientes 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

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

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 reflejaran 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 adversión 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 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 (1981,1985), 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[2].

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 especificar una variable riesgo, como determinante

[2] 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.

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 de los tipos 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)). Las primas se han modelizado en función de la volatilidad de los tipos de interés (Ayuso y de la Torre, Freixas y Novales) y también en función de su nivel (Ezquiaga y Freixas). En Rico (1995) la prima por plazo en el mercado de deuda pública se revela influida por la estructura de vencimientos de los saldos vivos de deuda, de acuerdo con las teoría del hábitat preferido, así como por la tenencia de títulos públicos en manos de no residentes, por el crecimiento de la liquidez que proporciona el Banco de España y por variables que recogen la evolución de los mercados cambiarios y financieros internacionales (variación del tipo de cambio y diferencial de interés entre España y Alemania). Freixas y Novales (1991) estiman las primas por plazo por subperíodos obteniéndose cambios de signo lo que 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 (1990) 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[3] y en ambos, el análisis de las primas de riesgo, lleva a las mismas conclusiones. Este resultado que, en principio, podría parecer sorprendente no lo es si se considera que en el mercado español los cambios de signo de la 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)[4], 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.

[3]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.

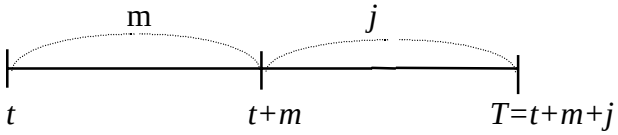
[4]Esta metodología permite identificar y estimar el proceso que sigue el factor de descuento sin necesidad de imponer un modelo concreto de valoración de activos.

3. 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:

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

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[5]:

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

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:

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

[5]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:

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

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.

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

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

Así pues la prima por plazo en $t+m$ para j será[6]:

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

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

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

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:

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

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 varia en función de las variables del vector x_t. En particular, si H_0 no puede rechazarse se aceptará la hipótesis de las expectativas. Si, por el contrario, 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.

[6]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.

4. DATOS Y ANÁLISIS DESCRIPTIVO

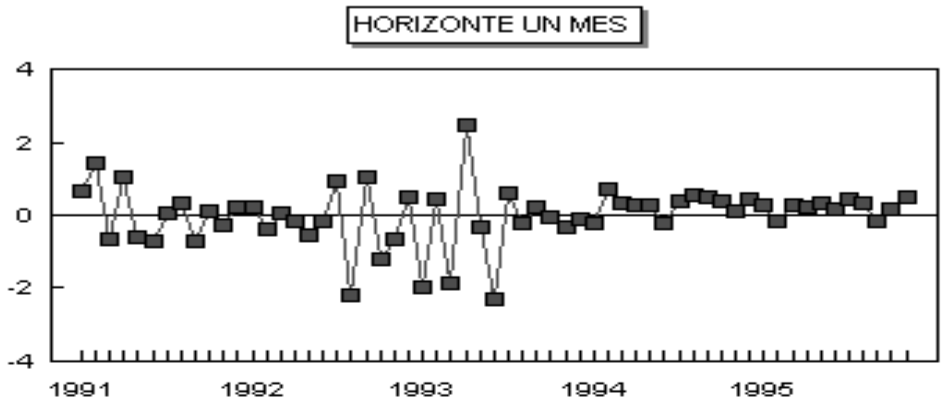
Los datos que se utilizan se han obtenido de la estimación de la ETTI el último día hábil del mes del período enero de 1991-diciembre de 1995. Estas estimaciones han sido realizadas en Rico (1997) a través del modelo de equilibrio general en tiempo continuo de Cox, Ingersoll y Ross (1981, 1985). De las expresiones (3) y (6) se han obtenido los forward y las primas por plazo para los plazos de un mes y un año 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.

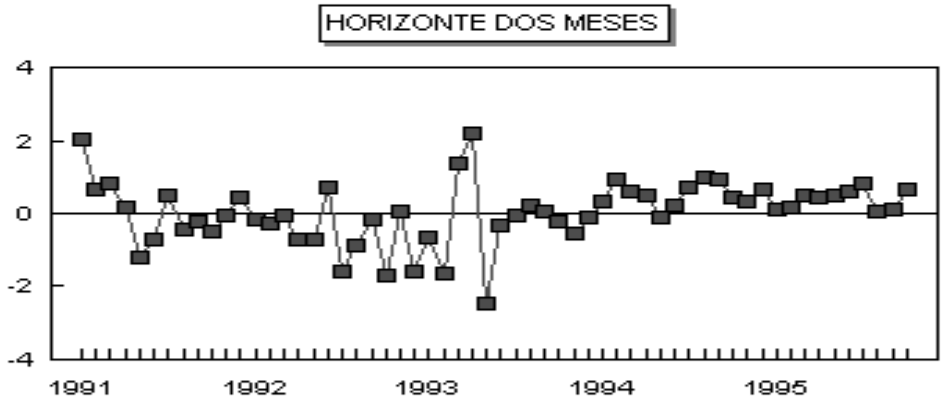
La utilización de datos mensuales implica que existe cierto solapamiento en los datos, excepto para el plazo de un mes contra dos meses. Ello conlleva que, en la modelización de las primas, los errores lejos de ser ruido blanco, presentan una estructura de correlación serial ocasionada por el solapamiento de los datos. En efecto, en la comparación de los tipos de interés a uno y tres meses, $E_t r(t+2,1)$ denota la expectativa formada en *t* del tipo a un mes que prevalecerá dentro de dos meses. En este caso, ε_t es un error de predicción dos meses hacia el futuro y, como tal, tendrá, en la frecuencia de nuestro datos, una estructura MA(1). En el caso de un mes contra cuatro, ε_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 4). 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 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

GRÁFICO 1

PRIMA A PLAZO UN MES





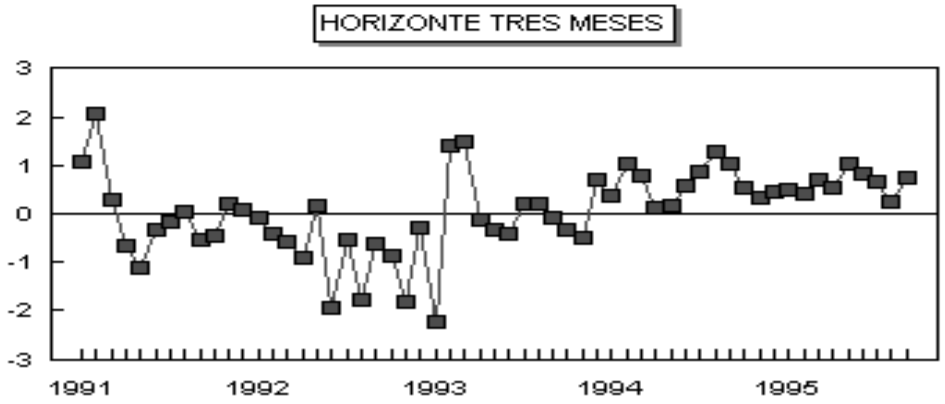
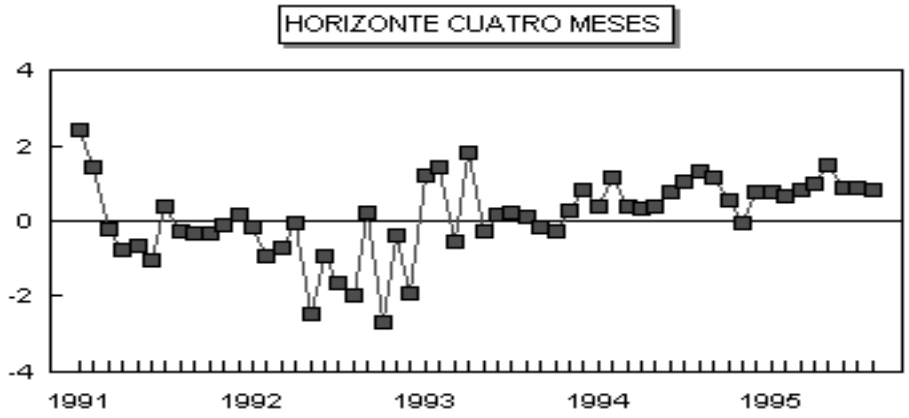
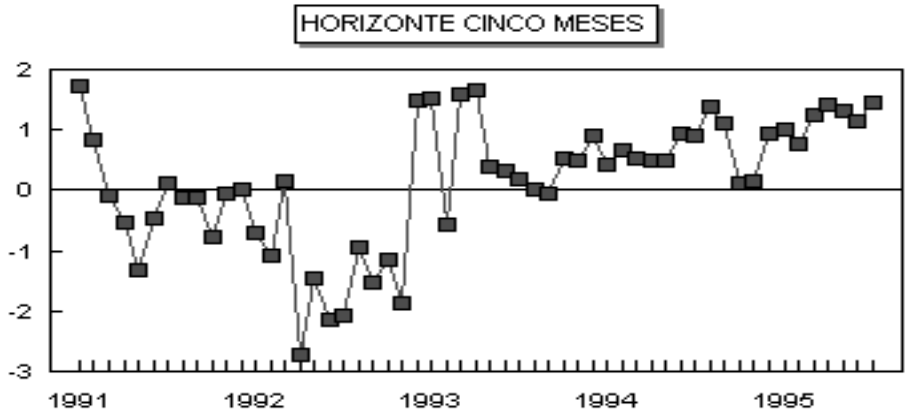


GRÁFICO 2

PRIMA A PLAZO UN MES





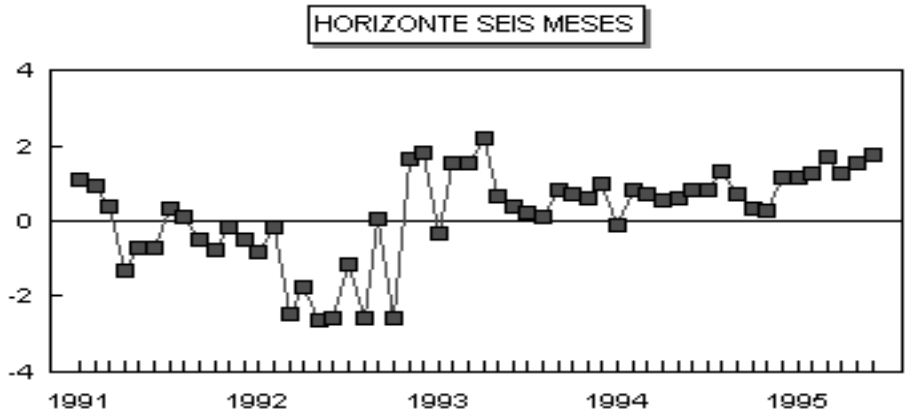
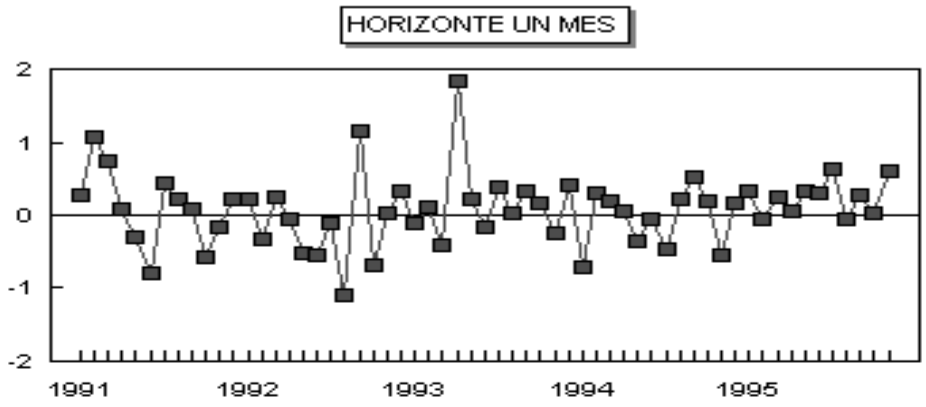
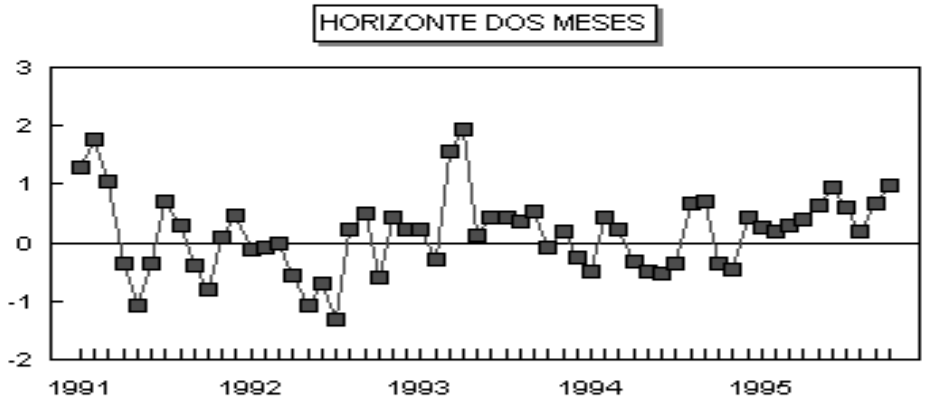


GRÁFICO 3

PRIMA A PLAZO UN AÑO





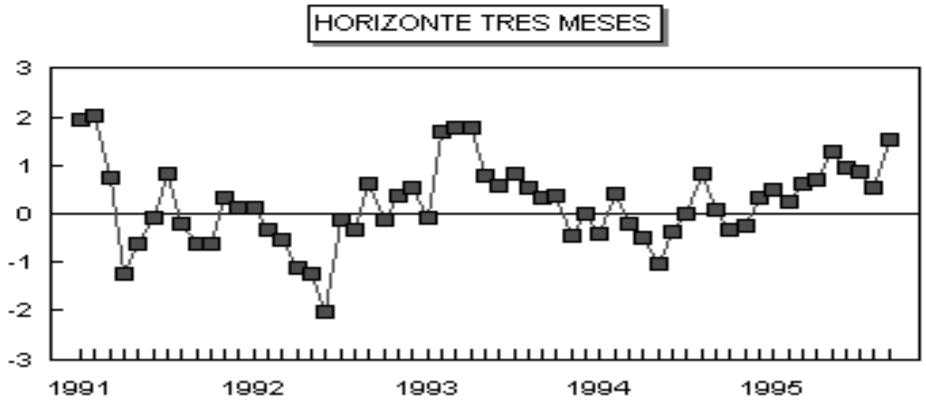
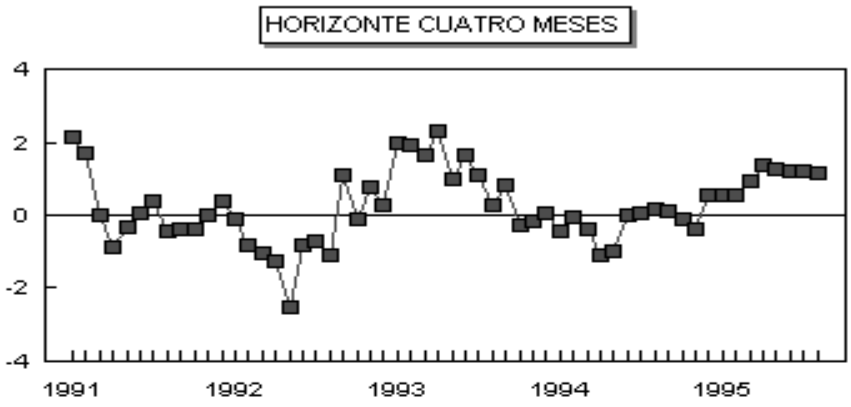
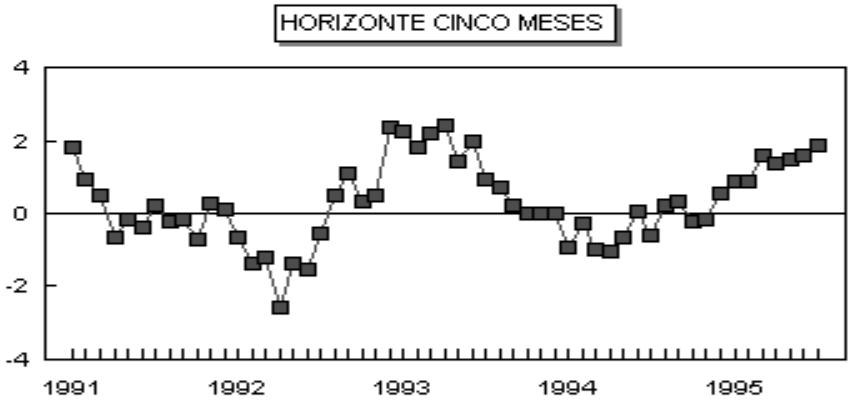
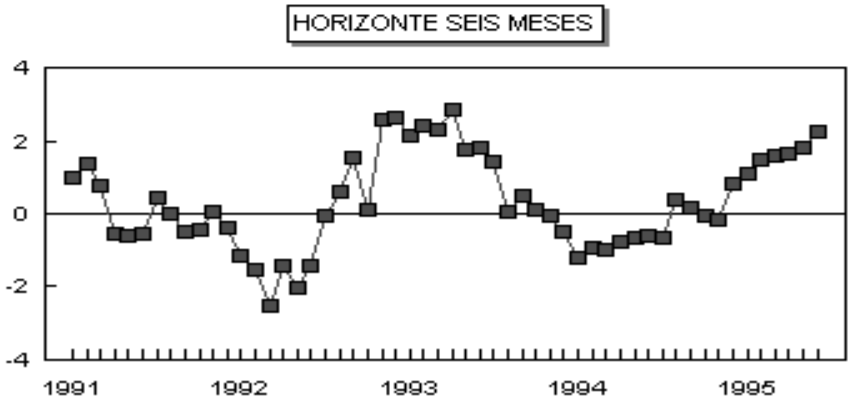


GRÁFICO 4

PRIMA A PLAZO UN AÑO







y al revés. Por tanto, los cambios en la volatilidad de la ETTI pueden explicar los cambios de signo de las primas.

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.

Por último, la mayoría de las primas por plazo presentan elevados y significativos valores en sus coeficientes de autocorrelación[7] que implican la presencia de tendencias fácilmente identificables en el valor de las primas si no hubiese solapamiento de datos. La presencia de elevados coeficientes de autocorrelación en las primas es inducida por la utilización de observaciones cuyos períodos de referencia se solapan. Las primas con horizonte un mes no deberían presentar correlación serial alguna puesto que no hay solapamiento de datos. Así ocurre con la prima a plazo de un año pero no en la de plazo un mes, lo cual se considera como una excepción provocada por la manipulación de datos y no como una prueba de la invalidación de la hipótesis de las expectativas racionales.

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

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

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 β 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.

[7] A excepción de la prima a plazo de un mes y horizonte dos meses y la prima a plazo un año y horizonte un mes.

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

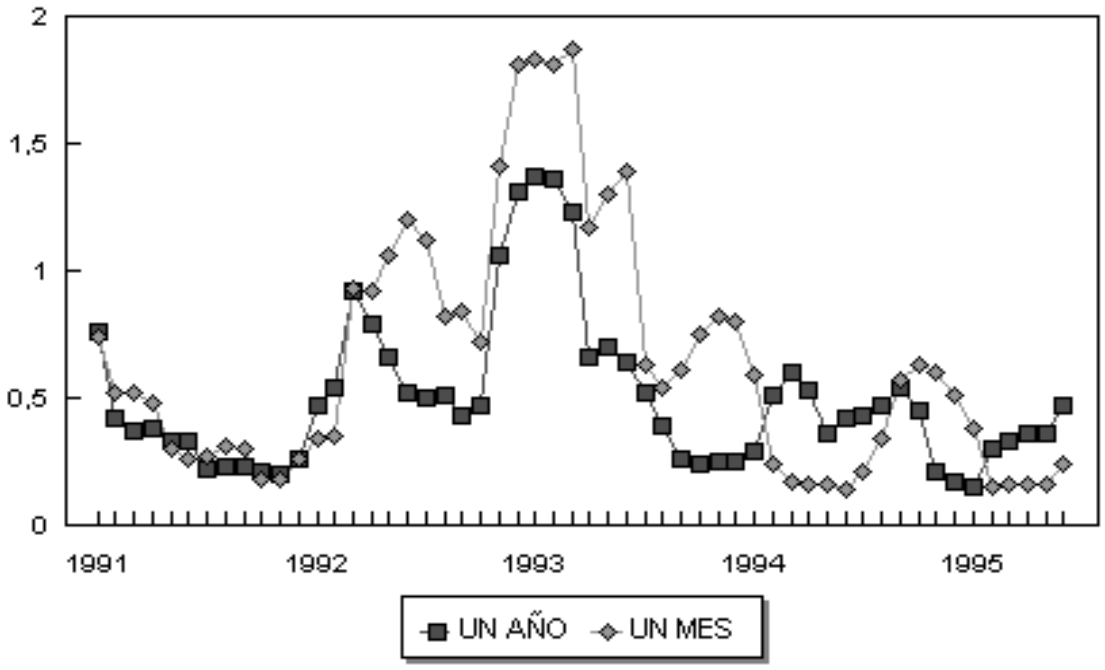
La variable volatilidad, que se utiliza como medida de riesgo, se ha construido como la desviación estándar de los valores mensuales de los tipos de interés corrientes al plazo considerado:

$$\text{VOLA=desviación estándar}\{r_{t+1}, r_{t+2} \ldots r_{t+6}\} \qquad (9)$$

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 5 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.

GRÁFICO 5

VOLATILIDAD DEL TIPO DE INTERÉS



La variable representativa de la composición de la deuda viene a recoger las implicaciones de la teoría del habitat preferido de Modigliani y Sutch sobre los efectos de la política de deuda en la prima. Modigliani y Sutch consideran que la prima vendra determinada por la composición de la deuda públlica. 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 (Joney 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.

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.

5. RESULTADOS EMPÍRICOS

El modelo (8) se ha estimado para las primas a plazo un mes y un año sobre los horizontes de 1, 2, 3, 4, 5 y 6 meses. En primer lugar, se ha estimado aplicando MCO y los resultados obtenidos aparecen recogidos en el Cuadro 2. 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. Como puede observarse, el estadístico DW indica que los residuos presentan correlación serial en la mayoría de las estimaciones. La presencia de esta fuerte correlación serial en los residuos invalida los test basados en el ratio t-Student pues los errores estándar de los estimadores están subestimados. Esta correlación serial de los errores es inducida por el solapamiento de los períodos de tiempo considerados[8].

La estimación de (8) por MCO y con estructura de correlación de media móvil en los errores es consistente, si bien ineficiente puesto que la estimación de la matriz de varianzas-covarianzas de los estimadores es no consistente. La estimación por MCG es consistente y eficiente y, en consecuencia, la alternativa lógica a los MCO. Sin embargo, Hansen y Holdrick (HH,1980) demostraron que en modelos con expectativas racionales la estimación MCG no conlleva estimadores consistentes. La estimación MCG requiere que las variables explicativas sean exógenas. Es decir, que los valores futuros de estas variables sean inútiles en la predicción de la variable endógena, propiedad que bajo expectativas racionales no se cumple. Por tanto, HH proponen estimar los coeficientes del modelo con expectativas racionales por MCO, puesto que serán consistentes incluso en el caso de que los residuos presenten correlación serial, 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:

$$(X'X)^{-1}X'\Omega X(X'X)^{-1} \qquad (10)$$

donde X es la matriz de observaciones de las variables explicativas y Ω es la matriz de transformación en la que se considera el orden q de la estructura MA de los residuos mínimo-cuadráticos. Este procedimiento conduce a estimaciones consistentes de

[8]Para el horizonte de un mes en el que no hay solapamiento de datos, el esquema teórico de los residuos es el de ruido blanco, esquema que no se cumple para la prima a plazo de un mes y para la de un año el estadístico DW se sitúa en la zona de duda.

CUADRO 2

ESTIMACIÓN DE LAS PRIMAS POR MCO

	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	2,44	3,21	3,35	4,94	4,12	0,40	1,52	1,64	1,64	2,09	1,27
	(0,59)	(2,42)	(3,41)	(2,82)	(4,13)	(2,93)	(0,28)	(1,60)	(1,45)	(1,33)	(1,50)	(0,86)
VOLA	-0,23	0,10	0,38	0,51	0,85	0,55	0,23	0,74	0,97	1,24	1,60	1,75
	(-0,81)	(0,35)	(1,46)	(1,53)	(2,44)	(1,32)	(0,80)	(2,27)	(2,67)	(3,24)	(3,69)	(3,58)
TIPO DE INTERÉS	-0,03	-0,14	-0,21	-0,23	-0,29	-0,20	-0,01	-0,05	-0,06	-0,06	-0,07	-0,03
	(-0,61)	(-2,81)	(-4,33)	(-3,59)	(-4,30)	(-2,47)	(-0,21)	(-0,90)	(-0,90)	(-0,84)	(-0,91)	(-0,35)
NR	-0,35	-0,23	-2,01	-5,80	-11,14	-2,84	-3,88	-8,18	-12,31	-17,76	-24,86	-29,24
	(-0,09)	(-0,06)	(-0,56)	(-1,28)	(-2,38)	(-2,84)	(-1,66)	(-2,79)	(-3,43)	(-4,37)	(-5,27)	(-5,82)
LSC	-0,14	-1,34	-1,26	-0,45	-0,82	0,26	0,23	-0,19	0,48	1,48	2,35	3,64
	(-0,13)	(-1,31)	(-1,38)	(-0,40)	(-0,73)	(0,19)	(0,32)	(-0,24)	(0,55)	(1,60)	(2,31)	(3,30)
R2	0,04	0,18	0,30	0,23	0,32	0,21	0,06	0,17	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
D.F.	-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	31,55	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)	3,31	22,32	9,02	0,01	7,52	2,01	0,54	0,39	0,30	3,43	1,96	17,77
ARCH(2)	3,72	12,79	5,32	5,95	4,27	8,95	0,29	0,38	0,16	1,65	2,01	8,67

Nota: El valor crítico del Dickey-Fuller es -2,9178.

Los valores entre paréntesis son los estadísticos t-Student.

los coeficientes y de la matriz de varianzas-covarianzas. En el Cuadro 3 se recoge los resultados obtenidos de la estimación del modelo por el procedimiento de HH.

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 desciendan, 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 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.

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, indicando que a largo plazo la prima viene determinada por variables como el riesgo y la preferencia de los inversores y no por los movimientos de los tipos de interés al contado.

3. 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

CUADRO 3

ESTIMACIÓN DE LAS PRIMAS POR MCO CORRIGIENDO LA MATRIZ DE COVARIANZAS

	PRIMAS PLAZO UN MES			PRIMAS PLAZO UN AÑO					
	HORIZONTE			HORIZONTE					
	UN MES	CINCO MESES	SEIS MESES	UN MES	DOS MESES	TRES MESES	CUATRO MESES	CINCO MESES	SEIS MESES
CONSTANTE	0,61	4,94	4,12	0,40	1,52	1,64	1,64	2,09	1,27
	(1,44)	(3,20)	(2,25)	(0,61)	(1,45)	(1,12)	(0,99)	(1,06)	(0,59)
VOLA	-0,23	0,85	0,55	0,23	0,74	0,97	1,24	1,60	1,75
	(-1,10)	(1,31)	(1,25)	(0,70)	(1,48)	(1,67)	(1,91)	(2,04)	(2,22)
TIPO DE INTERÉS	-0,03	-0,29	-0,21	-0,01	-0,05	-0,06	-0,06	-0,07	-0,03
	(-0,00)	(-3,47)	(-2,56)	(-0,20)	(-0,85)	(-0,79)	(-0,83)	(-0,98)	(-0,47)
NR	-0,35	-11,14	-15,87	-3,88	-8,18	-12,30	-17,76	-24,86	-29,24
	(-0,18)	(-2,52)	(-2,32)	(-2,40)	(-2,90)	(-2,87)	(-3,08)	(-4,01)	(-4,37)
LSC	-0,14	-0,82	0,26	0,23	-0,19	-0,48	1,48	2,35	3,68
	(-0,38)	(-0,76)	(0,19)	(0,37)	(-0,22)	(-0,54)	(1,85)	(2,29)	(2,79)
R2	0,04	0,32	0,21	0,06	0,18	0,25	0,36	0,45	0,51
D.W.	2,99	1,03	1,16	2,50	1,41	1,06	0,88	0,80	0,72
D.F.	-12,44	-4,07	-4,52	-9,51	-5,62	-4,64	-4,37	-3,33	-3,23
BP(4)	16,39	25,02	31,58	4,94	5,88	11,78	19,41	26,66	30,68
BP(12)	39,48	40,97	42,07	8,94	11,01	20,51	31,59	31,77	36,3
ARCH(1)	3,31	7,52	2,01	0,54	0,39	0,30	3,43	1,96	17,77
ARCH(2)	3,72	4,27	8,95	0,29	0,38	0,17	1,65	2,01	8,67

Nota: El valor crítico del Dickey-Fuller es -2,9178.
Los valores entre paréntesis son los estadísticos t-Student.

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) para explicitar modelos con varianzas condicionales variables relacionadas con variables conocidas. La forma estándar de los modelos ARCH es la siguiente:

$$y_t = x_t\beta + u_t \qquad (11)$$
$$u_t \sim N(0, h(u_{t-1}, u_{t-2}, \ldots u_{t-p}, x_t, x_{t-1}, \ldots x_{t-p}, \alpha))$$

Engle, Lilien y Robins (1987) generalizan los modelos ARCH permitiendo que la función de la varianza entre en la regresión como variable explicativa (ARCH-M). En nuestro caso, la variable varianza no resultaba en ningún caso significativa, por ello se ha especificado el modelo ARCH tal y como hace Engle (1982). El Cuadro 4 recoge los resultados de la estimación del modelo ARCH para cada una de las primas cuyos residuos en la estimación mínimo-cuadrática consistente presentan este tipo de heterocedasticidad.

En la prima a plazo de un año y horizonte seis meses, los resultados que se obtienen 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 un año son variables y dependen negativamente del volumen de deuda en manos de no residentes y positivamente de las variables riesgo y composición de la deuda en los horizontes a más largo plazo.

En relación a las primas a plazo de un mes y horizonte uno, dos y tres meses 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.

6. 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.

CUADRO 4

ESTIMACIÓN DE LAS PRIMAS. MODELO ARCH

	PRIMAS PLAZO UN MES						PRIMA UN AÑO
	HORIZONTE						HORIZONTE
	UN MES	DOS MESES	TRES MESES	CUATRO MESES	CINCO MESES	SEIS MESES	SEIS MESES
CONSTANTE	1,13	1,62	2,68	3,22	3,04	3,69	1,07
	(2,40)	(2,73)	(3,06)	(4,06)	(8,42)	(3,00)	(0,86)
VOLA	-0,53	-0,09	-0,06	0,85	0,74	0,71	1,54
	(-0,67)	(-0,48)	(-0,19)	(4,99)	(3,12)	(2,64)	(5,06)
TIPO DE INTERÉS	-0,04	-0,17	-0,23	-0,29	-0,22	-0,30	0,06
	(-1,66)	(-6,13)	(-4,90)	(-6,58)	(-12,66)	(-4,98)	(0,84)
NR	-0,56	1,59	-1,13	-2,47	-5,96	-9,84	-25,77
	(-0,34)	(0,64)	(-0,33)	(-0,92)	(-3,47)	(-2,07)	(-6,38)
LSC	-0,40	0,03	-0,18	-0,38	0,00	0,99	2,29
	(-0,91)	(0,04)	(-0,25)	(-0,58)	(0,00)	(0,19)	(2,62)
A0	0,1	0,13	0,26	0,17	0,06	0,44	0,19
	(1,80)	(2,44)	(3,51)	(1,16)	(1,26)	(2,69)	(2,42)
A1	1,19	0,75	0,44	1,50	2,11	0,92	0,78
	(2,12)	(1,95)	(1,95)	(2,07)	(3,12)	(2,13)	(2,28)

Nota: A0 y A1 son los coeficientes de la varianza condicional.
Los valores entre paréntesis son los estadísticos t de Student.

En los plazos muy cortos el inversor está pendiente de la evolución del tipo de interés al contado, que a su vez vendrá determinado por el comportamiento de la política monetaria, mientras que en los plazos más largos los agentes no consideran el tipo de interés al contado como una variable determinante en sus decisiones puesto que la incertidumbre sobre la evolución de los tipos de interés es mayor que en los plazos más cortos. Por contra, en los horizontes más alejados, los agentes tienen en cuenta la variable riesgo, medida por la volatilidad de los tipos de interés al contado.

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 se 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

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*, 2ª época, vol. 1, no. 1, pág. 35-54.

Ayuso, J. y M. L. de la Torre (1991): "Riesgo y volatilidad en el mercado interbancario", *Investigaciones Económicas*, vol. XV, no. 1, enero, pág. 89-119.

Backus, D. y S. Zin (1994): "Reserve engineering the yield curve", mimeo.

Bergés, A. y D. Manzano (1988): *Tipos de interés de los Pagarés del Tesoro*. Ariel Economía.

Cox, J.C., J. E. Ingersoll y S. A. Ross (1981): "A re-examination of traditional hypothesis about the term structure of interest rates", *Journal of Finance*, vol. XXXVI, no. 4, septiembre, pág. 769-799.

---------- (1985a): "An intertemporal general equilibrium model of asset prices", *Econométrica*, vol. 53, no. 2, marzo, pág. 363-384.

---------- (1985b): "A theory of the term structure of interest rates", *Econométrica*, vol. 53, no. 2, marzo, pág. 385-407.

Culberston, J. (1957): "The term structure of interest rates", *Quaterly Journal of Economics*, noviembre, pág. 485-517.

Engle, R. (1982): "Autoregressive conditional heteroscedasticity with estimates of the variance of U.K. inflation", *Econométrica* 50, pág. 987-1008.

Engle, R. F., D. M. Lilien y R. P. Robins (1987): "Estimating time varying risk premia in the term structure: the ARCH-M model", *Econométrica*, vol. 55, no. 2, marzo, pág. 391-407.

Ezquiaga, I. (1991): *El mercado español de deuda del Estado: estructura y formación de precios*, Ariel Economía.

Ezquiaga, I. y X. Freixas (1896): "El mercado repo de letras del Tesoro: análisis empírico", Documento de trabajo no. 89-09, FEDEA.

Fama, E. F. (1976): "Inflation uncertainty and expected returns on Treasury Bills", *Journal of Political Economy*, vol. 84, no. 3, pág. 427-448.

Fisher, I. (1986) : "Appreciation and interest", *Publication of the American Economic Association*, pág. 23-29 and 88-92.

Freixas, X. (1991): "Estructura temporal de los tipos de interés: hipótesis teóricas y resultados empíricos", Documento de trabajo no. 91-16, FEDEA.

---------- (1992): "Estructura temporal de los tipos de interés: hipótesis teóricas y resultados empíricos", Investigaciones Económicas, segunda época, vol. XVI, no. 2, pág. 187-203.

Freixas, X. y A. Novales (1991): "Primas de riesgo y cambio de hábitat", Documento de trabajo no. 91-08, FEDEA.

Froost, K.A. (1989): "New hope for the expectations hypothesis of the term structure of interest rates", *Journal of Finance*, vol. WLIV, no. 2, junio, pág. 283-305.

Hansen, L. P. y R. J. Hodrick (1980): "Forward exchange rates as optimal predictor of future spots rates: an econometric analysis", *Journal of Political Economy*, vol. 88, no. 5, pág. 829-853.

Hardourvelis, G. (1988): "The predictive power of the term structure during recent monetary regimes", *Journal of Finance*, pág. 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. y V.V. Roley (1983): Rational expectations and the expectations model of the term structure", *Journal of Monetary Economics*, no. 12, pág. 453-465.

Lutz, F. (1940-41): "The structure of interest rates", *Quarterly Journal of Economics*, pág. 36-63.

Mankiw, N. G. y J. A. Miron (1986): "The changing behavior of the term structure of interest rates", *Quarterly Journal of Economics*, vol. CI, mayo, pág. 211-228.

Mankiw, N. G., J.A. Miron y D. N. Weil (1987): "The adjustement of expectations to a change in regime: A study of the founding of the Federal Reserve", *American Economic Review*, vol. 77, pág. 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*, no. 191, pág. 173-192.

Meilseman, D. (1962): *The term structure of interest rates*, Princeton University Press.

Modigliani, F. y R. Sutch (1966): "Innovations in interest rate policy", *American Economic Review*, no. 56, pág. 178-197.

---------- (1967): "Debt management and the term structure of interest rates: an empirical analysis of recent experience", *Journal of Political Economy*, vol. 29, julio, pág. 569-595.

Nelson (1972): *The term structure of interest rates*, New York: Basic Books.

Restoy, F. (1995): "Determinación de la curva de rendimientos: hipótesis expectational y prima de riesgo", Documento de trabajo no. 9530. Banco de España, Servicios de Estudios.

Rico, P. (1995): "Determinación de la estructura temporal de los tipos de interés de la deuda pública", WP-EC 96-01, Instituto Valenciano de Investigaciones Económicas.

---------- (1997): "La estructura temporal de los tipos de interés. El modelo de Cox, Ingersoll y Ross", Universidad de Valencia, mimeo.

Serrat, A. (1990): " Modelización de la estructura intertemporal de tipos de interés en equilibrio general. Documento de trabajo no. 9006, septiembre, Centro de Estudios Monetarios y Financieros.

Shiller, R. J. (1990): "The term structure of interest rates", Ch. 13 of the *Handbook of Monetary Economics*, vol. I, edited by B. M. Friedman and F. H. Hahn, 1994, pág. 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. 1983, no. 1, pág. 173-217.