

ESTUDIOS SOBRE LA ECONOMIA ESPAÑOLA

La hipótesis de las expectativas en el largo plazo: Evidencia en el mercado español de la deuda pública

**Magdalena Massot
Juan M. Nave**

EEE 123

January, 2002



<http://www.fedea.es/hojas/publicado.html>

LA HIPÓTESIS DE LAS EXPECTATIVAS EN EL LARGO PLAZO: EVIDENCIA EN EL MERCADO ESPAÑOL DE DEUDA PÚBLICA

Magdalena Massot

(Departament d'Economia i Empresa. Universitat de les Illes Balears)

y

Juan M. Nave

(Departamento de Economía y Empresa. Universidad de Castilla – La Mancha)

Dirección de contacto: Juan M. Nave. Facultad de Ciencias Sociales. Avda. de los
Alfares, 44. E-16071 CUENCA. navej@idr-ab.uclm.es

Teléfono de contacto: Juan M. Nave. 609 – 670 – 298

Los autores agradecen los comentarios y sugerencias de Pilar Abad, Antonio Aznar, Rafael Flores de Frutos, Javier Gil-Bazo, Juan Ángel Lafuente, Angel León, Eliseo Navarro, Alfonso Novales, María Asunción Prats, y, especialmente, la motivación para la realización de este trabajo de Gonzalo Rubio. Versiones anteriores de este trabajo con el mismo título han sido presentadas en las I Jornadas sobre la ETTI, en el III Encuentro de Economía Aplicada y en el Seminario del Departamento de Economía Financiera de la Universidad de Alicante.

Resumen

En el presente trabajo se contrasta la Hipótesis Expectacional en los plazos más largos de la estructura temporal de tipos de interés. Para ello se aplica la metodología propuesta en Campbell y Shiller (1987, 1991), basada en la obtención de predicciones de los futuros cambios en los tipos de interés mediante un vector autorregresivo, a estimaciones no paramétricas de la curva de tipos cupón-cero. Los resultados muestran: evidencia a favor de la Hipótesis Expectacional; y que el diferencial de tipos es un buen estimador de los cambios futuros de los tipos de interés también en el largo plazo.

Palabras clave: estructura temporal de tipos de interés; teoría de las expectativas; mercado español de deuda pública anotada; modelos VAR; estimación no paramétrica.

Clasificación JEL: E43.

Abstrat

In this paper we test the Expectations Hypothesis for the long-end of the Spanish term structure of interest rates. For so doing, the methodology proposed in Campbell and Shiller (1987, 1991), based on forecasts of future changes in interest rates obtained from a vector autoregressive model, has been applied on non-parametric estimations of the zero-coupon rates curve. The results show: evidence to support the Expectations Hypothesis; and that the rates spread is also in the long terms a good estimator of future interest rate changes.

Key words: term structure of interest rates; expectations theory; Spanish market of *deuda pública anotada*; VAR modelling; non-parametric estimation.

JEL classification: E43.

I. INTRODUCCIÓN

El análisis de la información existente en la estructura temporal de tipos de interés ha sido y es objeto de estudio preferente en la literatura financiera. El enorme interés que suscita a los economistas su conocimiento se justifica no sólo por su estrecha relación con la valoración de activos financieros sino, además, porque es crucial para la evaluación de políticas macroeconómicas, ya que el posible efecto que puede provocar la modificación de los tipos de interés a corto plazo por parte de las autoridades monetarias sobre la demanda agregada depende de su incidencia en los tipos de interés a largo plazo.

Un primer paso para alcanzar a comprender la relación de los tipos de interés para distintos plazos consiste en examinar el cumplimiento de la denominada Teoría o, alternativamente, Hipótesis de las Expectativas (HE). Esta teoría relaciona el tipo de interés a largo plazo con la media del actual tipo de interés a corto plazo y las expectativas del mercado sobre su evolución en el futuro a través de una prima de rentabilidad temporal constante en el tiempo.

El estudio de esta relación entre los tipos de interés a corto plazo y los tipos de interés a largo plazo puede abordarse desde distintos ámbitos: el de los modelos de valoración intertemporal de activos financieros en equilibrio, el de los modelos de valoración de bonos en ausencia de oportunidades de arbitraje y el empiricista.

A cualquiera de estos ámbitos se le asocian dificultades para la correcta realización del análisis propuesto: así, en los dos primeros están presentes los problemas habituales en el contraste de modelos teóricos de valoración y la dificultad de aislar conclusiones acerca de las distintas hipótesis sobre los que éstos se construyen; mientras que en el último los

problemas más habituales son de corte econométrico, excepción hecha de la incompatibilidad de la versión en tiempo discreto de la HE con la ausencia de oportunidades de arbitraje en el mercado en que se analiza.

En este sentido, en Longstaff (2000), se demuestra que en mercados incompletos, como los analizados, la incompatibilidad teórica de las hipótesis tradicionales de formación de la estructura temporal de los tipos de interés con los argumentos de ausencia de arbitraje no es tal, lo que implica que la validación de la HE en este tipo de mercados se convierta en una cuestión puramente empírica.¹

De hecho, han sido numerosos los autores que han centrado sus trabajos en este ámbito empiricista, llegando a distintos resultados en función del mercado estudiado, del país en que se ubica dicho mercado, de la localización temporal y amplitud del periodo analizado, de la frecuencia de los datos manejados en dicho periodo y de la técnica o técnicas estadísticas que concretamente se hayan utilizado en cada uno de los citados trabajos.

Así por ejemplo, en el mercado estadounidense, el más profusamente analizado, coinciden en el rechazo de la HE Shiller (1979), Jones y Roley (1983), Shiller, Campbell y Schoenholtz (1983), Mankiw y Summers (1984), Fama (1984), Mankiw y Miron (1986), Fama y Bliss (1987), Miskin (1988), Hardouvelis (1988), Campbell y Shiller (1991), Evans y Lewis (1994) y Bekaert, Hodrock y Marshall (1997); reconociéndose, sin embargo, en alguno de estos trabajos cierta capacidad de predicción en la estructura temporal de tipos de interés.

No obstante, para ese mismo mercado, en Sola y Driffill (1994) no se rechaza la validez de esta hipótesis para el corto plazo; en McFadyen, Pickerill y Devaney (1991) a partir de un análisis de causalidad en sentido de Granger tampoco se rechaza su

cumplimiento; y en un trabajo reciente de Bekaert y Hodrick (2000) se detecta un aumento en la evidencia favorable al cumplimiento de la HE cuando se utilizan distribuciones de los estadísticos más coherentes con las muestras utilizadas.

Por otra parte, trabajos donde se analizan simultáneamente distintos mercados, como el de Mankiw (1986), el de Hardouvelis (1994) y el de Gerlach y Smets (1997), confirman el rechazo a la HE en el mercado USA, toda vez que evidencian la contraposición de estos resultados con los obtenidos al examinar determinados mercados europeos en donde la HE no puede ser estadísticamente rechazada. En este mismo sentido, Domínguez y Novales (2000) hallan una fuerte evidencia a favor de la HE en el Euromercado de depósitos.

Para el mercado español existe un conjunto numeroso de trabajos de corte empírico que estudian el comportamiento de los tipos de interés.² La mayoría de estos trabajos se centran en el mercado interbancario,³ coincidiendo en gran parte en el rechazo de la capacidad de los tipos de interés implícitos para explicar futuros tipos de interés al contado. El mayor problema que plantea el marco elegido para realizar estos trabajos es, además de la presencia de importantes primas por liquidez ocasionadas por las tensiones propias de los mercados monetarios, la existencia probada en el mismo de primas por riesgo de crédito.⁴ Esta problemática se evita sin embargo en los trabajos de Ezquiaga y Freixas (1991) y Massot, Navarro y Nave (2000) con la utilización de cotizaciones del mercado “repo” de Letras del Tesoro en el primero y de estimaciones no paramétricas de la estructura temporal del mercado español de deuda pública en el segundo.

En la medida en que, aunque por diferentes motivos, todos los trabajos anteriores tan sólo cubren el corto plazo (normalmente hasta el plazo de un año), se plantea la necesidad, puesta ya de manifiesto en Freixas (1992), de ampliar el análisis al largo plazo, necesidad que motiva la realización del presente trabajo; así, en éste se analiza la formación de la

estructura temporal de los tipos de interés definida hasta un plazo de diez años, para lo que es imprescindible acudir a la información que contienen las cotizaciones de la deuda pública en su mercado secundario.

En la siguiente sección se especifican las implicaciones de la HE en la formación de la estructura temporal de los tipos de interés, concretadas en la relación que ésta establece entre el diferencial de tipos de interés a distintos plazos y los futuros movimientos de los tipos de interés a corto plazo. La Sección III desarrolla la metodología utilizada en la contrastación de esta hipótesis realizada posteriormente en la Sección VI; en la Sección IV se describe la base de datos utilizada y el proceso seguido en su elaboración, mientras que en la Sección V se realiza un análisis preliminar a la contrastación formal. Por último, en la Sección VII se sintetizan las conclusiones más relevantes del trabajo.

II. LA TEORÍA DE LAS EXPECTATIVAS

La HE de la estructura temporal de tipos de interés establece que el tipo de interés a largo plazo en t , R_t^n , es igual a una media simple de las expectativas de futuros tipos de interés a corto plazo desde t hasta $n-m$, R_t^m , más una prima de rentabilidad, $c^{(n,m)}$, que varía con n y m pero que permanece constante a lo largo del tiempo:

$$R_t^n = \frac{1}{k} \sum_{i=0}^{k-1} E_t R_{t+mi}^m + c^{(n,m)} \quad k = n/m \quad (1)$$

donde k es un número entero.

Restando R_t^m en ambos lados de la ecuación (1) se obtiene que el *spread* o diferencial entre el tipo de interés a largo plazo y el tipo de interés a corto plazo, $S_t^{(n,m)} = R_t^n - R_t^m$, es una media ponderada de las expectativas de futuros cambios en los tipos de interés a corto plazo sobre n períodos:

$$\begin{aligned}
 R_t^n - R_t^m &= \frac{1}{k} \sum_{i=0}^{k-1} E_t R_{t+mi}^m + c^{(n,m)} - R_t^m = \frac{1}{k} \sum_{i=1}^{k-1} E_t [R_{t+mi}^m - R_t^m] + c^{(n,m)} \\
 S_t^{(n,m)} &= \frac{1}{k} \sum_{i=1}^{k-1} E_t [(R_{t+mi}^m - R_{t+m(i-1)}^m)(k-i)] + c^{(n,m)} \\
 S_t^{(n,m)} &= E_t \left[\sum_{i=1}^{k-1} \left(1 - \frac{i}{k} \right) \Delta^m R_{t+im}^m \right] + c^{(n,m)} = E_t S_t^{*(n,m)} + c^{(n,m)} \quad (2)
 \end{aligned}$$

donde:

$\Delta^m R_{t+im}^m$ expresa la variación en un período de amplitud m en los tipos de interés a corto plazo, $R_{t+im}^m - R_{t+im-m}^m$; y

$S_t^{*(n,m)}$ recoge la suma ponderada de dichos cambios.

Para examinar la ecuación (2) puede estimarse la siguiente regresión:

$$S_t^{*(n,m)} = a + b S_t^{(n,m)} + e_{t+n-m} \quad (3)$$

donde $a = -c^{(n,m)}$.

Esta estimación permitirá verificar si la variación del *spread* explica las variaciones en los futuros tipos de interés esperados a corto plazo,⁵ en cuyo caso el parámetro estimado será igual a la unidad; o si por el contrario, el *spread* no contiene información sobre los futuros tipos de interés esperados, siendo el parámetro estimado, en este caso, no significativamente distinto de cero, explicando esta variación la existencia de una prima de rentabilidad temporal.

Este análisis que, en principio, puede resultar enormemente atractivo, presenta sin embargo algunos inconvenientes que es importante tener en cuenta:

- (i) En primer lugar, en la medida en que se incrementa el horizonte de predicción, n , un sustancial porcentaje de los datos se pierde, pudiendo mermar considerablemente el número de observaciones para un mismo periodo de estudio.
- (ii) En segundo lugar, la estimación de la regresión anterior supone la utilización de observaciones solapadas y la fiabilidad de los modelos econométricos que corrigen los errores estándar de las regresiones que adolecen de dicho problema se anula si el grado de solapamiento es elevado en relación con su tamaño muestral.⁶

Estos inconvenientes son los que, por ejemplo en Massot, Navarro y Nave (2000), provocan la restricción del análisis al corto plazo ($n = 12$ meses) con el fin de obtener conclusiones lo más robustas posible.⁷ Así, para poder extender el análisis al largo plazo, dadas las dificultades de ampliar el periodo de análisis, se hace imprescindible trabajar con alguna metodología alternativa que evite al máximo estos problemas, como es la propuesta por Campbell y Shiller (1991) que se describe en la siguiente sección.

III. EL *SPREAD* TEÓRICO Y LA TEORÍA DE LAS EXPECTATIVAS

La media ponderada de las expectativas de futuros cambios en los tipos de interés a corto plazo es lo que se denomina, de acuerdo con la terminología de Campbell y Shiller (1991), el *spread* teórico de los tipos de interés, ya que es el *spread* que debería obtenerse si la HE se cumpliera con exactitud en el mercado. La estimación de dicho *spread* y su comparación con el diferencial de tipos de interés o *spread* real permite aceptar o no la HE en función de que ambas variables tengan o no un comportamiento similar.

A partir de la ecuación (2) podemos suponer que las variaciones en el tiempo de los tipos de interés a corto plazo y del diferencial real de tipos dependen conjuntamente de sus valores retardados por lo que Campbell y Shiller proponen obtener predicciones conjuntas de ambas variables mediante la aplicación de un modelo VAR.

Aunque el conjunto total de información que utilizan los agentes para formar sus expectativas no es observable, la ecuación (2) puede proyectarse sobre cualquier subconjunto de información. Si se considera, concretamente, un subconjunto de información que incluya el propio diferencial de tipos de interés, la ecuación (2) queda inalterada, es decir, el *spread* o diferencial de tipos observable en t debe ser igual a la media ponderada de las expectativas en t – condicionadas ahora al subconjunto de información considerado – de futuros cambios en los tipos de interés a corto plazo sobre n períodos.

Se parte de un vector estocástico estacionario

$$x_t = [\Delta R_t^m, S_t^{(n,m)}]$$

donde:

$x_t, x_{t-1}, x_{t-2}, \dots$, es el subconjunto de información considerado;

ΔR_t^m es el cambio en un período del tipo de interés a corto plazo; y

$S_t^{(n,m)}$ es el *spread* o diferencial entre el tipo de interés a largo plazo y el tipo de interés a corto plazo.

Este vector, x_t , puede ser representado mediante un VAR de orden p o mediante un VAR de primer orden de la siguiente forma: ⁸

$$z_t = Az_{t-1} + u_t \quad (4)$$

donde:

$$z_t \equiv [\Delta R_t^m \dots \Delta R_{t-(p-1)}^m S_t^{(n,m)} \dots S_{t-(p-1)}^{(n,m)}];$$

A es la matriz $(2p \times 2p)$ de coeficientes del modelo VAR bivalente de orden 1; y

$u_t = [v_{1t} 0 \dots 0 v_{2t} 0 \dots 0]$ es el vector $(2p \times 1)$ que contiene los términos de error aleatorios.

A partir de esta representación, podemos calcular fácilmente predicciones de los futuros tipos de interés mediante la siguiente expresión:

$$E[z_{t+k} | x_t, x_{t-1}, \dots] = E[z_{t+k} | z_t] = E_t[z_{t+k}] = A^k z_t \quad (5)$$

Si, a su vez, definimos h' como un vector de $(2 \times p)$ elementos, tal que el primero de ellos es igual a 1 y el resto son iguales a cero, las predicciones de la variación del tipo de interés a corto plazo k períodos en el futuro vendrán determinadas por:

$$E[\Delta R_{t+k}^m | z_t] = E_t[\Delta R_{t+k}^m] = h' A^k z_t \quad (6)$$

Esta última expresión permitirá calcular la variación de futuros tipos de interés a corto plazo que debe esperar el mercado si la HE se cumple y, con ello, lo que se denominará como *spread* teórico, $S_t^{(n,m)}$.

Así, a partir de la ecuación (2) y considerando $c^{(n,m)} = 0$ se tiene que:

$$\begin{aligned} S_t^{(n,m)} &= \sum_{i=1}^{k-1} E_t \Delta R_{t+im}^m - \sum_{i=1}^{k-1} \frac{i}{k} E_t \Delta R_{t+im}^m \\ &= \sum_{j=1}^{k-1} \sum_{i=1}^m E_t \Delta R_{t+m(j-1)+i}^m - \frac{1}{k} \sum_{j=1}^{k-1} j \sum_{i=1}^m E_t \Delta R_{t+m(j-1)+i}^m \\ &= E_t \left[\sum_{i=1}^m \Delta R_{t+i}^m + \sum_{i=1}^m \Delta R_{t+m+i}^m + \dots + \sum_{i=1}^m \Delta R_{t+(n-2m)+i}^m \right] - \\ &\quad - \frac{1}{k} E_t \left[1 \sum_{i=1}^m \Delta R_{t+i}^m + 2 \sum_{i=1}^m \Delta R_{t+m+i}^m + \dots + (k-1) \sum_{i=1}^m \Delta R_{t+(n-2m)+i}^m \right] \\ &= E_t [\Delta R_{t+1}^m + \Delta R_{t+2}^m + \dots + \Delta R_{t+(n-m)}^m] - \\ &\quad - \frac{1}{k} E_t [(\Delta R_{t+1}^m + \dots + \Delta R_{t+m}^m) + 2(\Delta R_{t+m+1}^m + \dots + \Delta R_{t+2m}^m) + \dots + \\ &\quad + (k-1)(\Delta R_{t+(n-2m)+1}^m + \dots + \Delta R_{t+(n-m)}^m)] \end{aligned} \quad (7)$$

Se sustituyen las expectativas de los sucesivos cambios de los tipos de interés a corto plazo en (7) por (6):

$$S_t^{(n,m)} = h' [Az_t + A^2z_t + \dots + A^{n-m}z_t] - h' \frac{1}{k} [(Az_t + \dots + A^m z_t) + 2(A^{m+1}z_t + \dots + A^{2m}z_t) + \dots + (k-1)(A^{n-2m+1}z_t + \dots + A^{n-m}z_t)]$$

Se aplican las fórmulas de la progresión geométrica y de la aritmética-geométrica a la expresión resultante y se obtiene la siguiente:

$$\begin{aligned} S_t^{(n,m)} &= h' \left[\frac{A - A^{n-m+1}}{I - A} \right] z_t - h' \frac{1}{k} \left[\frac{A - A^{n-m+1}}{I - A} + \frac{A^{m+1} - A^{n-m+1}}{I - A} + \dots + \frac{A^{n-2m+1} - A^{n-m+1}}{I - A} \right] z_t \\ &= h' \left[(A - A^{n-m+1}) - \frac{1}{k} \left(\frac{A - A^{n-2m+1}A^m}{I - A^m} - (k-1)A^{n-m+1} \right) \right] (I - A)^{-1} z_t \\ &= h' A \left[(I - A^{n-m}) - \frac{1}{k} (I - A^{n-m})(I - A^m)^{-1} + A^{n-m} - \frac{1}{k} A^{n-m} \right] (I - A)^{-1} z_t \end{aligned}$$

Expresión que, después de simplificarse como sigue, permitirá obtener directamente el *spread* teórico:

$$S_t^{(n,m)} = h' A \left[I - \frac{1}{k} (I - A^n)(I - A^m)^{-1} \right] (I - A)^{-1} z_t \quad (8)$$

A partir de la ecuación anterior (8) puede realizarse un primer contraste basado en el examen del comportamiento de ambos *spreads*, $S_t^{(n,m)}$ y $S_t^{(n,m)}$: así, si la HE se mantiene, la evolución de ambas variables será la misma y la correlación entre el *spread* teórico y el *spread real* ($r_{s',s}$), el ratio de sus desviaciones estándar ($s_{s'}/s_s$) y el coeficiente de regresión ($b \equiv r_{s',s}s_{s'}/s_s$) serán iguales a 1; por el contrario, si el tipo de interés a largo

plazo reacciona excesivamente, o insuficientemente, frente a las expectativas de futuros tipos de interés a corto plazo el ratio $s_{s'} / s_s$ será menor que 1, o mayor que 1, respectivamente.

Por otra parte, si definimos g' como un vector de $(2 \times p)$ elementos, todos iguales a cero a excepción del elemento $p+1$ que es igual a 1, y considerando de nuevo la ecuación (2) y $c^{(n,m)} = 0$, podemos plantear las siguientes igualdades:

$$S_t^{(n,m)} = g' z_t = S_t'^{(n,m)} \quad (9)$$

lo que implica imponer una serie de restricciones no lineales a los coeficientes del VAR:

$$g' = h' A \left[I - \left(\frac{m}{n} \right) (I - A^n) (I - A^m)^{-1} \right] (I - A)^{-1} \quad (10)$$

Estas restricciones pueden examinarse mediante el contraste de Wald.⁹ Para ello, se define la hipótesis nula de la forma:

$$f(b) = 0$$

en donde $f(b)$ es un vector columna que contiene las $2p$ restricciones no lineales que deben cumplir los coeficientes para que el modelo expectacional sea aceptado.

A partir de esta definición de la hipótesis nula se construye el estadístico de Wald que se distribuye como una chi-cuadrado con tantos grados de libertad como número de restricciones impuestas:

$$W_{1 \times 1} = f(\hat{b})'_{1 \times 2p} \{ \text{var}[f(\hat{b})]_{2p \times 2p}^{-1} f(\hat{b})_{2p \times 1} \sim \chi^2_{2p} \quad (11)$$

en donde la varianza de las funciones no lineales se ha obtenido de la siguiente igualdad:

$$\text{var}[f(\hat{b})]_{2p \times 2p} = \left[\frac{\partial f(\hat{b})}{\partial \hat{b}'} \right]_{2p \times 4p} \text{var}[\hat{b}]_{4p \times 4p} \left[\frac{\partial f(\hat{b})}{\partial \hat{b}'} \right]'_{4p \times 2p} \quad (12)$$

siendo:

$\left[\frac{\partial f(\hat{b})}{\partial \hat{b}'} \right]_{2p \times 4p}$ la matriz de derivadas de cada una de las funciones no lineales

respecto a cada uno de los $4p$ coeficientes; y

$\text{var}[\hat{b}]_{4p \times 4p}$ la matriz de varianzas y covarianzas de los coeficientes estimados.

Este examen proporciona un segundo contraste de la HE mediante esta metodología.

Como puede observarse, los dos tipos de contraste que posibilita la utilización de la metodología propuesta por Campbell y Shiller son de distinta naturaleza: el primero, más informal desde un punto de vista estadístico, proporciona una valiosa información desde el punto de vista económico; mientras que el segundo no ofrece información económica más allá de la que se desprende de la aceptación o rechazo estadístico del cumplimiento de las restricciones que implica la HE.

La complementariedad de los dos contrastes propuestos aconseja su utilización conjunta, explotando al máximo la información que se desprende del contraste informal y corroborando posteriormente, si procede, los resultados desde una vertiente más estadística con el test de Wald.¹⁰

IV. DATOS UTILIZADOS

Al contrario de lo que sucede en los trabajos que analizan la HE desde un enfoque no empírico, en los que las primas temporales que se estudian surgen como consecuencia de considerar como cierto el proceso generador de la estructura temporal que resulta de los modelos teóricos de valoración de bonos con los que trabajan, el análisis aquí propuesto, por su naturaleza, requiere la utilización de datos extraídos directamente del mercado.

Es por ello por lo que, si se quiere realizar un estudio que vaya más allá del corto plazo como aquí ocurre, resulta como mínimo conveniente recurrir a las cotizaciones de la deuda pública en su mercado secundario. Con ello, se consigue evitar la presencia de primas por riesgo de insolvencia de dificultosa depuración, aunque otras distorsiones inherentes a estas cotizaciones como consecuencia de la discontinuidad de los plazos a vencimiento, del efecto cupón, del sesgo fiscal y de las posibles primas por liquidez, hacen necesario un tratamiento previo adecuado de estos datos.¹¹

Así pues, se han realizado estimaciones funcionales de la estructura temporal de los tipos de interés durante el periodo de análisis que abarca desde septiembre de 1993 a diciembre de 1998, ambos inclusive. Para ello se han utilizado las cotizaciones del segmento mayorista del mercado secundario de deuda pública anotada y una adaptación a dicho mercado de la metodología de estimación y ajuste propuesta por Vasicek y Fong (1982).

La ausencia de bonos cupón-cero a medio y largo plazo en el mercado español de deuda pública hace necesario el ajuste de funciones a los tipos de interés al contado implícitos en de las cotizaciones de los de bonos con pago periódico de cupones, de esta forma se elimina el efecto cupón presente en estas últimas.¹²

Este proceso de estimación y ajuste permite introducir un mecanismo corrector del efecto fiscal presente, igualmente, en las cotizaciones empleadas,¹³ y así obtener tipos cupón-cero para todos y cada uno de los plazos contenidos en el segmento estudiado de la estructural temporal.

La elección para realizar las estimaciones del segmento de mercado aludido se justifica por su mayor grado de liquidez y volumen de negociación, características que permiten despreciar la posible presencia de primas por liquidez y obtener unos ajustes fidedignos de la curva.

Por otro lado, la metodología de estimación de la estructura temporal empleada se fundamenta en el ajuste de funciones no paramétricas, concretamente, *splines* exponenciales. Con la utilización de esta técnica de aproximación de funciones se consigue obtener estructuras *forward* con sentido sin necesidad de forzar el ajuste en el tramo alto de la curva, evitándose de este modo la presencia indeseable de hipótesis implícitas sobre la prima tal y como ocurre en las estimaciones realizadas con modelos paramétricos que, por otra parte, dada su mayor simplicidad y/o disponibilidad, se utilizan más frecuentemente.¹⁴

Como se ha señalado con anterioridad, el período analizado comienza en septiembre de 1997 al igual que en Massot, Navarro y Nave (2000). En este último trabajo se justifica esta fecha inicial por el cambio estructural en el comportamiento de los tipos de interés marcado por el fin de la crisis del Sistema Monetario Europeo en agosto de 1993 y provocado por el ensanchamiento de las bandas de fluctuación del sistema, tal y como se pone de manifiesto en Navarro y Nave (1997).

De esta forma se evitan los posibles problemas de heterocedasticidad provocados por dicho cambio estructural al analizar períodos con un inicio anterior al fijado. A partir de esta

limitación se ha ampliado al máximo el periodo de estudio, alargándolo hasta nuestros días en la medida en que la disponibilidad de las cotizaciones lo ha permitido.

De las estimaciones de la estructura temporal realizadas se han extraído los tipos de interés correspondientes a los plazos de 1 hasta 12 meses, 18 meses y 2, 3, 4, 5, 7 y 10 años con una periodicidad mensual, es decir, se trabaja con 64 estimaciones para cada uno de los plazos seleccionados.¹⁵

V. ANÁLISIS PRELIMINAR DE LOS DATOS

A. La estacionariedad de los *spreads* de tipos de interés.

Como un primer indicio del posible cumplimiento de la HE se ha examinado el comportamiento estacionario de los tipos de interés y de sus *spreads*. Si los tipos de interés, R_t^n, R_t^m , son series integradas de orden 1, sus primeras diferencias, $\Delta R_t^n, \Delta R_t^m$, son series estacionarias, por lo que una implicación teórica del modelo es que los *spreads*, $S_t^{(n,m)}$, ya que son una combinación lineal de variables estacionarias – como describe la ecuación (2) – deben ser, también, series estacionarias.

El Cuadro 1 presenta los resultados obtenidos al aplicar el contraste de Dickey-Fuller Aumentado (ADF). El número de retardos p apropiado en cada una de las variables se ha determinado de acuerdo con el procedimiento secuencial propuesto en Hamilton (1994), aplicándose el contraste de multiplicadores de Lagrange de Breusch-Godfrey con 12 grados de libertad para contrastar la ausencia de autocorrelación de los residuos obtenidos al estimar los procesos autorregresivos seleccionados. De los tipos de interés extraídos de las

estimaciones de la estructura temporal se han utilizado como tipos a corto los correspondientes a los plazos de 1, 2, 3, 6 y 12 meses.

Con un nivel de significación de un 5% se acepta la hipótesis nula de no estacionariedad de los tipos de interés en nivel para todos los plazos considerados, y se rechaza la hipótesis nula para las series de tipos de interés en primeras diferencias – tal y como queda reflejado en el Panel A del citado Cuadro 1. Con el mismo nivel de significación del 5% se rechaza la hipótesis nula de no estacionariedad de los *spreads*, a excepción de los señalados con un asterisco en el Panel B del Cuadro 1, donde la hipótesis nula se rechaza con un nivel de significación de un 10%.

Por otra parte, la estacionariedad de los *spreads*, definidos por una combinación lineal de dos series de tipos de interés que por lo general son no estacionarias e integradas de orden 1, implica la cointegración de los tipos de interés a corto y largo plazo. Este hecho ha provocado que algunos trabajos que estudian el cumplimiento de la HE se hayan centrado en el análisis de esta relación de cointegración. Sin embargo, como señala Lange (1999), aunque la existencia de esta relación de cointegración es condición necesaria para que se cumpla la HE, no constituye en sí misma un test explícito de ésta.¹⁶

B. El modelo VAR.

Una vez se ha comprobado que los tipos de interés son series $I(1)$ y los *spreads* $I(0)$, y siguiendo con la metodología propuesta en la Sección III, se realizan dos contrastes para seleccionar el número de retardos apropiado del modelo VAR a partir del cual se obtendrá el *spread* teórico: el Criterio de Información de Akaike (AIC) y el contraste de la razón de verosimilitud (LR) corregido por el número de parámetros estimados por ecuación de acuerdo con la modificación propuesta por Sims.

En el Cuadro 2 se muestra como para la gran mayoría de vencimientos ambos contrastes coinciden en la selección de un modelo VAR(1). No obstante, para determinados valores de n y m se ha producido una discrepancia en la elección – el AIC opta por un VAR(1) y el contraste LR por un VAR(3) o un VAR(4) según el caso – por lo que se ha realizado de nuevo el contraste LR entre ambos números de retardos y, con un nivel de significación de un 5%, se ha aceptado el VAR(1) frente a la hipótesis alternativa del número de retardos superior.

Por otra parte, con el objetivo de examinar la correcta estimación por mínimos cuadrados ordinarios (MCO) del modelo VAR(1) anteriormente seleccionado, se ha efectuado sobre los residuos obtenidos en cada una de las dos ecuaciones del sistema el contraste de multiplicadores de Lagrange de Breusch-Godfrey con 12 grados de libertad para contrastar la ausencia de autocorrelación y el contraste de White para comprobar la presencia o no de heterocedasticidad. Los resultados de la estimación y de estos dos contrastes se muestran en el Cuadro 3.

La aceptación en ambos casos de la hipótesis nula con un nivel de significación del 5% no ha supuesto modificación alguna sobre el orden elegido, por lo que directamente se ha pasado a efectuar un contraste de causalidad en el sentido de Granger como último paso previo al examen del *spread* teórico.

C. La causalidad en sentido de Granger.

Si se cumple la HE, el tipo de interés a largo plazo anticipa los futuros tipos de interés a corto plazo y, por tanto, una segunda implicación teórica del modelo es que el

diferencial de tipos de interés, $S_t^{(n,m)}$, es causa en el sentido de Granger del cambio de los tipos de interés a corto plazo, ΔR_t^m , de tal forma que incluir valores retardados del *spread* mejora las predicciones de futuros cambios de los tipos de interés a corto plazo en comparación con las predicciones que únicamente consideran la información histórica de dichos cambios.

El Cuadro 4 muestra los resultados obtenidos del contraste que se distribuye según una chi-cuadrado con p grados de libertad, uno en nuestro caso. Con un nivel de significación de un 5% se rechaza la hipótesis nula de que el diferencial de tipos no es causa en sentido de Granger de la variación del tipo de interés a corto plazo.

De este modo se encuentra una nueva evidencia en contra de rechazar a priori el cumplimiento de la HE, aunque, una vez más, el análisis realizado no sea suficiente en sí mismo para asegurar dicho cumplimiento, teniendo que recurrir para ello a tests más explícitos que, a su vez, proporcionan mayor información sobre el contenido económico de las relaciones entre los distintos plazos de la estructura temporal de los tipos de interés.

VI. CONTRASTE DE LA HIPÓTESIS DE LAS EXPECTATIVAS

A. El *spread* teórico versus el *spread* real.

Una vez comprobadas las dos condiciones necesarias para el cumplimiento de la HE, la matriz de coeficientes A del modelo VAR(1) estimado se ha sustituido en la ecuación (8) para la obtención del *spread* teórico, $S_t^{(n,m)}$. Con él se ha procedido a la realización de los distintos cálculos que permiten efectuar el análisis comparativo de su comportamiento frente al del *spread* real.

En el Cuadro 5 se recogen los resultados obtenidos al calcular el coeficiente de correlación entre el *spread* teórico resultante y el *spread* real, $r_{s',s}$ y el cociente entre las desviaciones estándar de ambas variables, $s_{s'} / s_s$.

Para los distintos tipos de interés a corto plazo considerados, con independencia del horizonte temporal analizado, nos encontramos con valores muy próximos a la unidad. El coeficiente de correlación es en casi todos los casos igual a 0,99 y el *ratio* de las desviaciones estándar entre ambos *spreads* toma valores aproximados entre 0,90 y 1,25 – incrementándose a medida que aumenta n y m .

El comportamiento de las dos series es pues muy similar y, por lo tanto, el cumplimiento de la HE, a tenor de estos resultados, no puede ser rechazado en el mercado español de deuda pública.

La Figura 1 muestra de forma gráfica los resultados presentados en el Cuadros 5. En ella no se aprecian prácticamente discrepancias entre el comportamiento del *spread* teórico calculado, $S_t^{(n,m)}$, y el *spread* real, $S_t^{(n,m)}$. Concretamente, se consideran las expectativas de los futuros tipos de interés a un mes en el plazo de 2 y 120 meses, así como las expectativas de los futuros tipos de interés a un año en el plazo de 2 y 10 años. La diferencia entre ambas variables se explica, además de por el error de predicción, por la presencia de una prima temporal constante distinta de cero que, como ya se ha comentado, no se ha incluido en el cálculo de *spread* teórico.

El Cuadro 6 muestra el coeficiente obtenido al estimar la regresión del *spread* teórico sobre el *spread* real, $b_{s',s} \equiv r_{s',s} s_{s'} / s_s$. Nótese como la estimación de esta

regresión no supone la utilización de observaciones solapadas ni disminuye el número de observaciones al incrementar n como sucede en el análisis directo efectuado mediante la regresión de la ecuación (3).

Como cabría esperar por los resultados anteriores presentados en el Cuadro 5, sus valores son también muy próximos a la unidad, poniendo de manifiesto una vez más la gran capacidad predictiva del diferencial de tipos de interés sobre los futuros tipos de interés esperados a corto plazo.

En la Figura 2 se representa gráficamente los puntos que dibujan los pares conformados por los valores del *spread* que se obtienen de la ecuación estimada y el *spread* real. En ella se observa la cercanía de los distintos pares que conforman la nube de puntos de la bisectriz del gráfico que señala la pendiente unitaria perfecta.

En la Figura 3 se dibuja la anterior nube de puntos con su propia recta de regresión, reflejando la alta bondad del ajuste de las regresiones estimadas, en donde el coeficiente de determinación ha sido en todos y cada uno de los casos de 0,99. Asimismo puede observarse la enorme similitud del gráfico con el que se dibuja en la Figura 2.

Por otra parte, el *spread* teórico, como ya se ha indicado anteriormente, está calculado considerando que la prima temporal es constante e igual a cero, $c^{(n,m)} = 0$, de tal forma que la significatividad del término constante en la regresión estimada – Cuadro 6 – parece corroborar la presencia de una prima por plazo constante y distinta de cero.

En la Figura 4 se ha sumado al *spread* teórico el término constante estimado en la regresión efectuada anteriormente, comprobándose como la diferencia existente en la Figura 1 se reduce hasta tomar valores alrededor de cero.

B. El contraste de Wald.

Como se ha señalado ya anteriormente, un segundo contraste, complementario al que se acaba de realizar, adecuado para corroborar estadísticamente la ya irrefutable evidencia, al menos desde un punto de vista económico, a favor de la HE mostrada en el mercado español de deuda pública, consiste en examinar el conjunto de restricciones no lineales de los coeficientes de la matriz A del modelo VAR(1) – ecuación (10) – mediante un contraste de Wald.

El cuadro 7 muestra los estadísticos obtenidos como resultado de aplicar la expresión (11). Los coeficientes estimados cumplen las restricciones no lineales impuestas por la HE, con un nivel de significación de un 5%, reafirmandose de este modo la evidencia a favor de la HE obtenida en la sección anterior al examinar el comportamiento conjunto de los *spreads* teórico y real. En este caso, la coherencia de los resultados obtenidos en el contraste informal y los obtenidos con el test de Wald hacen innecesaria la búsqueda de argumentos explicativos de las posibles divergencias que, como se ha señalado ya con anterioridad, no son nada infrecuentes en la literatura financiera que se ocupa de la cuestión aquí analizada.

VII. CONCLUSIONES

En este trabajo se ha analizado la relación existente entre los tipos de interés de los distintos plazos, desde el de un mes hasta el de 10 años, que definen la estructura temporal del mercado español de deuda pública. Para ello se ha seguido la metodología propuesta en

Campbell y Shiller (1987 y 1991), evitando de este modo los inconvenientes propios de la regresión directa de futuros tipos de interés a corto plazo sobre el diferencial de tipos, inconvenientes que, en el mejor de los casos, limitarían el estudio a un plazo inferior.

Inicialmente se ha comprobado que el diferencial de tipos de tiene un comportamiento estacionario y que es causa en sentido de Granger de la variación del tipo de interés a corto plazo, las dos condiciones necesarias para que se cumpla la HE. Igualmente se ha efectuado la estimación de lo que se ha denominado el *spread* teórico, la suma ponderada de futuros tipos de interés que el mercado debe esperar si la HE se cumple, utilizando un modelo VAR.

Seguidamente se ha realizado un primer contraste examinando el comportamiento conjunto entre el *spread* teórico calculado y el *spread* real, obteniendo el coeficiente de correlación entre ambos, el cociente de sus desviaciones estándar y el coeficiente de regresión. Los valores muy próximos a uno han revelado la gran capacidad predictiva del diferencial de tipos de interés sobre las expectativas del mercado de los futuros tipos de interés a corto plazo.

Un segundo contraste ha corroborado formalmente los resultados anteriores. Las restricciones no lineales que deben cumplir los coeficientes del modelo VAR bivalente estimado para que el modelo de expectativas sea aceptado no han sido rechazadas en ningún caso como hipótesis nula en el contraste de Wald.

Así pues, los resultados obtenidos con esta metodología avalan de forma contundente la evidencia a favor de la HE no sólo en el corto plazo, confirmándose los resultados del análisis efectuado en Massot, Navarro y Nave (2000), sino además para un horizonte de predicción a más largo plazo, hasta el plazo de 10 años.

La forma creciente de la estructura temporal de las primas por plazo (constantes) encontradas en el análisis sugiere que el camino lógico para continuar la investigación en este campo y este mercado es la realización de un contraste formal de la hipótesis de la preferencia por la liquidez – Hicks (1939) –, como caso particular de la HE en sentido amplio que se ha analizado en este artículo.

¹ En Campbell (1986) ya se desprecia la posible incidencia en las primas temporales de esta problemática, desarrollada en Cox, Ingersoll y Ross (1981).

² En los otros dos enfoques encontramos, por un lado, en el ámbito de los modelos de equilibrio general, los trabajos de Serrat (1990) y Rico (1999); y, por el otro, en el ámbito de los modelos de no arbitraje, el trabajo de Restoy (1995).

³ Entre otros, Ezquiaga (1990), Martín y Pérez de Villarreal (1990), Ezquiaga y Freixas (1991), Ayuso y de la Torre (1991), Freixas y Novales (1992), Ayuso, Novales y de la Torre (1992), Pérez, Sáez y Murillo (1997), Prats y Beyaert (1998) y Robles y Flores de Frutos (2000).

⁴ Estudios recientes entorno a la estimación de primas por riesgo de crédito revelan que éstas, además de depender de la calidad crediticia del emisor concreto, no son independientes ni del plazo ni del tiempo – Singleton (1998).

⁵ Asumiendo expectativas racionales podemos utilizar como variable dependiente los futuros cambios del tipo de interés a corto plazo ya que, bajo esta hipótesis, las diferencias entre los futuros tipos de interés reales y los esperados están incorrelacionados con el *spread* de tipos.

⁶ Véase al respecto Richardson y Stock (1989) y Hodrick (1990).

⁷ Los resultados obtenidos muestran evidencia a favor de la HE.

⁸ Sustrayendo de las variables sus respectivas medias los términos constantes desaparecen del sistema.

⁹ Entre otros, Campbell y Shiller (1987) primero y McDonald y Speight (1988) y Mills (1991) después, asumen que $n \rightarrow \infty$, lo que simplifica enormemente la aplicación del contraste. Si $n \rightarrow \infty$, se linealizan el conjunto de restricciones que deben cumplir los coeficientes de la matriz A . No obstante, la validez de las restricciones lineales anteriores es cuestionable si el vencimiento del tipo de interés a largo plazo no es suficientemente amplio – Mills (1991).

¹⁰ Además de no informar, en su caso, sobre la importancia de las desviaciones de la HE, la utilización exclusiva del test de Wald puede conducir a conclusiones erróneas, bien por la insuficiente potencia del test – Engsted y Nyholm (2000) y Bekaert y Hodrick (2000) –, bien por la alta sensibilidad que tiene el test a la presencia de desviaciones de carácter transitorio, de menor importancia económica – Campbell y Shiller (1987).

¹¹ Una explicación detallada de estos efectos y su tratamiento para una correcta determinación de la estructura temporal de los tipos de interés puede verse en Nave (1998).

¹² Otra alternativa a utilizar, tal y como se hace aun en algunos trabajos, los rendimientos de los bonos directamente es construir carteras con bonos de plazo similar y cupones diferentes para compensar entre ellos el efecto cupón. En Shiller, Campbell y Schoenholtz (1983) se utiliza una metodología *ad-hoc* para corregir el efecto cupón aunque, como los propios autores demuestran, al aumentar los plazos hasta el vencimiento su aproximación pierde la bondad requerida.

¹³ El mecanismo corrector introducido se describe en Contreras, Ferrer, Navarro y Nave (1996) en donde se adapta la metodología de estimación y ajuste propuesta por Vasicek y Fong (1982) a las características propias del mercado español de deuda pública.

¹⁴ En Anderson, Breedon, Deacon, Derry y Murphy (1996) pág. 178, puede verse una clara explicación de la influencia de los métodos paramétricos en las primas por plazo que se derivan de las estimaciones obtenidas con su utilización.

¹⁵ Con el fin de comprobar la robustez de los resultados obtenidos, de forma paralela se ha trabajado con datos de frecuencia semanal, multiplicándose por cuatro el número de estimaciones contenidas en el periodo analizado. Para todos y cada uno de los análisis efectuados se ha obtenido idéntica evidencia a la encontrada utilizando los datos de frecuencia mensual, más habituales en este tipo de análisis.

¹⁶ Concretamente, con esta metodología tan solo puede llegar a establecerse si los tipos de interés a corto y largo plazo siguen una tendencia estocástica común, hecho éste compatible con otras hipótesis de formación de la estructura temporal de los tipos de interés, incluso con un comportamiento del mercado no fundamentado en las expectativas racionales.

REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- Anderson, N., F. Breedon, M. Deacon, A. Derry y G. Murphy (1996) *Estimating and interpreting the yield curve*, John Wiley and Sons.
- Ayuso, J. y M.L. de la Torre (1991) “Riesgo y volatilidad en el mercado interbancario”, *Investigaciones Económicas*, 15, pp. 89-119.
- Ayuso, J., A. Novales y M.L. de la Torre (1992) “¿Incorporan los tipos del interbancario una evaluación del riesgo?”, *Revista Española de Economía*, 9, pp. 343-379.
- Bekaert, G. y R.J. Hodrick (2000) “Expectations hypothesis tests” NBER Working Papers, W7609.
- Bekaert, G., R.J. Hodrick y D.A. Marshall (1997) “On bias in tests of the expectations hypothesis of the term structure of interest rates”, *Journal of Financial Economics*, 44, pp. 309-348.
- Campbell, J. (1986) “A defense of traditional hypothesis about term structure of interest rates”, *Journal of Finance*, XLI, 1.
- Campbell, J. y R.J. Shiller (1987) “Cointegration and tests of present value models”, *Journal of Political Economy*, 95, pp. 1062-1088.
- Campbell, J. y R.J. Shiller (1991) “Yield spreads and interest rate movements: a bird’s eye view”, *Review of Economic Studies*, 58, pp. 495-514.
- Contreras, D., R. Ferrer, E. Navarro y J.M. Nave (1996) “Análisis factorial de la estructura temporal de los tipos de interés en España”, *Revista Española de Financiación y Contabilidad*, 25, pp. 139-160.
- Cox, J., J. Ingersoll y S. Ross (1981) “A re-examination of traditional hypothesis about the term structure of interest rates”, *Journal of Finance*, 4.
- Domínguez, E y A. Novales (2000) “Testing the expectations hypothesis in eurodeposits”, *Journal of International Money and Finance*, octubre.
- Engsted, T. y K. Nyholm (2000) “Regime shifts in the Danish term structure of interest rates”, *Empirical Economics*, 25, pp. 1-13.
- Evans, y Lewis (1994) “Do stationary risk premia explain it all? Evidence from the term structure”, *Journal of Monetary Economics*, 33, pp. 285-318.

- Ezquiaga, I. (1990) “El análisis de la estructura temporal de los tipos de interés en el mercado español”, *Información Comercial Española*, 688, pp. 119-140.
- Ezquiaga, I. y X. Freixas (1991) “El mercado repo de letras del Tesoro: análisis empírico” Documento de Trabajo 89-09 (versión actualizada), FEDEA.
- Fama, E.F. (1984) “The information in the term structure”, *Journal of Financial Economics*, 13, pp. 509-528.
- Fama, E.F. y R.R. Bliss (1987) “The information in long-maturity forward rates”, *American Economic Review*, 77, pp. 680-692.
- Freixas, X. (1992) “Estructura temporal de tipos de interés: hipótesis teóricas y resultados empíricos”, *Investigaciones Económicas*, 16, pp. 187-203.
- Freixas, X. y A. Novales (1992) “Primas de riesgo y cambio de hábitat”, *Revista Española de Economía*, monográfico: «Mercados Financieros Españoles», pp.135-162.
- Gelarch, S. y F. Smets (1997) “The term structure of Euro-rates: some evidence in support of the expectations hypothesis”, *Journal of International Money and Finance*, 16, pp. 305-321.
- Hamilton, J.D. (1994) *Time series analysis*, Princeton University Press, New Jersey.
- Hardouvelis, G.A. (1988) “The predictive power of the term structure during recent monetary regimes”, *The Journal of Finance*, 43, pp. 339-356.
- Hardouvelis, G.A. (1994) “The term structure spread and future changes in long and short rates in the G7 countries”, *Journal of Monetary Economics*, 33, pp. 255-283.
- Hicks, J.R. (1939) *Value and Capital*, Oxford University Press, London.
- Hodrick, R.J. (1990) “Dividend yields and expected stock returns: alternative procedures for inference and measurement”, *Review of Financial studies*, 5, pp. 357-386.
- Jones, D.S. y V.V. Røley (1983) “Rational expectations and the expectations model of the term structure. A test using weekly data”, *Journal of Monetary Economics*, 12, pp. 453-465.
- Lange, R. (1999) “The Expectations Hypothesis for the Longer end of the Term Structure: Some Evidence for Canada” Working Paper 99-20, Bank of Canada.
- Longstaff, F.A. (2000) “Arbitrage and the Expectation Hypothesis”, *The Journal of Finance*, 55.
- Mankiw, N.G. (1986) “The term structure of interest rates revisited”, *Brookings Papers on Economic Activity*, 1, pp.61-69.

- Mankiw, N.G. y L.H. Summers (1984) "Do long-term rates overreact to short-term interest rates?", *Brookings Papers on Economic Activity*, 1, pp. 223-242.
- Mankiw, N.G. y J.A. Miron (1986) "The changing behavior of the term structure of interest rates", *The Quarterly Journal of Economics*, 101, pp. 211-228.
- Martín, A.M. y J.M. Pérez de Villarreal (1990) "La estructura temporal de los tipos de interés: el mercado español de depósitos interbancarios", *Moneda y Crédito*, 191, pp. 173-193.
- Massot, M., E. Navarro y J.M. Nave (2000) "Estimación de primas temporales a partir de la curva de bonos cupón-cero" Documents de Treball Departament d'Economia i Empresa, 18, Universitat de les Illes Balears.
- McDonald, R. y A. E. H. Speight (1988) "The term structure of interest rates in the UK", *Bulletin of Economic Research*, 44, pp. 287-299.
- McFadyen J., K. Pickerill y M. Devaney (1991) "The expectations hypothesis of the term structure: More Evidence", *Journal of Economics and Business*, 43, pp. 79-85.
- Mills, T. C. (1991) "The term structure of UK interest rates: tests of the expectations hypothesis", *Applied Economics*, 23, pp. 599-606.
- Mishkin, F.S. (1988) "The information in the term structure: some further results", *Journal of Applied Econometrics*, 3, pp. 307-314.
- Navarro, E. y J.M. Nave (1997) "A two-factor duration model for interest rate risk management", *Investigaciones Económicas*, 21, pp. 55-74.
- Nave, J.M. (1998) *Estructura Temporal de los Tipos de Interés e Inmunización Financiera en el Mercado Español*, Tesis Doctoral, Universidad de Valencia.
- Pérez, J.V., M. Sáez y C. Murillo (1997) "Expectativas y volatilidad condicionada. Los tipos de interés en el mercado interbancario", *Revista de Economía Aplicada*, 5, pp. 83-107.
- Prats, M.A. y A. Beyaert (1998) "Testing the expectations theory in a market of short-term financial assets", *Applied Financial Economics*, 8, pp. 101-109.
- Restoy, F. (1995) "Determinantes de la curva de rendimientos: hipótesis expectacional y primas de riesgo" Documento de Trabajo, 9530. Banco de España
- Richardson, M. y J.H. Stock (1989) "Drawing inferences from statistics based on multiyear asset returns", *Journal of Financial Economics*, 25, pp. 323-348.

- Rico, P. (1999) "Primas por plazo en el mercado español de deuda pública", *Revista de Economía Aplicada*, 7, pp. 61-83.
- Robles, M.D. y R. Flores de Frutos (2000) "Time varying term premia and risk: the case of the Spanish interbank money market", *Applied Financial Economics*, 10, pp. 243-260.
- Serrat, A. (1990) "Modelización de la estructura temporal de tipos de interés en equilibrio general" Documentos de Trabajo, 9006, CENFI.
- Shiller, R.J. (1979) "The volatility of long-term interest rates and expectations models of the term structure", *Journal of Political Economy*, 87, pp. 1190-1219.
- Shiller, R.J., J. Campbell y K. Schoenholtz (1983) "Forward rates and future policy: interpreting the term structure of interest rates", *Brooking Papers on Economic Activity*, 1, pp. 173-217.
- Singleton, K. (1998), "Activos de renta fija con riesgo de insolvencia: valoración y gestión del riesgo", en Fundación BBV (ed) *La gestión del riesgo de mercado y de crédito. Nuevas técnicas de valoración*.
- Sola, M. y J. Driffill (1994) "Testing the term structure of interest rates using a stationary vector autoregression with regime switching", *Journal of Economic Dynamics and Control*, 18, pp. 601-628.
- Vasicek, O.A. y H.G. Fong (1982) "Term structure modelling using exponential splines", *The Journal of Finance*, 37, pp. 339-348.

CUADRO 1. CONTRASTES DE RAÍZ UNITARIA.

Presenta los t -estadísticos del contraste Dickey-Fuller Aumentado (ADF) de la hipótesis nula $H_0: \alpha_1 = 0$ en las regresiones:

$$(a) \Delta x_t = \alpha_0 + \alpha_1 x_{t-1} + \delta + g_1 \Delta x_{t-1} + \dots + g_{p-1} \Delta x_{t-p+1} + u_t,$$

$$(b) \Delta x_t = \alpha_0 + \alpha_1 x_{t-1} + g_1 \Delta x_{t-1} + \dots + g_{p-1} \Delta x_{t-p+1} + u_t,$$

$$(c) \Delta x_t = \alpha_1 x_{t-1} + g_1 \Delta x_{t-1} + \dots + g_{p-1} \Delta x_{t-p+1} + u_t,$$

donde x_t representa cada una de las variables. El número de retardos p ha sido seleccionado de acuerdo con el proceso secuencial propuesto en Hamilton (1994), considerando un límite máximo de $p = 4$ y se ha analizado la no autocorrelación de los residuos, u_t , mediante el contraste de multiplicadores de Lagrange de Breusch-Godfrey con 6 y 12 grados de libertad. En aquellos casos donde $p = 1$ se ha aplicado el contraste de Dickey-Fuller (DF).

PANEL A. TIPOS DE INTERÉS EN NIVEL, R_t^n , Y EN PRIMERAS DIFERENCIAS, ΔR_t^n .

	(a)	(b)		(b)
R_t^1 ADF(2)	-1,122	0,121	ΔR_t^1 DF	-5,550
R_t^2 ADF(2)	-1,107	0,205	ΔR_t^2 DF	-5,502
R_t^3 ADF(2)	-1,095	0,279	ΔR_t^3 DF	-5,569
R_t^4 DF	-0,722	0,514	ΔR_t^4 DF	-5,685
R_t^5 DF	-0,751	0,586	ΔR_t^5 DF	-5,805
R_t^6 DF	-0,789	0,643	ΔR_t^6 DF	-5,896
R_t^7 DF	-0,833	0,687	ΔR_t^7 DF	-5,947
R_t^8 DF	-0,881	0,719	ΔR_t^8 DF	-5,973
R_t^9 DF	-0,929	0,738	ΔR_t^9 DF	-5,990
R_t^{10} DF	-0,978	0,746	ΔR_t^{10} DF	-6,010
R_t^{11} DF	-1,024	0,744	ΔR_t^{11} DF	-6,040
R_t^{12} DF	-1,068	0,734	ΔR_t^{12} DF	-6,084
R_t^{18} DF	1,263	0,625	ΔR_t^{18} DF	-6,604
R_t^{24} DF	-1,387	0,538	ΔR_t^{24} DF	-7,183
R_t^{36} DF	-1,542	0,463	ΔR_t^{36} DF	-7,844
R_t^{48} ADF(3)	-2,797	-0,049	ΔR_t^{48} ADF(2)	-3,817
R_t^{60} ADF(3)	-2,892	-0,073	ΔR_t^{60} ADF(2)	-3,722
R_t^{84} ADF(3)	-2,851	-0,050	ΔR_t^{84} ADF(2)	-3,680
R_t^{120} DF	-1,905	0,694	ΔR_t^{120} DF	-7,360

Nota: Para los tipos de interés en nivel, R_t^n , se ha estimado el modelo con el número de retardos seleccionado p , entre paréntesis, con tendencia y término constante (a) y con término constante (b). En cualquier caso y con un nivel de significación de un 5% se acepta la H_0 de no estacionariedad. Para los tipos de interés en primeras diferencias, ΔR_t^n , se ha estimado el modelo con el número de retardos seleccionado p , entre paréntesis, con término constante (b). Con un nivel de significación de un 5% se rechaza la hipótesis nula de no estacionariedad.

PANEL B. CONTRASTE DE RAÍZ UNITARIA SOBRE LOS SPREADS DE TIPOS DE INTERÉS.

$$S_t^{(n,m)} = R_t^n - R_t^m$$

<i>n</i>	<i>M</i>									
	1		2		3		6		12	
2	DF	-2,477(c)								
3	DF	-2,431(c)								
4	DF	-2,396(c)	DF	-2,365(c)						
5	DF	-2,368(c)								
6	DF	-2,345(c)	DF	-2,324(c)	DF	-2,309(c)				
7	DF	-2,323(c)								
8	DF	-2,304(c)	DF	-2,288(c)						
9	DF	-2,285(c)			DF	-2,260(c)				
10	DF	-2,265(c)	DF	-2,251(c)						
11	DF	-2,243(c)								
12	DF	-2,218(c)	DF	-2,203(c)	ADF(4)	-2,989(c)	ADF(4)	-2,919(c)		
18	ADF(4)	-2,891(c)	ADF(4)	-2,879(c)	ADF(4)	-2,841(c)	ADF(4)	-2,626(c)		
24	ADF(4)	-2,811(c)	ADF(4)	-2,767(c)	ADF(4)	-2,699(c)	ADF(4)	-2,439(c)	ADF(4)	-2,010(c)
36	ADF(4)	-2,679(c)	ADF(4)	-2,606(c)	ADF(4)	-2,515(c)	ADF(4)	-2,235(c)	ADF(4)	-1,844(c)*
48	ADF(4)	-3,134(b)	ADF(4)	-3,128(b)	ADF(4)	-3,105(b)	ADF(4)	-3,018(b)	ADF(4)	-2,959(b)
60	ADF(4)	-3,223(b)	ADF(4)	-3,218(b)	ADF(4)	-3,197(b)	ADF(4)	-3,117(b)	ADF(4)	-3,041(b)
84	ADF(4)	-3,324(b)	ADF(4)	-3,315(b)	ADF(4)	-3,293(b)	ADF(3)	-2,856(b)*	ADF(3)	-3,201(b)
120	ADF(3)	-2,725(b)*	ADF(3)	-2,741(b)*	ADF(3)	-2,764(b)*	DF	-2,892(b)*	DF	-3,234(b)

Nota: Se ha estimado el modelo con el número de retardos seleccionado p , entre paréntesis, sin término constante (c) hasta $n = 36$ –el contraste F de Dickey y Fuller rechaza la significatividad de la intercepción hasta dicho plazo- y con término constante (b) a partir de $n = 48$, donde n indica el vencimiento del tipo de interés a largo plazo y m el vencimiento del tipo de interés a corto plazo. Con un nivel de significación de un 5% se rechaza la H_0 de no estacionariedad para todos los plazos considerados, a excepción de los señalados con un asterisco donde la H_0 se rechaza con un nivel de significación de un 10%. n indica el vencimiento del tipo de interés a largo plazo y m el vencimiento del tipo de interés a corto plazo.

CUADRO 2. CONTRASTES DE SELECCIÓN ENTRE MODELOS ALTERNATIVOS.

El Criterio de Información de Akaike (AIC) selecciona el número de retardos que minimiza:

$$[-(2\ell/T) + 2k/T],$$

donde ℓ = log-verosimilitud; T = número de observaciones; k = número de parámetros. El test de la razón de verosimilitud (LR), Sims [1980], contrasta la hipótesis H_0 : p_0 retardos contra la alternativa H_A : p_1 retardos.

$$EC: (T-k)(\log|\hat{\Omega}_0| - \log|\hat{\Omega}_1|) \sim \chi^2_{n'(p-p_0)},$$

donde T = número de observaciones; $k = np_1$; n = número de ecuaciones; $\hat{\Omega}$ = estimación de la matriz de varianzas y covarianzas de los residuos. Los valores críticos de χ^2_4 al 10%, 5% y 2,5% y 1% son 7,78, 9,49, 11,14 y 13,3, respectivamente. Se ha fijado un límite máximo de retardos igual a 4.

PANEL A. SELECCIÓN DEL VAR BIVARIANTE: CAMBIO MENSUAL DEL TIPO DE INTERÉS A UN MES, ΔR_t^1 , Y EL SPREAD ENTRE EL TIPO DE INTERÉS A LARGO PLAZO Y EL TIPO DE INTERÉS A UN MES, $S_t^{(n,1)}$.

	AIC				LR		
	VAR(4)	VAR(3)	VAR(2)	VAR(1)	(4v3)	(3v2)	(2v1)
$\Delta R_t^1, S_t^{(2,1)}$	-21,87	-22,01	-22,09	-22,18	1,275	2,985	4,682
$\Delta R_t^1, S_t^{(3,1)}$	-20,68	-20,82	-20,90	-20,99	1,213	3,270	4,498
$\Delta R_t^1, S_t^{(4,1)}$	-20,05	-20,19	-20,28	-20,36	1,040	3,616	4,509
$\Delta R_t^1, S_t^{(5,1)}$	-19,65	-19,79	-19,87	-19,96	1,040	3,759	4,458
$\Delta R_t^1, S_t^{(6,1)}$	-19,37	-19,51	-19,59	-19,68	1,111	3,973	4,641
$\Delta R_t^1, S_t^{(7,1)}$	-19,17	-19,30	-19,39	-19,47	1,173	4,370	4,916
$\Delta R_t^1, S_t^{(8,1)}$	-19,01	-19,14	-19,23	-19,30	1,366	4,177	5,119
$\Delta R_t^1, S_t^{(9,1)}$	-18,89	-19,01	-19,09	-19,17	1,611	4,483	5,282
$\Delta R_t^1, S_t^{(10,1)}$	-18,79	-18,90	-18,98	-19,05	1,825	4,381	5,465
$\Delta R_t^1, S_t^{(11,1)}$	-18,70	-18,81	-18,89	-18,95	1,662	4,992	5,588
$\Delta R_t^1, S_t^{(12,1)}$	-18,63	-18,73	-18,80	-18,86	1,856	5,206	5,435
$\Delta R_t^1, S_t^{(18,1)}$	-18,32	-18,41	-18,42	-18,46	2,927	6,571	4,397
$\Delta R_t^1, S_t^{(24,1)}$	-18,12	-18,21	-18,19	-18,22	3,845	7,631	3,501
$\Delta R_t^1, S_t^{(36,1)}$	-17,88	-17,94	-17,91	-17,96	5,528	9,006	2,687
$\Delta R_t^1, S_t^{(48,1)}$	-17,79	-17,83	-17,80	-17,87	6,405	9,995*	2,839
$\Delta R_t^1, S_t^{(60,1)}$	-17,77	-17,81	-17,77	-17,85	6,405	10,769*	2,982
$\Delta R_t^1, S_t^{(84,1)}$	-17,77	-17,83	-17,80	-17,89	5,324	10,209*	3,399
$\Delta R_t^1, S_t^{(120,1)}$	-17,76	-17,81	-17,85	-17,93	4,702	6,174	3,776

Nota: El AIC selecciona un VAR de orden 1 para todos los plazos considerados, coincidiendo con el contraste LR al 5% de significación, a excepción de los señalados con un asterisco donde el VAR seleccionado sería de orden 3. Para estos casos, $n = 48$, $n = 60$, $n = 84$, se ha realizado el contraste LR (3v1) obteniéndose los valores 13,437, 14,353 y 14,284, respectivamente, siendo los valores críticos de χ^2_8 al 10% y 5%, 13,36 y 15,51.

PANEL B. SELECCIÓN DEL VAR BIVARIANTE: CAMBIO MENSUAL DEL TIPO DE INTERÉS A DOS MESES, ΔR_t^2 , Y EL SPREAD ENTRE EL TIPO DE INTERÉS A LARGO PLAZO Y EL TIPO DE INTERÉS A DOS MESES, $S_t^{(n,2)}$.

	AIC				LR		
	VAR(4)	VAR(3)	VAR(2)	VAR(1)	(4v3)	(3v2)	(2v1)
$\Delta R_t^2, S_t^{(4,2)}$	-21,02	-21,17	-21,23	-21,32	0,683	4,574	4,509
$\Delta R_t^2, S_t^{(6,2)}$	-19,95	-20,09	-20,16	-20,23	0,826	5,002	4,936
$\Delta R_t^2, S_t^{(8,2)}$	-19,44	-19,56	-19,63	-19,69	1,122	5,318	5,588
$\Delta R_t^2, S_t^{(10,2)}$	-19,13	-19,23	-19,30	-19,35	1,438	5,532	5,903
$\Delta R_t^2, S_t^{(12,2)}$	-18,91	-19,00	-19,05	-19,09	2,050	6,357	5,801
$\Delta R_t^2, S_t^{(18,2)}$	-18,51	-18,60	-18,59	-18,62	2,723	7,600	4,448
$\Delta R_t^2, S_t^{(24,2)}$	-18,27	-18,34	-18,32	-18,35	3,396	8,609	3,053
$\Delta R_t^2, S_t^{(36,2)}$	-18,00	-18,07	-18,03	-18,08	5,120	9,954*	2,147
$\Delta R_t^2, S_t^{(48,2)}$	-17,90	-17,95	-17,90	-17,97	6,007	10,830*	2,137
$\Delta R_t^2, S_t^{(60,2)}$	-17,87	-17,92	-17,87	-17,95	5,977	11,390*	2,320
$\Delta R_t^2, S_t^{(84,2)}$	-17,86	-17,93	-17,90	-17,99	5,018	10,586*	3,002
$\Delta R_t^2, S_t^{(120,2)}$	-17,85	-17,90	-17,95	-18,03	4,447	6,092	3,643

Nota: El AIC selecciona un VAR de orden 1 para todos los plazos considerados, coincidiendo con el contraste LR al 5% de significación, a excepción de los señalados con un asterisco donde el VAR seleccionado sería de orden 3. Para estos casos, $n = 36$, $n = 48$, $n = 60$, $n = 84$, se ha realizado el contraste LR (3v1) obteniéndose los valores 12,975, 13,667, 14,384 y 14,090, respectivamente, siendo los valores críticos de χ_8^2 al 10% y 5%, 13,36 y 15,51.

PANELC. SELECCIÓN DEL VAR BIVARIANTE: CAMBIO MENSUAL DEL TIPO DE INTERÉS A TRES MESES, ΔR_t^3 , Y EL SPREAD ENTRE EL TIPO DE INTERÉS A LARGO PLAZO Y EL TIPO DE INTERÉS A TRES MESES, $S_t^{(n,3)}$.

	AIC				LR		
	VAR(4)	VAR(3)	VAR(2)	VAR(1)	(4v3)	(3v2)	(2v1)
$\Delta R_t^3, S_t^{(6,3)}$	-20,64	-20,77	-20,83	-20,91	0,928	5,410	4,855
$\Delta R_t^3, S_t^{(9,3)}$	-19,66	-19,76	-19,82	-19,87	1,479	6,215	5,811
$\Delta R_t^3, S_t^{(12,3)}$	-19,19	-19,27	-19,30	-19,33	2,162	7,101	5,435
$\Delta R_t^3, S_t^{(18,3)}$	-18,67	-18,76	-18,73	-18,77	2,560	8,273	3,990
$\Delta R_t^3, S_t^{(24,3)}$	-18,39	-18,45	-18,43	-18,46	3,121	9,210	2,768
$\Delta R_t^3, S_t^{(36,3)}$	-18,08	-18,14	-18,10	-18,15	4,875	10,504*	1,710
$\Delta R_t^3, S_t^{(48,3)}$	-17,97	-18,02	-17,97	-18,04	5,681	11,217*	1,628
$\Delta R_t^3, S_t^{(60,3)}$	-17,93	-17,99	-17,93	-18,02	5,640	11,492*	1,821
$\Delta R_t^3, S_t^{(84,3)}$	-17,92	-17,99	-17,96	-18,05	4,732	10,433*	2,666
$\Delta R_t^3, S_t^{(120,3)}$	-17,91	-17,96	-18,01	-18,09	4,396	5,613	3,593

Nota: El AIC selecciona un VAR de orden 1 para todos los plazos considerados, coincidiendo con el contraste LR al 5% de significación, a excepción de los señalados con un asterisco donde el VAR seleccionado sería de orden 3. Para estos casos, $n = 36$, $n = 48$, $n = 60$, $n = 84$, se ha realizado el contraste LR (3v1) obteniéndose los valores 12,870, 13,469, 14,056 y 13,630, respectivamente, siendo los valores críticos de χ_8^2 al 10% y 5%, 13,36 y 15,51.

PANEL D. SELECCIÓN DEL VAR BIVARIANTE: CAMBIO MENSUAL DEL TIPO DE INTERÉS A SEIS MESES, ΔR_t^6 , Y EL SPREAD ENTRE EL TIPO DE INTERÉS A LARGO PLAZO Y EL TIPO DE INTERÉS A SEIS MESES, $S_t^{(n,6)}$.

	AIC				LR		
	VAR(4)	VAR(3)	VAR(2)	VAR(1)	(4v3)	(3v2)	(2v1)
$\Delta R_t^6, S_t^{(12,6)}$	-20,12	-20,16	-20,16	-20,21	3,641	6,052	3,002
$\Delta R_t^6, S_t^{(18,6)}$	-19,16	-19,23	-19,19	-19,24	3,468	7,478	1,842
$\Delta R_t^6, S_t^{(24,6)}$	-18,71	-18,80	-18,74	-18,81	3,570	8,670	1,180
$\Delta R_t^6, S_t^{(36,6)}$	-18,29	-18,36	-18,31	-18,37	4,896	9,923*	0,763
$\Delta R_t^6, S_t^{(48,6)}$	-18,13	-18,18	-18,13	-18,20	5,773	10,738*	0,804
$\Delta R_t^6, S_t^{(60,6)}$	-18,07	-18,13	-18,08	-18,16	5,640	11,268*	1,068
$\Delta R_t^6, S_t^{(84,6)}$	-18,03	-18,13	-18,09	-18,18	4,335	10,341*	2,290
$\Delta R_t^6, S_t^{(120,6)}$	-18,02	-18,07	-18,13	-18,19	4,579	5,043	3,888

Nota: El AIC selecciona un VAR de orden 1 para todos los plazos considerados, coincidiendo con el contraste LR al 5% de significación, a excepción de los señalados con un asterisco donde el VAR seleccionado sería de orden 3. Para estos casos, $n = 36$, $n = 48$, $n = 60$, $n = 84$, se ha realizado el contraste LR (3v1) obteniéndose los valores 11,425, 12,226, 11,383 y 12,930, respectivamente, siendo el valor crítico de χ_8^2 al 10%, 13,36.

PANEL E. SELECCIÓN DEL VAR BIVARIANTE: CAMBIO MENSUAL DEL TIPO DE INTERÉS ANUAL, ΔR_t^{12} , Y EL SPREAD ENTRE EL TIPO DE INTERÉS A LARGO PLAZO Y EL TIPO DE INTERÉS ANUAL, $S_t^{(n,12)}$.

	AIC				LR		
	VAR(4)	VAR(3)	VAR(2)	VAR(1)	(4v3)	(3v2)	(2v1)
$\Delta R_t^{12}, S_t^{(24,12)}$	-19,72	-19,70	-19,70	-19,75	7,466	5,929	2,280
$\Delta R_t^{12}, S_t^{(36,12)}$	-18,85	-18,84	-18,85	-18,86	8,272	8,018	2,290
$\Delta R_t^{12}, S_t^{(48,12)}$	-18,56	-18,55	-18,53	-18,57	8,986	9,750*	2,371
$\Delta R_t^{12}, S_t^{(60,12)}$	-18,48	-18,46	-18,41	-18,49	7,782	11,411*	2,106
$\Delta R_t^{12}, S_t^{(84,12)}$	-18,36	-18,39	-18,35	-18,44	6,324	11,309*	2,565
$\Delta R_t^{12}, S_t^{(120,12)}$	-18,32	-18,23	-18,29	-18,36	11,148**	5,705	4,376

Nota: El AIC selecciona un VAR de orden 1 para todos los plazos considerados, coincidiendo con el contraste LR al 5% de significación, a excepción de los señalados con un asterisco donde el VAR seleccionado sería de orden 3 y el señalado con dos asteriscos donde el VAR seleccionado sería de orden 4. Para $n = 48$, $n = 60$ y $n = 84$ se ha realizado el contraste LR (3v1) obteniéndose los valores 11,938, 13,848, y 14,179, respectivamente, siendo el valor crítico de χ^2_8 al 10% y 5%, 13,36 y 15,51. Para $n = 120$ se ha realizado el contraste LR (4v1) obteniéndose el valor de 20,908, siendo los valores críticos de χ^2_{12} al 10% y 5%, 18,55 y 21,08.

CUADRO 3. ESTIMACIÓN POR MCO DEL MODELO VAR(1).

Las columnas (a) y (b) presentan los coeficientes obtenidos al estimar el VAR(1) bivariante por MCO junto con los errores estándar entre paréntesis. R^2 es el coeficiente de determinación de la regresión; LM muestra los estadísticos obtenidos al aplicar el contraste de multiplicadores de Lagrange de Breusch-Godfrey de no autocorrelación de los residuos de la regresión –se distribuye como una chi-cuadrado con 12 grados de libertad siendo los valores críticos al 10% y 5%, 18,55 y 21,03, respectivamente–; W muestra los estadísticos obtenidos al aplicar el contraste de White de no heterocedasticidad de los residuos –se distribuye como una chi-cuadrado con 5 grados de libertad siendo los valores críticos al 10% y 5%, 9,24 y 11,07, respectivamente–.

PANEL A. ESTIMACIÓN DEL VAR BIVARIANTE: CAMBIO MENSUAL DEL TIPO DE INTERÉS A UN MES, ΔR_t^1 , Y EL SPREAD ENTRE EL TIPO DE INTERÉS A LARGO PLAZO Y EL TIPO DE INTERÉS A UN MES, $S_t^{(n,1)}$.

	ΔR_{t-1}^1 (a)	$S_{t-1}^{(n,1)}$ (b)	R^2	LM	W
ΔR_t^1	0,014 (0,118)	1,750 (0,339)	0,369	5,25	6,71
$S_t^{(2,1)}$	0,021 (0,023)	0,829 (0,067)	0,778	10,35	6,74
ΔR_t^1	0,009 (0,117)	0,926 (0,175)	0,379	5,55	7,00
$S_t^{(3,1)}$	0,040 (0,043)	0,839 (0,064)	0,797	9,13	6,48
ΔR_t^1	0,004 (0,117)	0,650 (0,120)	0,387	5,93	7,27
$S_t^{(4,1)}$	0,056 (0,060)	0,847 (0,062)	0,811	8,16	5,84
ΔR_t^1	0,001 (0,116)	0,512 (0,093)	0,394	6,31	7,51
$S_t^{(5,1)}$	0,070 (0,075)	0,854 (0,060)	0,823	7,50	5,08
ΔR_t^1	-0,001 (0,115)	0,430 (0,077)	0,400	6,64	7,74
$S_t^{(6,1)}$	0,083 (0,087)	0,859 (0,058)	0,832	7,20	4,34
ΔR_t^1	-0,003 (0,115)	0,375 (0,066)	0,405	6,90	7,95
$S_t^{(7,1)}$	0,094 (0,099)	0,863 (0,057)	0,839	7,27	3,74
ΔR_t^1	-0,004 (0,114)	0,335 (0,058)	0,410	7,09	8,17
$S_t^{(8,1)}$	0,104 (0,109)	0,867 (0,056)	0,845	7,67	3,33
ΔR_t^1	-0,004 (0,114)	0,306 (0,053)	0,413	7,20	8,40
$S_t^{(9,1)}$	0,112 (0,118)	0,869 (0,055)	0,849	8,32	6,09
ΔR_t^1	-0,005 (0,114)	0,283 (0,049)	0,416	7,24	8,61
$S_t^{(10,1)}$	0,119 (0,127)	0,872 (0,054)	0,852	9,10	2,96
ΔR_t^1	-0,005 (0,113)	0,265 (0,045)	0,418	7,20	8,81
$S_t^{(11,1)}$	0,124 (0,135)	0,874 (0,054)	0,855	9,93	2,91
ΔR_t^1	-0,005 (0,113)	0,250 (0,042)	0,420	7,08	8,98
$S_t^{(12,1)}$	0,127 (0,142)	0,876 (0,053)	0,857	13,12	9,29
ΔR_t^1	-0,005 (0,113)	0,197 (0,033)	0,421	5,94	9,40
$S_t^{(18,1)}$	0,117 (0,176)	0,889 (0,052)	0,864	13,40	2,86

	ΔR_{t-1}^1 (a)	$S_{t-1}^{(n,1)}$ (b)	R^2	LM	W
ΔR_t^1	-0,001 (0,113)	0,171 (0,029)	0,416	5,22	9,21
$S_t^{(24,1)}$	0,084 (0,198)	0,898 (0,052)	0,868	13,93	2,26
ΔR_t^1	0,009 (0,114)	0,147 (0,026)	0,401	4,93	8,47
$S_t^{(36,1)}$	0,008 (0,221)	0,908 (0,051)	0,871	15,21	0,91
ΔR_t^1	0,021 (0,114)	0,138 (0,025)	0,396	5,21	7,82
$S_t^{(48,1)}$	-0,026 (0,229)	0,909 (0,050)	0,871	17,35	0,71
ΔR_t^1	0,034 (0,114)	0,134 (0,025)	0,388	5,67	7,44
$S_t^{(60,1)}$	-0,038 (0,229)	0,907 (0,050)	0,871	19,25	0,84
ΔR_t^1	0,057 (0,113)	0,132 (0,028)	0,375	6,75	7,04
$S_t^{(84)}$	-0,035 (0,222)	0,899 (0,049)	0,868	19,47	1,368
ΔR_t^1	0,088 (0,113)	0,137 (0,027)	0,362	7,99	6,64
$S_t^{(120,1)}$	-0,012 (0,213)	0,876 (0,510)	0,850	16,06	2,64

PANEL B. ESTIMACIÓN DEL VAR BIVARIANTE: CAMBIO MENSUAL DEL TIPO DE INTERÉS A DOS MESES, ΔR_t^2 , Y EL SPREAD ENTRE EL TIPO DE INTERÉS A LARGO PLAZO Y EL TIPO DE INTERÉS A DOS MESES, $S_t^{(n,2)}$.

	ΔR_{t-1}^2 (a)	$S_{t-1}^{(n,1)}$ (b)	R^2	LM	W
ΔR_t^2	-0,016 (0,122)	0,971 (0,189)	0,372	6,46	7,90
$S_t^{(4,2)}$	0,036 (0,039)	0,852 (0,062)	0,824	7,32	4,58
ΔR_t^2	-0,021 (0,120)	0,537 (0,100)	0,388	7,23	7,91
$S_t^{(6,2)}$	0,070 (0,070)	0,859 (0,059)	0,840	7,00	3,36
ΔR_t^2	-0,022 (0,118)	0,392 (0,071)	0,400	7,58	7,87
$S_t^{(8,2)}$	0,103 (0,094)	0,862 (0,056)	0,850	8,35	2,65
ΔR_t^2	-0,022 (0,117)	0,321 (0,056)	0,409	7,56	7,93
$S_t^{(10,2)}$	0,132 (0,114)	0,864 (0,055)	0,855	10,53	5,52
ΔR_t^2	-0,023 (0,116)	0,277 (0,048)	0,415	7,16	8,03
$S_t^{(12,2)}$	0,151 (0,131)	0,867 (0,054)	0,858	12,52	2,71
ΔR_t^2	-0,021 (0,115)	0,212 (0,036)	0,422	5,28	8,19
$S_t^{(18,2)}$	0,166 (0,170)	0,878 (0,054)	0,862	14,88	3,24
ΔR_t^2	-0,017 (0,115)	0,182 (0,031)	0,420	4,09	8,09
$S_t^{(24,2)}$	0,141 (0,195)	0,888 (0,053)	0,865	15,12	2,80
ΔR_t^2	-0,006 (0,115)	0,155 (0,027)	0,411	3,34	7,67
$S_t^{(36,2)}$	0,061 (0,221)	0,900 (0,052)	0,867	16,27	1,34
ΔR_t^2	0,007 (0,115)	0,145 (0,026)	0,402	3,49	7,27
$S_t^{(48,2)}$	0,017 (0,230)	0,903 (0,052)	0,866	18,55	1,19
ΔR_t^2	0,021 (0,115)	0,141 (0,026)	0,393	3,95	7,00
$S_t^{(60,2)}$	-0,002 (0,230)	0,902 (0,051)	0,867	20,37	1,43
ΔR_t^2	0,047 (0,115)	0,138 (0,026)	0,378	4,77	6,57
$S_t^{(84,2)}$	-0,008 (0,222)	0,893 (0,051)	0,864	17,45	4,66
ΔR_t^2	0,082 (0,114)	0,143 (0,028)	0,364	6,48	6,13
$S_t^{(120,2)}$	0,014 (0,213)	0,869 (0,053)	0,843	15,34	3,26

PANEL C. ESTIMACIÓN DEL VAR BIVARIANTE: CAMBIO MENSUAL DEL TIPO DE INTERÉS A TRES MESES, ΔR_t^3 , Y EL SPREAD ENTRE EL TIPO DE INTERÉS A LARGO PLAZO Y EL TIPO DE INTERÉS A TRES MESES, $S_t^{(n,3)}$.

	ΔR_{t-1}^3 (a)	$S_{t-1}^{(n,1)}$ (b)	R^2	LM	W
ΔR_t^3	-0,047 (0,124)	0,726 (0,141)	0,369	7,29	6,10
$S_t^{(6,3)}$	0,059 (0,052)	0,855 (0,058)	0,846	7,19	3,94
ΔR_t^3	-0,047 (0,121)	0,417 (0,077)	0,389	7,63	5,91
$S_t^{(9,3)}$	0,124 (0,089)	0,854 (0,056)	0,855	10,66	2,85
ΔR_t^3	-0,046 (0,119)	0,315 (0,056)	0,401	7,07	6,07
$S_t^{(12,3)}$	0,174 (0,118)	0,855 (0,056)	0,857	13,90	3,08
ΔR_t^3	-0,044 (0,117)	0,232 (0,041)	0,412	4,96	6,25
$S_t^{(18,3)}$	0,213 (0,160)	0,864 (0,055)	0,859	15,61	3,82
ΔR_t^3	-0,040 (0,117)	0,197 (0,034)	0,412	3,57	6,20
$S_t^{(24,3)}$	0,199 (0,187)	0,874 (0,055)	0,860	15,73	3,40
ΔR_t^3	-0,030 (0,117)	0,166 (0,029)	0,406	2,55	5,99
$S_t^{(36,3)}$	0,120 (0,216)	0,889 (0,054)	0,861	16,90	1,88
ΔR_t^3	-0,016 (0,117)	0,155 (0,028)	0,396	2,56	5,83
$S_t^{(48,3)}$	0,069 (0,225)	0,894 (0,054)	0,861	19,17	1,77
ΔR_t^3	-0,001 (0,117)	0,149 (0,028)	0,387	2,95	5,73
$S_t^{(60,3)}$	0,043 (0,225)	0,894 (0,053)	0,861	20,68	2,12
ΔR_t^3	0,027 (0,117)	0,146 (0,028)	0,371	4,18	5,53
$S_t^{(84,3)}$	0,029 (0,218)	0,886 (0,053)	0,857	18,36	3,10
ΔR_t^3	0,067 (0,116)	0,150 (0,030)	0,354	5,61	5,16
$S_t^{(120,3)}$	0,046 (0,208)	0,859 (0,055)	0,834	14,09	4,10

PANEL D. ESTIMACIÓN DEL VAR BIVARIANTE: CAMBIO MENSUAL DEL TIPO DE INTERÉS A SEIS MESES, ΔR_t^6 , Y EL SPREAD ENTRE EL TIPO DE INTERÉS A LARGO PLAZO Y EL TIPO DE INTERÉS A SEIS MESES, $S_t^{(n,6)}$.

	ΔR_{t-1}^6 (a)	$S_{t-1}^{(n,1)}$ (b)	R^2	LM	W
ΔR_t^6	-0,082 (0,127)	0,497 (0,102)	0,334	7,01	3,68
$S_t^{(12,6)}$	0,182 (0,073)	0,810 (0,058)	0,850	14,90	4,51
ΔR_t^6	-0,082 (0,124)	0,410 (0,060)	0,351	6,28	3,33
$S_t^{(18,6)}$	0,276 (0,121)	0,820 (0,059)	0,846	15,34	5,69
ΔR_t^6	-0,080 (0,123)	0,248 (0,047)	0,358	5,66	2,99
$S_t^{(24,6)}$	0,297 (0,152)	0,834 (0,059)	0,844	15,47	4,92
ΔR_t^6	-0,073 (0,122)	0,202 (0,039)	0,357	4,86	2,76
$S_t^{(36,6)}$	0,239 (0,185)	0,855 (0,059)	0,843	17,16	3,21
ΔR_t^6	-0,059 (0,122)	0,184 (0,036)	0,349	4,61	2,77
$S_t^{(48,6)}$	0,186 (0,197)	0,864 (0,058)	0,841	19,06	3,19
ΔR_t^6	-0,043 (0,122)	0,176 (0,035)	0,339	4,72	2,84
$S_t^{(60,6)}$	0,151 (0,198)	0,866 (0,058)	0,841	19,11	3,61
ΔR_t^6	-0,010 (0,121)	0,171 (0,036)	0,320	5,65	2,94
$S_t^{(84,6)}$	0,118 (0,191)	0,860 (0,057)	0,836	14,14	4,61
ΔR_t^6	0,041 (0,120)	0,172 (0,039)	0,294	7,41	2,98
$S_t^{(120,6)}$	0,114 (0,182)	0,828 (0,059)	0,802	10,36	4,29

PANEL E. ESTIMACIÓN DEL VAR BIVARIANTE: CAMBIO MENSUAL DEL TIPO DE INTERÉS ANUAL, ΔR_t^{12} , Y EL SPREAD ENTRE EL TIPO DE INTERÉS A LARGO PLAZO Y EL TIPO DE INTERÉS ANUAL, $S_t^{(n,12)}$.

	ΔR_{t-1}^{12} (a)	$S_{t-1}^{(n,1)}$ (b)	R^2	LM	W
ΔR_t^{12}	-0,012 (0,135)	0,368 (0,106)	0,213	14,24	1,88
$S_t^{(24,12)}$	0,161 (0,082)	0,814 (0,065)	0,814	15,38	5,37
ΔR_t^{12}	-0,011 (0,133)	0,262 (0,073)	0,223	13,61	2,57
$S_t^{(36,12)}$	0,159 (0,118)	0,834 (0,065)	0,809	17,28	3,26
ΔR_t^{12}	0,001 (0,132)	0,229 (0,064)	0,221	13,46	3,49
$S_t^{(48,12)}$	0,139 (0,132)	0,839 (0,064)	0,804	17,76	3,28
ΔR_t^{12}	0,017 (0,130)	0,215 (0,061)	0,216	13,63	4,12
$S_t^{(60,12)}$	0,122 (0,135)	0,840 (0,063)	0,802	15,32	3,02
ΔR_t^{12}	0,055 (0,128)	0,202 (0,061)	0,201	14,40	4,27
$S_t^{(84,12)}$	0,093 (0,131)	0,830 (0,062)	0,790	8,73	1,28
ΔR_t^{12}	0,119 (0,125)	0,187 (0,065)	0,170	14,79	5,84
$S_t^{(120,12)}$	0,046 (0,127)	0,790 (0,066)	0,730	7,87	2,38

CUADRO 4. CONTRASTE DE CAUSALIDAD DE GRANGER.

Contrasta la hipótesis H_0 : $S_t^{(n,m)}$ no es causa en el sentido de Granger de ΔR_t^m contra la alternativa H_A : $S_t^{(n,m)}$ es causa en el sentido Granger de ΔR_t^m .

$$EC: [T(RSS_0 - RSS_1)/RSS_1] \sim \chi_p^2,$$

donde T = número de observaciones; $RSS_1 = \sum_{t=1}^T \hat{u}_t^2$ de la estimación de la regresión:

$$\Delta R_t^m = \alpha_0 + \alpha_1 \Delta R_{t-1}^m + b_1 S_{t-1}^{(n,m)} + u_t;$$

y $RSS_0 = \sum_{t=1}^T \hat{e}_t^2$ de la estimación de la regresión:

$$\Delta R_t^m = \alpha_0 + \alpha_1 \Delta R_{t-1}^m + e_t.$$

El valor crítico de χ_1^2 al 1% es 6,63. n indica el vencimiento del tipo de interés a largo plazo y m el vencimiento del tipo de interés a corto plazo.

	m				
n	1	2	3	6	12
2	27,73				
3	29,10				
4	30,16	27,33			
5	31,24				
6	32,34	29,57	27,70		
7	33,09				
8	33,86	31,53			
9	34,25		30,46		
10	34,63	33,16			
11	35,03				
12	35,42	33,99	32,53	24,85	
18	35,82	34,84	33,82	27,06	
24	35,03	34,84	34,26	27,82	12,36
36	33,09	33,16	32,95	27,82	13,52
48	31,60	31,93	31,69	26,68	13,28
60	30,52	30,35	30,05	25,57	12,82
84	28,41	28,44	27,70	23,09	11,46
120	26,73	26,25	25,47	19,78	8,67

CUADRO 5. COEFICIENTE DE CORRELACIÓN ENTRE EL SPREAD TEÓRICO Y EL SPREAD REAL Y RATIO DE SUS DESVIACIONES ESTÁNDAR.

La tabla presenta los coeficientes de correlación, $r_{s',s}$, entre el diferencial de tipos teórico, $S_t^{(n,m)}$ y el diferencial de tipos real, $S_t^{(n,m)}$, donde n indica el vencimiento del tipo de interés a largo plazo y m el vencimiento del tipo de interés a corto plazo, y los *ratios* de sus desviaciones estándar, $s_{s'}/s_s$. $S_t^{(n,m)}$ está calculado aplicando la expresión:

$$S_t^{(n,m)} = h' A \left[I - \frac{1}{k} (I - A^n)(I - A^m)^{-1} \right] (I - A)^{-1} z_t$$

donde h' es un vector de 4 elementos iguales a cero a excepción del primero que es igual a la unidad, A es la matriz (4 x 4) de coeficientes del modelo VAR(1), I es la matriz identidad (4 x 4) y k el número entero resultante de dividir n entre m .

N	m									
	1		2		3		6		12	
	$r_{s',s}$	$s_{s'}/s_s$	$r_{s',s}$	$s_{s'}/s_s$	$r_{s',s}$	$s_{s'}/s_s$	$r_{s',s}$	$s_{s'}/s_s$	$r_{s',s}$	$s_{s'}/s_s$
2	0,9997	0,8852								
3	0,9996	0,8924								
4	0,9995	0,9036	0,9998	0,8996						
5	0,9994	0,9172								
6	0,9994	0,9320	0,9996	0,9302	0,9998	0,9344				
7	0,9993	0,9480								
8	0,9993	0,9648	0,9994	0,9654						
9	0,9993	0,9812			0,9993	0,9892				
10	0,9993	0,9970	0,9992	1,0006						
11	0,9993	1,0123								
12	0,9993	1,0267	0,9991	1,0330	0,9989	1,0406	0,9967	1,0658		
18	0,9996	1,0932	0,9993	1,1076	0,9989	1,1201	0,9970	1,1463		
24	0,9998	1,1313	0,9995	1,1511	0,9992	1,1678	0,9976	1,1978	0,9955	1,1960
36	0,9999	1,1625	0,9999	1,1864	0,9997	1,2075	0,9989	1,2479	0,9976	1,2550
48	0,9999	1,1726	0,9999	1,1957	0,9999	1,2170	0,9994	1,2601	0,9983	1,2677
60	0,9999	1,1811	0,9999	1,2027	0,9999	1,2231	0,9995	1,2672	0,9984	1,2762
84	0,9999	1,1809	0,9999	1,2041	0,9999	1,2131	0,9995	1,2452	0,9981	1,2258
120	0,9998	1,1319	0,9997	1,1365	0,9996	1,1376	0,9988	1,1181	0,9957	0,9802

CUADRO 6. REGRESIÓN DEL SPREAD TEÓRICO SOBRE EL SPREADREAL.

$$S_t^{(n,m)} = \alpha + \beta S_t^{(n,m)} + e_{t+n-m}$$

La tabla presenta los términos constantes, $\alpha = -c^{(n,m)}$, y los coeficientes, $\hat{\beta}$, obtenidos al estimar las regresiones del diferencial de tipos teórico, $S_t^{(n,m)}$, sobre el diferencial de tipos real, $S_t^{(n,m)}$, donde n indica el vencimiento del tipo de interés a largo plazo y m el vencimiento del tipo de interés a corto plazo. $S_t^{(n,m)}$ está calculado aplicando la expresión:

$$S_t^{(n,m)} = h' A \left[I - \frac{1}{k} (I - A^n)(I - A^m)^{-1} \right] (I - A)^{-1} z_t$$

donde h' es un vector de 4 elementos iguales a cero a excepción del primero que es igual a la unidad, A es la matriz (4 x 4) de coeficientes del modelo VAR(1), I es la matriz identidad (4 x 4) y k el número entero resultante de dividir n entre m . Los números entre paréntesis son los errores estándar resultantes. El coeficiente de determinación, R^2 , para todas las regresiones es igual a 0,99.

n	m									
	1		2		3		6		12	
	α	$\hat{\beta}$	α	$\hat{\beta}$	α	$\hat{\beta}$	α	$\hat{\beta}$	α	$\hat{\beta}$
2	-0,000318 (0,00000)	0,885215 (0,00248)								
3	-0,000677 (0,00001)	0,892195 (0,00324)								
4	-0,001072 (0,00001)	0,903425 (0,00362)	-0,000737 (0,00000)	0,899534 (0,00169)						
5	-0,001501 (0,00001)	0,916806 (0,00387)								
6	-0,001961 (0,00002)	0,931624 (0,00409)	-0,00161 (0,00001)	0,929937 (0,00301)	-0,001233 (0,00000)	0,934357 (0,00195)				
7	-0,002451 (0,00002)	0,947679 (0,00428)								
8	-0,002968 (0,00002)	0,964155 (0,00445)	-0,002601 (0,00002)	0,965005 (0,00420)						
9	-0,003512 (0,00003)	0,980531 (0,00460)			-0,002736 (0,00002)	0,988494 (0,00468)				
10	-0,004081 (0,00003)	0,996407 (0,00469)	-0,003697 (0,00002)	0,999847 (0,00496)						
11	-0,005791 (0,00003)	1,011594 (0,00473)								
12	-0,005293 (0,00003)	1,026086 (0,00470)	-0,004893 (0,00003)	1,032266 (0,00541)	-0,004469 (0,00003)	1,039685 (0,00621)	-0,003091 (0,00003)	1,062243 (0,01101)		
18	-0,009407 (0,00003)	1,092837 (0,00390)	-0,008957 (0,00004)	1,106861 (0,00528)	-0,008488 (0,00005)	1,118888 (0,00672)	-0,006966 (0,00006)	1,142854 (0,01144)		
24	-0,013924 (0,00003)	1,131129 (0,00271)	-0,013432 (0,00004)	1,150668 (0,00425)	-0,01292 (0,00005)	1,16694 (0,00583)	-0,011255 (0,00007)	1,195027 (0,01068)	-0,007523 (0,00005)	1,190549 (0,01457)
36	-0,023223 (0,00001)	1,162596 (0,00050)	-0,022647 (0,00002)	1,18643 (0,00177)	-0,022052 (0,00003)	1,207392 (0,00316)	-0,020115 (0,00006)	1,246657 (0,00744)	-0,015769 (0,000079)	1,252203 (0,01103)
48	-0,032347 (0,00000)	1,172669 (0,00024)	-0,031671 (0,00001)	1,195782 (0,00073)	-0,030978 (0,00002)	1,21693 (0,00186)	-0,028746 (0,00005)	1,259354 (0,00557)	-0,02377 (0,00007)	1,265613 (0,00947)
60	-0,041226 (0,00000)	1,181104 (0,00028)	-0,040434 (0,00001)	1,202721 (0,00049)	-0,039633 (0,00002)	1,223095 (0,00143)	-0,037091 (0,00005)	1,266689 (0,00476)	-0,031491 (0,00008)	1,274466 (0,00914)
84	-0,058212 (0,00001)	1,180941 (0,00045)	-0,057201 (0,00001)	1,204094 (0,00105)	-0,056071 (0,00002)	1,213041 (0,00183)	-0,052748 (0,00006)	1,244769 (0,00476)	-0,04560 (0,00011)	1,223417 (0,00967)
120	-0,081786 (0,00000)	1,131710 (0,00025)	-0,080177 (0,00005)	1,136292 (0,00318)	-0,078541 (0,00006)	1,137173 (0,00413)	-0,07347 (0,00010)	1,116963 (0,00699)	-0,062857 (0,00016)	0,976146 (0,01162)

CUADRO 7. CONTRASTE DE WALD.

Contrasta la hipótesis $H_0: f(\mathbf{b})_{2 \times 1} = 0$ contra la alternativa $H_A: f(\mathbf{b})_{2 \times 1} \neq 0$, donde $f(\mathbf{b})$ es un vector de 2 funciones no lineales de los coeficientes del VAR(1) bivalente.

$$EC: f(\mathbf{b})_{1 \times 2}' \{ \text{var}[f(\mathbf{b})]_{2 \times 2} \}^{-1} f(\mathbf{b})_{2 \times 1} \sim \chi^2_2,$$

donde

$$\text{var}[f(\mathbf{b})]_{2 \times 2} = \left[\frac{\partial f(\mathbf{b})}{\partial \mathbf{b}'} \right]_{2 \times 4} \text{var}[\mathbf{b}]_{4 \times 4} \left[\frac{\partial f(\mathbf{b})}{\partial \mathbf{b}'} \right]'_{4 \times 2},$$

siendo $\text{var}[\mathbf{b}]_{4 \times 4}$ la estimación de la matriz de varianzas y covarianzas de los 4 parámetros estimados.

El valor crítico de χ^2_2 al 10% es 4,61.

	<i>m</i>				
<i>n</i>	1	2	3	6	12
2	0,61014				
3	0,62408				
4	0,59165	0,49646			
5	0,54415				
6	0,49804	0,38505	0,25312		
7	0,46024				
8	0,43617	0,39082			
9	0,42254		0,42748		
10	0,41328	0,46589			
11	0,40643				
12	0,38862	0,51915	0,67487	1,50390	
18	0,28703	0,48211	0,72760	1,70171	
24	0,20403	0,35329	0,55301	1,35003	1,60753
36	0,14997	0,19514	0,27231	0,65542	0,90781
48	0,15127	0,16855	0,20365	0,41929	0,67050
60	0,15110	0,16601	0,19115	0,35573	0,60622
84	0,13273	0,15355	0,18014	0,34343	0,58386
120	0,12125	0,16247	0,21093	0,42121	0,76663

FIGURA 1. EL SPREAD TEÓRICO, EL SPREAD REAL Y SU DIFERENCIA.

$$dif = S_t^{(n,m)} - S_t^{(n,m)}$$

$S_t^{(n,m)}$ está calculado aplicando la siguiente expresión, donde $c^{(n,m)} = 0$:

$$S_t^{(n,m)} = h' A \left[I - \frac{1}{k} (I - A^n) (I - A^m)^{-1} \right] (I - A)^{-1} z_t$$

siendo h' un vector de 4 elementos iguales a cero a excepción del primero que es igual a la unidad; A la matriz (4 x 4) de coeficientes del modelo VAR(1); I la matriz identidad (4 x 4); y k el número entero resultante de dividir n entre m .

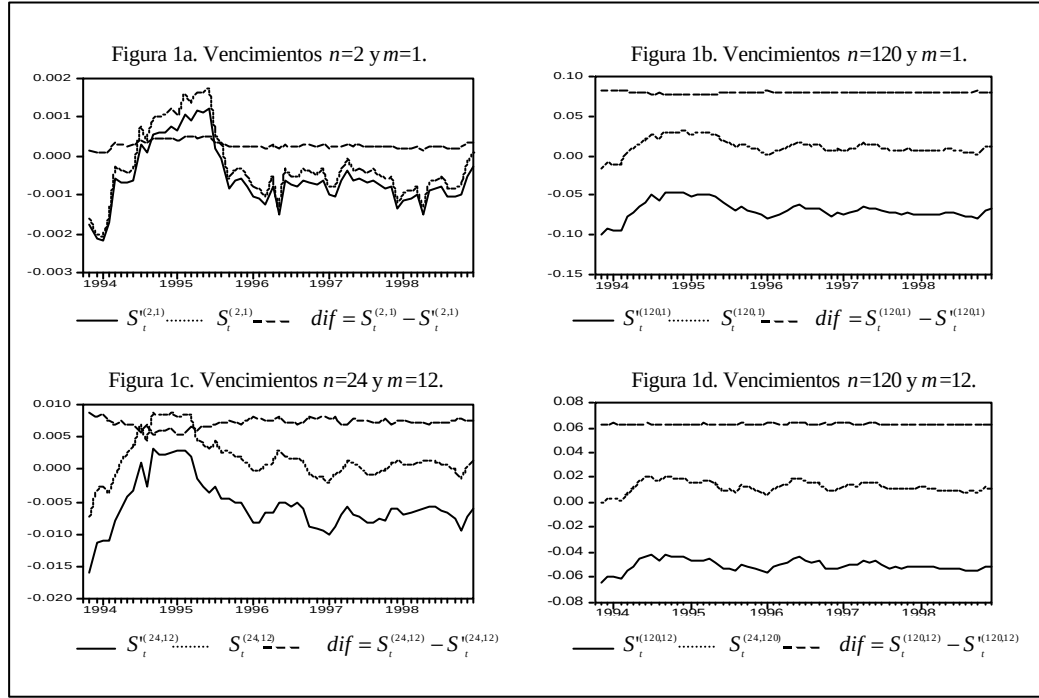


FIGURA 2. EL SPREAD TEÓRICO FRENTE AL SPREAD REAL.

$S_t^{(n,m)}$ está calculado aplicando la siguiente expresión, donde $c^{(n,m)} = 0$:

$$S_t^{(n,m)} = h' A \left[I - \frac{1}{k} (I - A^n)(I - A^m)^{-1} \right] (I - A)^{-1} z_t$$

siendo h' un vector de 4 elementos iguales a cero a excepción del primero que es igual a la unidad; A la matriz (4 x 4) de coeficientes del modelo VAR(1); I la matriz identidad (4 x 4); y k el número entero resultante de dividir n entre m . La escala de los ejes ha sido normalizada a efectos comparativos. Visualmente se aprecia que la nube de puntos se sitúa en la bisectriz del gráfico que señala la pendiente unitaria perfecta.

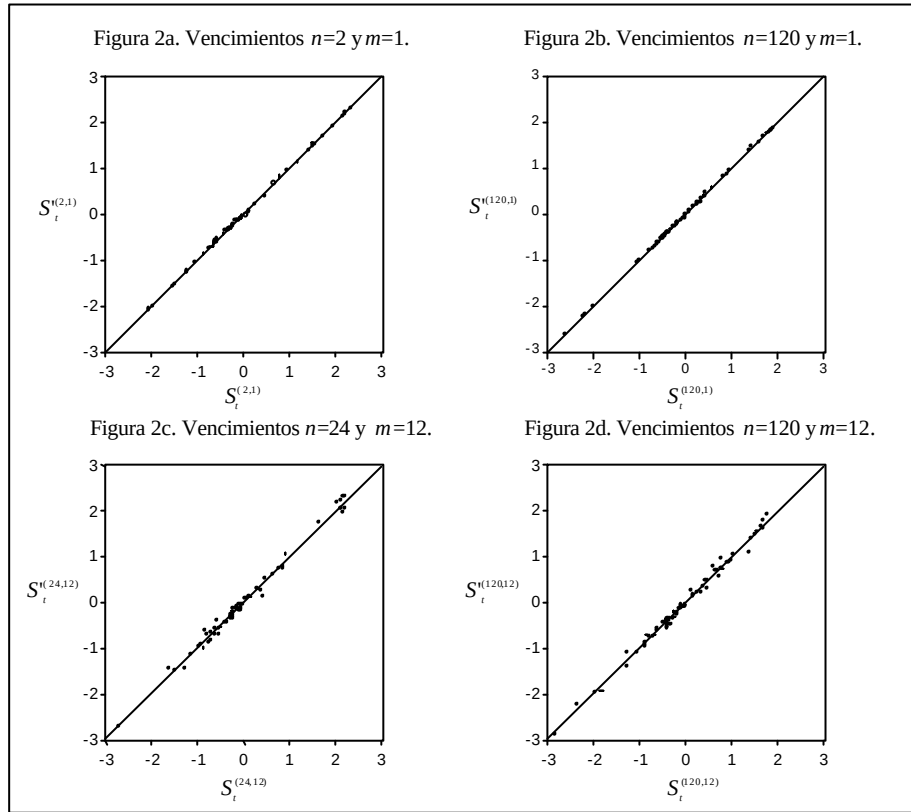


FIGURA 3. REGRESIÓN DEL SPREAD TEÓRICO SOBRE EL SPREAD REAL.

$S_t^{(n,m)}$ está calculado aplicando la siguiente expresión, donde $c^{(n,m)} = 0$:

$$S_t^{(n,m)} = h' A \left[I - \frac{1}{k} (I - A^n) (I - A^m)^{-1} \right] (I - A)^{-1} z_t$$

siendo h' un vector de 4 elementos iguales a cero a excepción del primero que es igual a la unidad; A la matriz (4 x 4) de coeficientes del modelo VAR(1); I la matriz identidad (4 x 4); y k el número entero resultante de dividir n entre m . $R^2 = 0,99$.

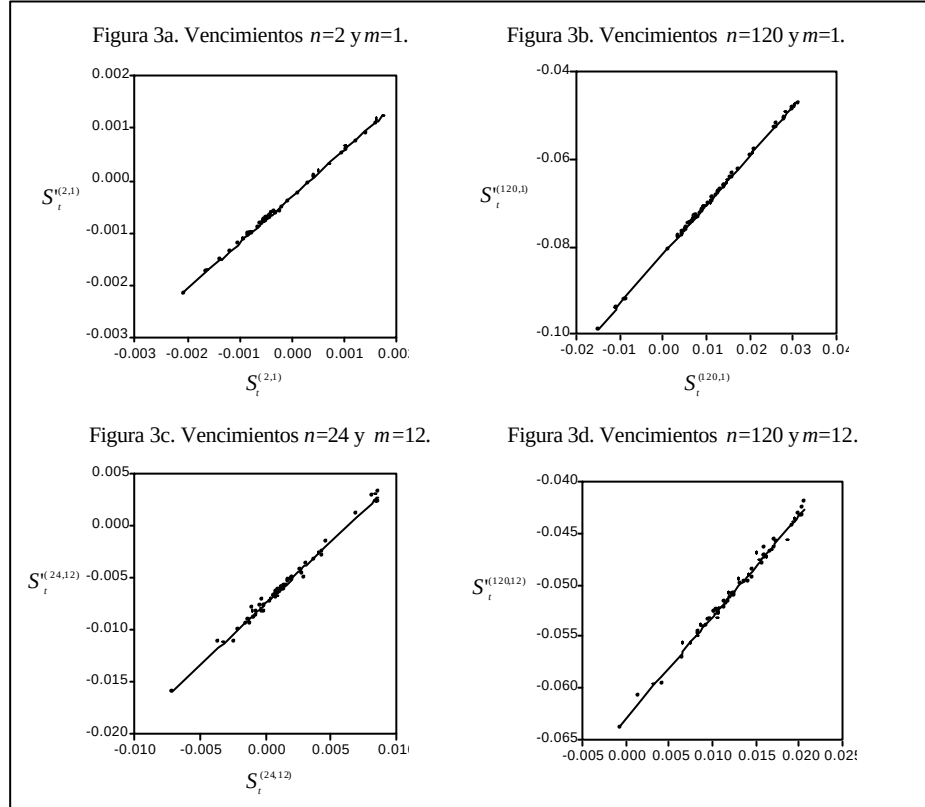


FIGURA 4. EL SPREAD TEÓRICO CORREGIDO, EL SPREAD REAL Y SU DIFERENCIA.

$$dif = S_t^{(n,m)} + c^{(n,m)} - S_t^{(n,m)}$$

$S_t^{(n,m)}$ está calculado aplicando la siguiente expresión, donde $c^{(n,m)} = 0$:

$$S_t^{(n,m)} = h' A \left[I - \frac{1}{k} (I - A^n) (I - A^m)^{-1} \right] (I - A)^{-1} z_t$$

siendo h' un vector de 4 elementos iguales a cero a excepción del primero que es igual a la unidad; A la matriz (4 x 4) de coeficientes del modelo VAR(1); I la matriz identidad (4 x 4); y k el número entero resultante de dividir n entre m . Posteriormente, se ha corregido sumando el término constante obtenido al estimar la regresión de dicho spread sobre el real.

