

**¿REFLEJA LA ESTRUCTURA TEMPORAL DE LOS
TIPOS DE INTERÉS DEL MERCADO ESPAÑOL PREFERENCIA
POR LA LIQUIDEZ?**

**Magdalena Massot Perelló
Juan M. Nave**

**FUNDACIÓN DE LAS CAJAS DE AHORROS
DOCUMENTO DE TRABAJO
Nº 198/2005**

De conformidad con la base quinta de la convocatoria del Programa de Estímulo a la Investigación, este trabajo ha sido sometido a evaluación externa anónima de especialistas cualificados a fin de contrastar su nivel técnico.

ISBN: 84-89116-07-5

La serie **DOCUMENTOS DE TRABAJO** incluye avances y resultados de investigaciones dentro de los programas de la Fundación de las Cajas de Ahorros.
Las opiniones son responsabilidad de los autores.

¿Refleja la estructura temporal de los tipos de interés del mercado español preferencia por la liquidez?

Magdalena Massot Perelló

(Universitat de les Illes Balears)

Juan M. Nave

(Universidad de Castilla-La Mancha)

Los autores agraden los comentarios y sugerencias de José María Benlloch, Javier Gil, Eliseo Navarro, Alfonso Novales, María Asunción Prats, Gonzalo Rubio, Andreu Sansó y dos evaluadores anónimos de los Documentos de Trabajo de FUNCAS. Una versión muy preliminar de este trabajo se expuso en el IV Encuentro de Economía Aplicada (Reus, 2001). Magdalena Massot agradece la ayuda financiera recibida del Ministerio Español de Ciencia y Tecnología – DGICYT (BEC2001-2552-C03-03). Juan M. Nave agradece la ayuda financiera recibida del Ministerio Español de Ciencia y Tecnología – DGICYT (BEC2001-1559) y de la Fundación BBVA (1/BBVA 00044.321-15466/2002).

Correo postal: Juan M. Nave. Facultad de Ciencias Sociales.
Avda. de los Alfares, 44. 16071 - CUENCA.
Correo electrónico: navej@idr-ab.uclm.es

Resumen

En este trabajo se contrasta formalmente la Hipótesis de Preferencia por la Liquidez como teoría explicativa de la formación de la Estructura Temporal de los Tipos de Interés del Mercado Español de Deuda Pública del Estado. Para ello se realizan contrastes conjuntos de las restricciones de desigualdad que se derivan de su definición, en un contexto no condicional, propiciado por la aceptación previa del cumplimiento de la Hipótesis de las Expectativas en su formulación amplia, es decir, en presencia de primas de rentabilidad esperadas constantes en el tiempo. Los resultados obtenidos, novedosos en el marco de los mercados europeos, evidencian un comportamiento monótono creciente de las primas de rentabilidad en función del vencimiento de los bonos, en consonancia con los postulados de la Hipótesis de Preferencia por la Liquidez.

I. Introducción

La Hipótesis de Preferencia por la Liquidez como teoría explicativa de la formación de la Estructura Temporal de los Tipos de Interés (ETTI), fue propuesta por primera vez por Hicks (1946), y establece que la rentabilidad esperada de los activos de la deuda gubernamental es una función monótona creciente respecto de su vencimiento, sea cual sea la forma de la ETTI e independientemente de la información que utilicen los agentes económicos. En otras palabras, la HPL nos dice que cuanto mayor sea el vencimiento de un activo mayor será su riesgo, ya que éste será más sensible a las variaciones de los tipos de interés, por lo que la rentabilidad esperada condicional sobre el conjunto de información disponible de dicho activo deberá ser, también, superior.

Existe una extensa literatura en donde se analiza empíricamente la HPL y que puede dividirse en dos grandes bloques. En el primero de ellos se englobarían los numerosos trabajos que estudian la variabilidad temporal de las primas de rentabilidad esperadas que se deduce de la ETTI; el otro, sin embargo, engloba trabajos en los que se realizan contrastes formales la HPL.

En el contexto del primer bloque, Fama (1986), Fama y Bliss (1987), Stambaugh (1988) y Fama y French (1989) obtienen evidencia a favor de la existencia de una relación entre la estructura temporal de las primas de rentabilidad y los ciclos económicos, es decir, las primas de rentabilidad tienden a ser monótonas crecientes con el vencimiento en épocas de expansión económica y, en cambio, durante épocas de recesión su comportamiento se invierte o bien los bonos con vencimiento intermedio son los que ofrecen las primas de rentabilidad más altas.

Por otra parte, y en este mismo contexto, Engle y Ng (1993) tan solo observan un comportamiento monótono creciente en las primas de rentabilidad esperadas cuando los niveles de volatilidad son altos, comportamiento que es corroborado por Hooker (1999) pero asociándose en este caso a elevados tipos de interés.

Todos estos trabajos sugieren, por tanto, que las rentabilidades *ex ante* de los activos no siempre incrementan con su vencimiento. No obstante, no constituyen contrastes formales de la HPL ya que no consideran un contraste conjunto sobre las estimaciones de las rentabilidades de los activos con diferentes vencimientos.

En el segundo bloque se incluyen un conjunto de trabajos que realizan diferentes contrastes formales de la HPL. Entre los que utilizan contrastes de naturaleza no condicional destacan los trabajos de Fama (1984a), McCulloch (1987) y Richardson, Richardson y Smith (RRS) (1992), en los que surge una tendencia a no rechazar el cumplimiento de la HPL. Por otro lado, encontramos el trabajo de Boudoukh, Richardson, Smith y Whitelaw (1999) en el que se aplican contrastes condicionales de la LPH, siendo sus resultados consistentes también con la HPL.

En este contexto, la oportuna aplicación de un tipo de contrastes u otros depende de la naturaleza de los datos, a saber: los contrastes basados en las expectativas no condicionales de las primas de rentabilidad que ofrecen los títulos de renta fija libres de riesgo de insolvencia con diferentes vencimientos, constituyen contrastes muy débiles de la teoría subyacente si tales expectativas no coinciden con las expectativas condicionales, aun cuando se usen técnicas especialmente desarrolladas en la literatura econométrica para contrastar conjuntamente las restricciones de desigualdad como las impuestas por la HPL, tal y como ocurre en RRS (1992).

Así, Boudoukh, Richardson, Smith y Whitelaw (1999) señalan que, en la medida en que las variaciones de futuros tipos de interés a corto plazo no expliquen completamente las variaciones en el diferencial o *spread* de tipos de interés, es decir, en la medida en que no se cumpla la Hipótesis de las Expectativas (HE) y, por tanto, existan primas de rentabilidad variables en el tiempo, este diferencial contendrá

información sobre las primas de rentabilidad y, así, dicha información deberá ser tenida en cuenta.¹

En este sentido, un mercado de deuda pública en el que durante un periodo de tiempo se pueda comprobar que la HE se cumple, es decir, las primas de rentabilidad por plazo sean estadísticamente constantes en el tiempo, es un excelente banco de pruebas para ahondar en el análisis de la HPL mediante la utilización de contrastes no condicionales, ya que en tal caso las expectativas condicionales y no condicionales de las primas de rentabilidad coinciden.

Y así sucede en los trabajos más recientes que contrastan formalmente la HE en la mayoría de los mercados europeos, entre los que se encuentra el Mercado Español de Deuda Pública Estatal (MEDPE), para los distintos segmentos temporales que forman la curva.² Es por ello, por lo que este trabajo, cuyo objetivo, novedoso en ese marco de los mercados europeos, no es otro que el de buscar evidencia acerca de la incorporación de preferencia por la liquidez en los tipos de interés del mercado español, se basa en la aplicación de contrastes formales de la HPL de naturaleza no condicional desarrollados en RRS (1992) a los tipos de interés utilizados en Massot y Nave (2003), en donde se demuestra que cumplen la HE.

Para ello el resto del trabajo se estructura como sigue: en la sección II se define formalmente la HPL; en la sección III se revisan los trabajos más destacados de la literatura que contrastan la HPL de forma no condicional; en la sección IV se describe la metodología utilizada para contrastar formalmente la HPL; en la sección V se presentan los datos extraídos del MEDPE sobre los que se realiza posteriormente el análisis empírico; en la sección VI se comentan los resultados

¹ Si, pongamos por caso, las rentabilidades esperadas son monótonas crecientes con el vencimiento cuando la ETTI tiene pendiente positiva, pero decrecientes cuando tiene pendiente negativa, si las estructuras temporales con pendientes positivas ocurren con mayor frecuencia entonces los contrastes no condicionales no rechazarán el comportamiento monótono creciente de las rentabilidades o primas de rentabilidad esperadas.

² Véanse al respecto los trabajos de Mankiw (1986), Hardouvelis (1994), Gerlach y Smets (1997), Domínguez y Novales (2000), Beekaert y Hodrick (2001), Massot, Navarro y Nave (2001) y Massot y Nave (2003).

obtenidos; y, por último, en la sección VII se compendian las conclusiones más relevantes.

II. Formalización de la HPL

Si definimos R_t^n como el tipo de interés al contado vigente en t para el plazo n , la rentabilidad mensual obtenida, desde t a $t+1$, sobre un bono al que en el momento t le restan n meses hasta su vencimiento es:

$$H_{t,t+1}(n) = nR_t^n - (n-1)R_{t+1}^{n-1} \quad (1)$$

y el exceso de rentabilidad sobre el tipo de interés al contado a un mes o la prima de rentabilidad mensual en t de un bono con vencimiento en $(t+n)$ es:

$$P_{t,t+1}(n) = H_{t,t+1}(n) - R_t^1 \quad (2)$$

Entonces, la HPL implica que la rentabilidad esperada de los activos de deuda del gobierno es una función monótona creciente del vencimiento, lo que, a su vez, implica que las primas de rentabilidad esperadas incrementarán con el vencimiento del bono, esto es:

$$E_t(H_{t,t+1}^n) \geq E_t(H_{t,t+1}^{n-1}) \geq \dots \geq E_t(H_{t,t+1}^2) \geq R_t^1 \quad (3)$$

$$E_t[P_{t,t+1}(n)] \geq E_t[P_{t,t+1}(n-1)] \geq \dots \geq E_t[P_{t,t+1}(2)] \quad (4)$$

en donde: $E_t[\bullet]$ simboliza la expectativa condicional sobre el conjunto de información disponible por el mercado en t ; y al menos una de las desigualdades se cumple de forma estricta.

De esta forma, un contraste sobre el conjunto de las restricciones de desigualdad impuestas por la expresión (4) proporcionará el contraste formal de la HPL que se requiere.

III. Los contrastes no condicionales de la HPL en la literatura

En Fama (1984a) se aplican un conjunto de contrastes no condicionales en la medida en que se trabaja con: (i) medias simples muestrales *ex post* de las primas de rentabilidad de letras y carteras de bonos; y (ii) los valores medios de $F_{t,t+n-1}(n) - R_t^1$, donde $F_{t,t+n-1}(n)$ es el tipo *forward* desde $t+n-1$ a $t+n$ observado en t .³

Así, en primer lugar se calcula el estadístico T^2 de Hotelling con el que se rechaza la hipótesis nula de que las primas medias de rentabilidad sean todas iguales a cero.

En segundo lugar, se calcula el mismo estadístico sobre la diferencia media entre primas con vencimientos sucesivos para contrastar si su estructura es plana. En el caso de las primas de rentabilidad sobre letras se rechaza el que éstas sean iguales independientemente de su vencimiento pero no rechaza tal hipótesis para las primas de rentabilidad sobre las 10 carteras de bonos formadas para poder efectuar el análisis en el largo plazo.

Por último, se obtiene estadísticos t individuales y se realiza un análisis de comparaciones múltiples de Bonferroni. En su conjunto, los resultados de Fama (1984a) llevan a rechazar un comportamiento monótono creciente de las primas de rentabilidad y, por tanto, de la HPL.

Sin embargo, McCulloch (1987) argumenta que no hay evidencia en contra de primas de rentabilidad monótonas crecientes, justificando el rechazo de Fama

(1984a) por la utilización de precios medios *bid-ask*. Aunque en Fama (1984a) se obtiene que la prima de rentabilidad sobre letras a 9 meses es superior a la que se obtiene sobre letras a 10 meses, $P_{t,t+1}(10) - P_{t,t+1}(9) < 0$, MacCulloch (1987) demuestra que esta diferencia no puede explotarse si se tienen en cuenta los costes de transacción que deben soportar los inversores al tener que adquirir al precio *ask* y vender al precio *bid* y explica que, además, este comportamiento anómalo es atribuido a un mayor volumen de emisiones del Tesoro de letras a 9 meses durante el período 9/1966 a 10/1972, el cual forma parte de la muestra sobre la que Fama (1984a) realiza el análisis de primas de rentabilidad.

Por su parte, RRS (1992) critican el trabajo de Fama (1984a) ya que: (i) consideran insuficiente un contraste conjunto de igualdad de primas; y (ii) los contrastes individuales mediante el estadístico t , aunque ajustados para comparaciones múltiples por el método de Bonferroni, son difíciles de interpretar ya que no permiten considerar la correlación entre primas de distintos vencimientos.⁴

Así, siguiendo los trabajos de Gouriéroux, Holly y Monfort (1982), Kodde y Palm (1986) y Wolak (1989), en los que se desarrollan diversos estadísticos para contrastar conjuntamente restricciones de igualdad y desigualdad sobre un vector de parámetros, RRS (1992) no rechazan la HPL en el mercado estadounidense.

IV. Metodología

En este trabajo utilizamos la línea metodológica de RRS (1992), en donde se aplican los contrastes sobre las primas de rentabilidad que a continuación se describen siguiendo los trabajos de Wolak (1989) y Gouriéroux, Holly y Monfort (1982). Así,

³ Se demuestra en dicho trabajo que el valor medio de $F_{t,t+n-1}(n) - R_t^1$ está próximo al valor medio de la prima de rentabilidad esperada $E_t[P_{t,t+1}(n)]$.

⁴ Al respecto, Wolak (1989) señala expresamente que el alto grado de correlación entre los parámetros estimados es el mayor inconveniente o defecto asociado con la aplicación del análisis de Bonferroni para contrastar múltiples restricciones de desigualdad.

en los siguientes apartados se describe, en primer lugar, el proceso de estimación de las primas de rentabilidad medias y, a continuación, se describen los dos contrastes que utilizaremos para analizar la HPL.⁵

IV. 1. Estimación de las primas de rentabilidad medias.

Definimos P como un vector ($NT \times 1$), donde N es el número de primas de rentabilidad consideradas y T el número de observaciones; β como el vector ($N \times 1$) de medias de P ; ε como el vector ($NT \times 1$) de términos de perturbación con matriz de varianzas y covarianzas igual a Ω ; I_N como la matriz identidad ($N \times N$); y H como un vector ($T \times 1$) de unos. Por último, consideramos R la matriz ($N-1 \times N$) igual a:

$$R = \begin{pmatrix} 1 & -1 & 0 & \cdots & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & -1 & 0 & \cdots & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 1 & -1 & 0 & \cdots & 0 \\ \vdots & \vdots & \vdots & \vdots & \vdots & & \vdots \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & -1 \end{pmatrix}$$

La estimación no restringida del vector de medias, β , se obtendría minimizando la siguiente función:

$$\min_{\beta} (P - (I_N \otimes H)\beta)' \Omega^{-1} (P - (I_N \otimes H)\beta) \quad (5)$$

y la estimación restringida a la desigualdad $R\beta \geq 0$, $\tilde{\beta}$, minimizando:

$$\min_{\beta} (P - (I_N \otimes H)\beta)' \Omega^{-1} (P - (I_N \otimes H)\beta) \quad (6)$$

sujeto a $R\beta \geq 0$.

lo que daría como resultado las siguientes soluciones, respectivamente:

⁵ En el Anexo se describe el proceso de obtención de los valores críticos para cualquier nivel de significación α de los estadísticos empleados.

$$\hat{\beta} = \left((I_N \otimes H)' \Omega^{-1} (I_N \otimes H) \right)^{-1} (I_N \otimes H)' \Omega^{-1} P \quad (7)$$

$$\tilde{\beta} = \hat{\beta} + \left((I_N \otimes H)' \Omega^{-1} (I_N \otimes H) \right)^{-1} R' \tilde{\lambda} / 2 \quad (8)$$

$$\tilde{\lambda} = 2 \left(R \left((I_N \otimes H)' \Omega^{-1} (I_N \otimes H) \right)^{-1} R' \right)^{-1} (R\tilde{\beta} - R\hat{\beta})$$

donde $\tilde{\lambda}$ el multiplicador de Lagrange asociado con la restricción $R\beta \geq 0$.

IV. 2. Contrastes formales de la HPL.

A. Contraste de $H_o : R\beta \geq 0$ versus $H_a : R\beta \in R^{N-1}$

Usando los resultados de Wolak (1989) podemos contrastar la hipótesis nula del conjunto de restricciones de desigualdad impuestas por la HPL frente a la alternativa no restringida mediante un contraste de Wald, donde el estadístico toma la siguiente expresión:

$$W = (R\tilde{\beta} - R\hat{\beta})' \left(R \left((I_N \otimes H)' \Omega^{-1} (I_N \otimes H) \right)^{-1} R' \right)^{-1} (R\tilde{\beta} - R\hat{\beta}) \quad (9)$$

Si la matriz Ω no es conocida y depende de un número finito de parámetros podemos denotar las estimaciones no restringida y restringida de β y Ω como $\hat{\beta}_u$ y $\hat{\Omega}$ y $\tilde{\beta}_r$ y $\tilde{\Omega}$, respectivamente. El subíndice u indica que la estimación de β está basada sobre $\hat{\Omega}$ y el subíndice r que la estimación de β está basada sobre $\tilde{\Omega}$. De este modo, también podemos definir $\tilde{\beta}_u$ como la estimación restringida de β usando $\hat{\Omega}$.

Siendo habitual esta circunstancia, es decir que Ω sea desconocida, es importante señalar que el estadístico de Wald está basado sobre su estimación no restringida, de tal forma que:

$$W = (R\tilde{\beta}_u - R\hat{\beta}_u)' \left(R \left((I_N \otimes H)' \hat{\Omega}^{-1} (I_N \otimes H) \right)^{-1} R' \right)^{-1} (R\tilde{\beta}_u - R\hat{\beta}_u) \quad (10)$$

B. Contraste de $H_o : R\beta = 0$ versus $H_A : R\beta \geq 0$

Siguiendo la recomendación explícita de Wolak (1989) si la hipótesis nula del contraste anterior es aceptada, el contraste propuesto por Gouriéroux, Holly y Monfort (1982) puede utilizarse para determinar si la aceptación se debe a que se cumple $R\beta = 0$, lo que significaría en nuestro caso aceptar una estructura plana de primas de rentabilidad, o porque al menos una de las desigualdades se cumple estrictamente, $R\beta > 0$.

El rechazo de la hipótesis nula nos indicará que imponer restricciones de desigualdad sobre los parámetros es significativamente menos cuestionable estadísticamente que imponer estas mismas restricciones como igualdades.

Por tanto, siendo la hipótesis mantenida $R\beta \geq 0$ se contrasta la hipótesis nula de igualdad frente al cumplimiento de al menos una desigualdad estricta mediante el siguiente estadístico de Wald:

$$W = (R\tilde{\beta})' \left(R \left((I_N \otimes H)' \Omega^{-1} (I_N \otimes H) \right)^{-1} R' \right)^{-1} (R\tilde{\beta}) \quad (11)$$

De nuevo señalar que si Ω no es conocida y depende de un número finito de parámetros, el estadístico de Wald concretamente toma la siguiente expresión:

$$W = (R\tilde{\beta}_r)' \left(R \left((I_N \otimes H)' \tilde{\Omega}^{-1} (I_N \otimes H) \right)^{-1} R' \right)^{-1} (R\tilde{\beta}_r) \quad (12)$$

V. Datos

Como hemos señalado, el estudio de la relación entre las primas de rendimiento por plazos se centra en el MEDPE y se toma como punto de referencia la evidencia encontrada en ese mercado por Massot y Nave (2003) en favor del cumplimiento de la HE cuando se formula de forma amplia, aceptando primas por plazo constantes en el tiempo. Es por ello por lo que la muestra aquí utilizada es la misma que la utilizada en el trabajo citado.

Así pues, la base de datos utilizada está formada por estimaciones mensuales de la curva cupón cero, desde septiembre de 1993 a diciembre de 1998, correspondientes al segmento mayorista del MEDPE, realizadas mediante el ajuste de la función de descuento siguiendo la metodología propuesta por Vasicek y Fong (1982) adaptada al mercado al que se aplica.⁶

Como señalan Boudoukh, Richardson, Richardson y Whitelaw (1999), un número elevado de grados de libertad de los contrastes χ^2 ponderados reduciría la potencia de los mismos, por lo que considerar todas las primas de rentabilidad mensuales sobre bonos con vencimientos mensuales sucesivos desde 2 meses hasta el plazo de 10 años no resulta conveniente.

Es por ello por lo que se opta por aplicar los contrastes sobre tres vectores de primas compuestos por:

- (i) primas de rentabilidad mensuales – anualizadas – sobre bonos con vencimientos mensuales sucesivos desde 2 hasta 12 meses, centrándonos, exclusivamente, en el corto plazo;
- (ii) primas de rentabilidad mensuales – anualizadas – sobre bonos con vencimientos anuales sucesivos desde 2 hasta 120 meses, para abarcar el largo plazo; y

⁶ En Massot y Nave (2003) se describe de forma pormenorizada esta base de datos, su obtención y su posible influencia en los resultados obtenidos.

- (iii) primas de rentabilidad mensuales – anualizadas – de bonos con vencimientos bianuales sucesivos, $P_{t,t+1}(2)$, $P_{t,t+1}(24)$, $P_{t,t+1}(48)$, $P_{t,t+1}(72)$, $P_{t,t+1}(96)$ y $P_{t,t+1}(120)$, con el objetivo de comprobar si esta reducción de los grados de libertad de los contrastes afectan a las conclusiones obtenidas sobre las primas descritas en (ii).

Antes de efectuar las estimaciones de los vectores de medias hemos examinado el comportamiento de cada una de las primas de rentabilidad que conforman los tres vectores P sobre los que aplicaremos con posterioridad los contrastes de desigualdad.

La tabla 1 muestra los resultados obtenidos al calcular la autocorrelación de dichas primas hasta 5 retardos y sus valores muy próximos a cero parecen indicar ausencia de la misma. De hecho, el contraste Q de Ljung-Box no nos permite rechazar que éstas se comporten como un ruido blanco.

Por otra parte, la tabla 2 muestra la correlación cruzada contemporánea, elementos por debajo de la diagonal, entre las primas de rentabilidad sobre bonos con vencimientos mensuales sucesivos desde 2 hasta 12 meses, panel A, y sobre bonos con vencimientos anuales sucesivos desde 2 hasta 120 meses, panel B. En este caso, los valores están muy próximos a la unidad. Los elementos por encima de la diagonal muestran la correlación cruzada entre las distintas primas con un retardo y se observa que ésta disminuye considerablemente de tal forma que resulta despreciable.

La figura 1 muestra gráficamente alguna de las primas de rentabilidad calculadas, apreciándose un aumento de su valor medio durante el periodo considerado a medida que aumenta el plazo.

Para corroborar formalmente la evidencia anterior, en primer lugar, se ha efectuado el contraste de multiplicadores de Lagrange de Breusch-Godfrey de no autocorrelación de los términos de perturbación resultantes al estimar cada uno de los

elementos de β independientemente por MCO no rechazándose la hipótesis nula. En la tabla 3 se recogen los resultados obtenidos para un número de retardos de 1, 2 y 6.

En segundo lugar y en este mismo sentido, se ha realizado el contraste de multiplicadores de Lagrange de Breusch-Pagan de no-correlación contemporánea entre los términos de perturbación resultantes de las estimaciones no restringidas por MCO de los tres sistemas de ecuaciones planteados a partir de los tres vectores P de primas de rentabilidad, rechazándose la hipótesis nula, tal y como se aprecia en la misma tabla 3.

Este rechazo de la hipótesis nula nos ha llevado a estimar cada uno de los elementos de Ω siguiendo la sugerencia propuesta por Zellner para la estimación de regresiones aparentemente no relacionadas, de tal modo que:

$$\hat{\Omega} = \hat{\Sigma} \otimes I_T = \begin{pmatrix} S_{11} & S_{12} & \cdots & S_{1N} \\ S_{21} & S_{22} & \cdots & S_{2N} \\ \vdots & \vdots & & \vdots \\ S_{N1} & S_{N2} & \cdots & S_{NN} \end{pmatrix} \otimes I_T$$

donde I_T es la matriz identidad ($T \times T$) y:

$$S_{ij} = \frac{e_i e_j}{T}$$

siendo e_i , $i = 1, \dots, N$, el vector ($T \times 1$) que recoge los residuos de las estimaciones no restringidas por MCO de cada uno de los parámetros de β .

VI. Resultados obtenidos

En la tabla 4 se recogen los resultados obtenidos al estimar los vectores de medias no restringidos, $\hat{\beta}_u$, según la expresión (7) para cada uno de los tres vectores P definidos en el apartado anterior utilizando la estimación consistente de Ω que acabamos de definir, $\hat{\Omega}$.

Se aprecia, en primer lugar, que prácticamente la totalidad de los valores obtenidos son significativos al 5% por lo que podemos considerar la existencia de primas de rentabilidad distintas de cero. En segundo lugar, se observa que los valores obtenidos incrementan en la medida en que incrementa el vencimiento del bono considerado, de tal forma que las estimaciones de $\hat{\beta}_u$ coinciden con las estimaciones de los vectores de medias restringidos a la desigualdad, tanto $\tilde{\beta}_u$ como $\tilde{\beta}_r$, ya que $\hat{\Omega}$ y $\tilde{\Omega}$ lógicamente, también coinciden.

Dado el resultado de las estimaciones anteriores, donde $\hat{\beta}_u$ es igual a $\tilde{\beta}_u$, se hace innecesario el contraste de $H_o : R\beta \geq 0$ versus $H_A : R\beta \in R^{N-1}$. El cálculo previo del estadístico de Wald correspondiente utilizando la expresión (10) tan solo tendría sentido en el caso de que ambas estimaciones no coincidieran. Así, puede afirmarse que las desigualdades impuestas por la LPH no pueden ser rechazadas y que por lo tanto los datos analizados muestran evidencia a favor de la correcta valoración de la liquidez en el mercado español.

La tabla 5 contiene los distintos valores obtenidos para cada caso del estadístico de Wald propuesto por Gouriéroux, Holly y Monfort (1982) de acuerdo con la expresión (12) para contrastar la $H_o : R\beta = 0$ versus $H_A : R\beta \geq 0$, y los límites superiores e inferiores de los valores críticos correspondientes para un nivel de significación del 5% y 10% obtenidos directamente de Kodde y Palm (1986: Table1) y que resultan de aplicar la expresión (A5) y (A6) desarrolladas en el anexo.

El estadístico de Wald obtenido sobre las primas de rentabilidad mensuales de bonos con vencimientos mensuales sucesivos desde 2 hasta 12 meses es igual a 15,5217, tal y como aparece en el panel A de la tabla 5, lo que nos permite rechazar directamente la hipótesis nula al 10% de significación ya que excede el valor crítico límite superior correspondiente, $c_u = 15,377$.

No obstante, a un 5% de significación no podemos aceptar ni rechazar la hipótesis nula sin un previo cálculo de las ponderaciones pertinentes, ya que en este caso los valores críticos límite son $c_l = 2,706$ y $c_u = 17,670$.

Se llega exactamente a las mismas conclusiones si se examina los resultados que se obtienen al trabajar con las primas de rentabilidad mensuales sobre bonos con vencimientos bianuales sucesivos, transcritos en el panel C de la tabla 5.

En cambio, el valor del estadístico obtenido sobre las primas de rentabilidad sobre bonos con vencimientos anuales sucesivos es 14,8236, tal y como se observa en el panel B de la tabla 5, lo que nos impide extraer directamente una conclusión sobre el rechazo o no de la hipótesis nula tanto al 5% como al 10% de significación ya que éste se encuentra dentro del rango marcado por los valores críticos límite correspondientes.

Así pues, se presentan las ponderaciones estimadas, $\hat{w}(N-1, k, B)$, de acuerdo con el método basado en simulaciones de Monte Carlo propuesto por Wolak (1989)⁷ siendo 1.000 el número de replicas aplicado, lo que nos ha permitido calcular los valores críticos correspondientes al 5% y 10% de significación y, como cabría esperar, no se llega a ninguna contradicción respecto de las conclusiones anteriores. En todos los casos planteados no se puede rechazar la hipótesis nula al 5% de significación pero si se debe rechazar al 10%. Del mismo modo se han calculado los *p-values* de los estadísticos siendo un 8,70%, 7,24% y 5,56%, respectivamente.

⁷ Ver Anexo.

Las tablas 6 y 7 contienen los mismos resultados que se presentan en la tabla 5 pero con número de replicas para la estimación de las ponderaciones de las variables chi-cuadrado que constituyen la distribución asintótica de los estadísticos de 5.000 y 10.000, respectivamente, lo que nos permite apreciar que el incremento del número de repeticiones en el proceso de simulación no modifica en modo alguno los resultados y conclusiones obtenidas anteriormente. Para 5.000 replicas *los p-values* son 8,79%, 7,29%, y 5,68%, respectivamente para cada caso, y para 10.000 replicas son 8,83%, 7,29% y 5,67%.

VII. Conclusiones

La HPL supone que las rentabilidades o primas de rentabilidad para un plazo determinado de los activos incrementan en función de su vencimiento. En el MEDPE, como en el resto de mercados europeos analizados en la literatura, se ha encontrado evidencia de que durante un periodo de tiempo las primas de rentabilidad esperadas permanecieron constantes (Massot y Nave, 2003). En este contexto, la HPL puede analizarse mediante un contraste no condicional sobre las desigualdades que impone tal y como aquí se ha propuesto.

Las estimaciones no restringidas de las primas de rentabilidad medias cumplen, en principio, las desigualdades en sentido débil impuestas por la HPL. No obstante, la aceptación de dicho comportamiento puede ser debido a que las primas sobre diferentes bonos son iguales. Así, el contraste de Wald propuesto por Gouriéroux, Holly y Monfort (1982) nos permite examinar si éste es el caso, es decir, si la estructura de primas es plana o si, por el contrario, al menos una de las desigualdades se cumple en sentido estricto.

Los resultados obtenidos al realizar el análisis sobre (i) primas de rentabilidad mensuales de bonos con vencimientos mensuales sucesivos desde 2 hasta 12 meses; (ii) primas de rentabilidad mensuales sobre bonos con vencimientos anuales sucesivos desde 2 hasta 120 meses; y (iii) primas de rentabilidad mensuales de bonos

con vencimientos bianuales sucesivos desde 2 hasta 120 meses, nos permiten rechazar al 10% de significación la hipótesis nula de igualdad entre primas de rentabilidad sobre bonos con distintos vencimientos, reforzando la evidencia previa.

Este resultado, pone en evidencia el comportamiento monótono creciente de las primas de rentabilidad sobre bonos en función del vencimiento de los mismos. De hecho, en el caso (iii) donde el número de restricciones se ha reducido a la mitad, disminuyendo así la pérdida de potencia que se ocasiona si su número es muy elevado (Boudoukh, Richardson, Richardson y Whitelaw, 1999) se rechazaría la hipótesis de igualdad al 5,60% de significación.

ANEXO. Distribución de los estadísticos de Wald bajo la hipótesis nula

Wolak (1989) y Gouriéroux, Holly y Monfort (1982) demuestran que los estadísticos de Wald obtenidos para efectuar los contrastes con las expresiones (10) y (12), a diferencia de los estadísticos de Wald para contrastar simples restricciones de igualdad, $H_o : R\beta = r$ vs $H_A : R\beta \neq r$, no tienen una distribución asintótica chi-cuadrado con grados de libertad igual al número de restricciones impuestas. Ambos estadísticos se distribuyen como una suma ponderada de variables chi-cuadrado con diferentes grados de libertad. Específicamente, para cualquier nivel de significación α podemos obtener el valor crítico correspondiente, c , resolviendo las siguientes expresiones, respectivamente:

$$\alpha = \sum_{k=0}^{N-1} \Pr[\chi_k^2 \geq c] w(N-1, N-1-k, A) \quad (A1)$$

$$\alpha = \sum_{k=0}^{N-1} \Pr[\chi_k^2 \geq c] w(N-1, k, B) \quad (A2)$$

La ponderación $w(N-1, N-1-k, A)$ es la probabilidad de que $\tilde{\beta}_u$ tenga exactamente $N-1-k$ elementos estrictamente positivos, donde:

$$A = \left(R \left((I_N \otimes H)' \Omega^{-1} (I_N \otimes H) \right)^{-1} R' \right)$$

y la ponderación $w(N-1, k, B)$ es la probabilidad de que $\tilde{\beta}_r$ tenga exactamente k elementos estrictamente positivos, donde:

$$B = \left(R \left((I_N \otimes H)' \tilde{\Omega}^{-1} (I_N \otimes H) \right)^{-1} R' \right)$$

En el caso de que el número de restricciones sea menor o igual a cuatro, $N-1 \leq 4$, Kuddo (1963) ofrece fórmulas para la obtención directa de dichas ponderaciones. Por su parte, Shapiro (1985) plantea expresiones alternativas para su cálculo para el caso de $N-1 = 4$. Por otra parte, existen diversos métodos numéricos para el caso de que $N-1 \geq 5$. Bohrer y Chow (1978) dan un algoritmo el cual está diseñado para calcular estas ponderaciones hasta $N-1 = 10$. Sin embargo, para $N-1 \geq 8$, la complejidad de los cálculos hacen que estos métodos numéricos, en la mayoría de los casos, sean intratables. Wolak (1989) describe un método aproximado para calcular estas ponderaciones cuando $N-1 \geq 8$ basado en simulaciones de Monte Carlo y puntualiza que preliminares comparaciones de los resultados de este procedimiento con los obtenidos a partir de procedimientos exactos determinaron un alto grado de acuerdo entre ambos.

Específicamente, en nuestro caso se debe simular una distribución normal multivariante con media cero y matriz de covarianzas igual a A o B , según el caso, simbolizando los valores obtenidos por β_a^* y β_b^* , respectivamente. El siguiente paso es encontrar la solución, $\hat{\beta}_a$ y $\hat{\beta}_b$, a los siguientes problemas de minimización:

$$\min_{\tilde{\beta}} (\beta_a^* - \tilde{\beta})' A^{-1} (\beta_a^* - \tilde{\beta}) \tag{A3}$$

sujeto a $\tilde{\beta} \geq 0$.

$$\min_{\tilde{\beta}} (\beta_b^* - \tilde{\beta})' B^{-1} (\beta_b^* - \tilde{\beta}) \quad (\text{A4})$$

sujeto a $\tilde{\beta} \geq 0$.

Para cada una de las replicas se cuenta el número de elementos de los vectores $(N-1 \times 1)$ $\hat{\beta}_a$ y $\hat{\beta}_b$ mayores que cero. Así, la ponderación aproximada $\hat{w}(N-1, N-1-k, A)$ será la fracción de replicas en las cuales $\hat{\beta}_a$ tenga exactamente $N-1-k$ elementos estrictamente positivos y la ponderación aproximada $\hat{w}(N-1, k, B)$ será la fracción de replicas en las cuales $\hat{\beta}_b$ tenga exactamente k elementos estrictamente positivos.

Por otro lado, es importante señalar que en muchos casos no es necesario calcular estas ponderaciones porque a partir del trabajo de Kodde y Palm (1986) podemos conocer los límites superiores e inferiores de los valores críticos para distintos niveles de significación sobre las distribuciones dadas en (A1) y (A2). No obstante, estos límites no eliminan la necesidad de calcular las ponderaciones si los valores de los estadísticos no exceden el valor del límite superior pero sí exceden el valor del límite inferior.

Así, para un determinado nivel de significación α los límites sobre la distribución nula son:

$$\alpha = \frac{1}{2} \Pr[\chi_1^2 \geq c_l] \quad (\text{A5})$$

$$\alpha = \frac{1}{2} \Pr[\chi_{N-2}^2 \geq c_u] + \frac{1}{2} \Pr[\chi_{N-1}^2 \geq c_u] \quad (\text{A6})$$

siendo, concretamente, c_l y c_u los valores críticos límite inferior y superior, respectivamente. Si el valor del estadístico es inferior a c_l , la hipótesis nula no puede ser rechazada. Si el valor del estadístico es superior a c_u la hipótesis nula es rechazada.

En Kodde y Palm (1986: Table 1) aparece un cuadro con valores de c_l y c_u para valores de α desde 0,25 hasta 0,001 y grados de libertad desde 1 a 40. Así, las ponderaciones deben ser calculadas y exactos valores críticos obtenidos si y solo si el valor resultante del estadístico de contraste se circunscribe dentro del rango fijado por los valores de c_l y c_u correspondientes.

TABLA 1. AUTOCORRELACIÓN PRIMAS DE RENTABILIDAD.

Esta tabla presenta la autocorrelación hasta 5 retardos de las primas de rentabilidad sobre diferentes bonos, $P_{t,t+1}(n)$, siendo n el vencimiento del bono en t y, entre paréntesis, los valores de los estadísticos de contraste Q de Ljung-Box que se distribuyen según una χ^2 con grados de libertad igual al número de retardos. En ningún caso puede rechazarse la hipótesis nula de no autocorrelación al 5% de significación.

	ρ_1	ρ_2	ρ_3	ρ_4	ρ_5		ρ_1	ρ_2	ρ_3	ρ_4	ρ_5
$P_{t,t+1}(2)$	-0,102 (0,690)	-0,100 (1,360)	0,022 (1,392)	0,001 (1,393)	-0,142 (2,815)	$P_{t,t+1}(12)$	0,017 (0,019)	0,012 (0,028)	-0,061 (0,284)	0,233 (4,037)	0,099 (4,726)
$P_{t,t+1}(3)$	-0,106 (0,737)	-0,137 (1,991)	-0,003 (1,992)	0,004 (1,993)	-0,087 (2,533)	$P_{t,t+1}(24)$	-0,053 (0,184)	0,173 (2,203)	0,032 (2,275)	0,221 (5,654)	0,043 (5,782)
$P_{t,t+1}(4)$	-0,092 (0,564)	-0,155 (2,180)	-0,036 (2,269)	0,019 (2,294)	-0,037 (2,392)	$P_{t,t+1}(36)$	-0,064 (0,273)	0,245 (4,293)	0,061 (4,545)	0,200 (7,323)	0,007 (7,327)
$P_{t,t+1}(5)$	-0,072 (0,338)	-0,159 (2,035)	-0,067 (2,340)	0,046 (2,487)	0,002 (2,487)	$P_{t,t+1}(48)$	-0,054 (0,194)	0,27 (5,103)	0,096 (5,730)	0,166 (7,634)	-0,009 (7,640)
$P_{t,t+1}(6)$	-0,048 (0,154)	-0,15 (1,670)	-0,089 (2,207)	0,083 (2,683)	0,033 (2,762)	$P_{t,t+1}(60)$	-0,041 (0,113)	0,277 (5,256)	0,118 (6,205)	0,133 (7,424)	-0,007 (7,428)
$P_{t,t+1}(7)$	-0,025 (0,043)	-0,132 (1,205)	-0,101 (1,904)	0,122 (2,942)	0,059 (3,186)	$P_{t,t+1}(72)$	-0,026 (0,044)	0,277 (5,213)	0,12 (6,197)	0,109 (7,025)	0,002 (7,025)
$P_{t,t+1}(8)$	-0,006 (0,002)	-0,106 (0,750)	-0,104 (1,493)	0,159 (3,249)	0,077 (3,671)	$P_{t,t+1}(84)$	-0,008 (0,004)	0,275 (5,081)	0,106 (5,850)	0,095 (6,477)	0,011 (6,486)
$P_{t,t+1}(9)$	0,008 (0,004)	-0,075 (0,386)	-0,100 (1,064)	0,189 (3,547)	0,089 (4,110)	$P_{t,t+1}(96)$	0,007 (0,003)	0,27 (4,880)	0,078 (5,299)	0,089 (5,853)	0,014 (5,866)
$P_{t,t+1}(10)$	0,016 (0,017)	-0,044 (0,149)	-0,089 (0,695)	0,211 (3,784)	0,096 (4,433)	$P_{t,t+1}(108)$	0,013 (0,011)	0,261 (4,575)	0,037 (4,669)	0,093 (5,266)	0,007 (5,270)
$P_{t,t+1}(11)$	0,019 (0,023)	-0,015 (0,037)	-0,076 (0,431)	0,225 (3,940)	0,099 (4,629)	$P_{t,t+1}(120)$	0,003 (0,001)	0,248 (4,143)	-0,017 (4,162)	0,106 (4,943)	-0,010 (4,951)

TABLA 2. CORRELACIÓN CRUZADA ENTRE PRIMAS DE RENTABILIDAD.

Los paneles A y B presentan la correlación entre primas de rentabilidad sobre diferentes bonos, $P_{t,t+1}(n)$, donde n indica el vencimiento del bono en t . Los números por debajo de la diagonal presentan la correlación cruzada contemporánea y por encima de la diagonal presentan la correlación cruzada con un retardo.

Panel A. Correlación entre primas de rentabilidad mensuales sobre bonos con vencimientos mensuales sucesivos, $P_{t,t+1}(n)$.											
n	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
2		-0,077	-0,048	-0,019	0,008	0,035	0,058	0,077	0,092	0,0103	0,109
3	0,982		-0,074	-0,039	-0,004	0,031	0,063	0,091	0,113	0,130	0,142
4	0,943	0,988		-0,058	-0,021	0,018	0,054	0,086	0,113	0,134	0,149
5	0,894	0,958	0,990		-0,036	0,002	0,039	0,073	0,102	0,126	0,143
6	0,834	0,911	0,961	0,990		-0,012	0,024	0,058	0,088	0,113	0,132
7	0,764	0,850	0,914	0,961	0,990		0,009	0,042	0,071	0,097	0,117
8	0,687	0,778	0,854	0,917	0,963	0,991		0,025	0,053	0,078	0,099
9	0,607	0,701	0,786	0,861	0,923	0,967	0,992		0,035	0,058	0,079
10	0,530	0,624	0,715	0,800	0,874	0,932	0,972	0,994		0,038	0,058
11	0,458	0,551	0,646	0,738	0,822	0,891	0,943	0,977	0,995		0,037
12	0,393	0,483	0,581	0,679	0,770	0,849	0,911	0,955	0,982	0,996	

Panel B. Correlación entre primas de rentabilidad mensuales sobre bonos con vencimientos anuales sucesivos, $P_{t,t+1}(n)$.											
n	2	12	24	36	48	60	72	84	96	108	120
2		0,109	0,073	0,037	0,033	0,031	0,017	-0,011	-0,047	-0,087	-0,121
12	0,393		0,096	0,102	0,102	0,098	0,096	0,098	0,102	0,108	0,114
24	0,073	0,891		-0,032	-0,019	-0,016	-0,015	-0,016	-0,016	-0,016	-0,016
36	0,037	0,838	0,988		-0,051	-0,047	-0,045	-0,044	-0,043	-0,041	-0,040
48	0,033	0,805	0,966	0,993		-0,050	-0,048	-0,045	-0,043	-0,040	-0,039
60	0,032	0,778	0,942	0,978	0,995		-0,039	-0,037	-0,034	-0,031	-0,030
72	0,017	0,752	0,920	0,961	0,985	0,997		-0,024	-0,022	-0,020	-0,020
84	-0,011	0,725	0,901	0,945	0,973	0,989	0,997		-0,007	-0,008	-0,011
96	-0,047	0,697	0,882	0,928	0,957	0,974	0,987	0,996		0,003	-0,004
108	-0,086	0,668	0,861	0,907	0,934	0,952	0,967	0,982	0,995		0,001
120	-0,122	0,638	0,836	0,880	0,904	0,919	0,936	0,956	0,977	0,993	

TABLA 3. CONTRASTES DE AUTOCORRELACIÓN Y CORRELACIÓN CRUZADA.

La tabla presenta los valores de los estadísticos obtenidos al aplicar el contraste de multiplicadores de Lagrange de Breusch-Godfrey, LM(j), donde j indica el número de retardos considerado, de no autocorrelación de los términos de perturbación resultantes de las estimaciones individuales por MCO de las primas de rentabilidad mensuales sobre bonos, $P_{t,t+1}(n)$, donde n indica el vencimiento del bono en t. El estadístico se distribuye según una χ^2 con j grados de libertad no rechazándose en ningún caso la hipótesis nula con un nivel de significación de un 5%; los valores de los estadísticos obtenidos al aplicar el contraste de multiplicadores de Lagrange de Breusch-Pagan, λ_{LM} , de no-correlación contemporánea cruzada entre los términos de perturbación resultantes de las estimaciones no restringidas por MCO de cada uno de los tres vectores de medias de las primas de rentabilidad: sobre bonos con vencimientos mensuales sucesivos desde 2 hasta 12 meses, panel A, sobre bonos con vencimientos anuales sucesivos desde 2 a 120 meses, panel B, y sobre bonos con vencimientos bianuales sucesivos desde 2 a 120 meses, panel C. El estadístico se distribuye como una χ^2 con $N(N - 1)/2$ grados de libertad, donde N indica el número de ecuaciones de cada sistema. Con un nivel de significación de un 5% se rechaza la hipótesis nula.

Panel A. Primas de rentabilidad mensuales sobre bonos con vencimientos mensuales sucesivos, $P_{t,t+1}(n)$.							
	LM(1)	LM(2)	LM(6)		LM(1)	LM(2)	LM(6)
$P_{t,t+1}(12)$	0,018	0,027	4,330	$P_{t,t+1}(6)$	0,151	1,748	3,187
$P_{t,t+1}(11)$	0,022	0,036	4,224	$P_{t,t+1}(5)$	0,334	2,244	3,744
$P_{t,t+1}(10)$	0,016	0,143	4,000	$P_{t,t+1}(4)$	0,560	2,543	4,363
$P_{t,t+1}(9)$	0,004	0,371	3,648	$P_{t,t+1}(3)$	0,735	2,437	4,674
$P_{t,t+1}(8)$	0,002	0,731	3,258	$P_{t,t+1}(2)$	0,692	1,700	4,619
$P_{t,t+1}(7)$	0,042	1,208	3,031				
λ_{LM}				2.514,369			
Panel B. Primas de rentabilidad mensuales sobre bonos con vencimientos anuales sucesivos, $P_{t,t+1}(n)$.							
	LM(1)	LM(2)	LM(6)		LM(1)	LM(2)	LM(6)
$P_{t,t+1}(120)$	0,001	4,012	7,150	$P_{t,t+1}(60)$	0,109	4,951	7,741
$P_{t,t+1}(108)$	0,010	4,416	7,176	$P_{t,t+1}(48)$	0,186	4,749	7,459
$P_{t,t+1}(96)$	0,003	4,700	7,231	$P_{t,t+1}(36)$	0,261	3,943	6,697
$P_{t,t+1}(84)$	0,004	4,877	7,394	$P_{t,t+1}(24)$	0,176	2,022	5,430
$P_{t,t+1}(72)$	0,043	4,964	7,632	$P_{t,t+1}(12)$	0,018	0,027	4,330
λ_{LM}				2383.882			
Panel C. Primas de rentabilidad mensuales sobre bonos con vencimientos bianuales sucesivos, $P_{t,t+1}(n)$.							
λ_{LM}				560,651			

TABLA 4. ESTIMACIÓN NO RESTRINGIDA DEL VECTOR DE MEDIAS, $\hat{\beta}_u$.

$\hat{\beta}_u$ es el resultado de la estimación no restringida por MCG de cada uno de los tres vectores de medias de las primas de rentabilidad: sobre bonos con vencimientos mensuales sucesivos desde 2 hasta 12 meses, panel A, sobre bonos con vencimientos anuales sucesivos desde 2 a 120 meses, panel B, y sobre bonos con vencimientos bianuales sucesivos, desde 2 a 120 meses, panel C, siendo e.e. su error estándar.

Panel A. Primas de rentabilidad mensuales sobre bonos con vencimientos mensuales sucesivos, $P_{t,t+1}(n)$.					
	$\hat{\beta}_u$	e.e.		$\hat{\beta}_u$	e.e.
$P_{t,t+1}(12)$	0,0095	0,0031	$P_{t,t+1}(6)$	0,0034	0,0013
$P_{t,t+1}(11)$	0,0084	0,0028	$P_{t,t+1}(5)$	0,0025	0,0011
$P_{t,t+1}(10)$	0,0073	0,0024	$P_{t,t+1}(4)$	0,0017	0,0008
$P_{t,t+1}(9)$	0,0063	0,0021	$P_{t,t+1}(3)$	0,0010	0,0006
$P_{t,t+1}(8)$	0,0053	0,0018	$P_{t,t+1}(2)$	0,0004	0,0003
$P_{t,t+1}(7)$	0,0043	0,0016			
Panel B. Primas de rentabilidad mensuales sobre bonos con vencimientos anuales sucesivos, $P_{t,t+1}(n)$.					
	$\hat{\beta}_u$	e.e.		$\hat{\beta}_u$	e.e.
$P_{t,t+1}(120)$	0,1026	0,0534	$P_{t,t+1}(48)$	0,0460	0,0218
$P_{t,t+1}(108)$	0,0942	0,0476	$P_{t,t+1}(36)$	0,0350	0,0156
$P_{t,t+1}(96)$	0,0854	0,0425	$P_{t,t+1}(24)$	0,0229	0,0091
$P_{t,t+1}(84)$	0,0761	0,0376	$P_{t,t+1}(12)$	0,0095	0,0031
$P_{t,t+1}(72)$	0,0664	0,0327	$P_{t,t+1}(2)$	0,0004	0,0003
$P_{t,t+1}(60)$	0,0564	0,0274			
Panel C. Primas de rentabilidad mensuales sobre bonos con vencimientos bianuales sucesivos, $P_{t,t+1}(n)$.					
	$\hat{\beta}_u$	e.e.		$\hat{\beta}_u$	e.e.
$P_{t,t+1}(120)$	0,1026	0,0534	$P_{t,t+1}(48)$	0,0460	0,0218
$P_{t,t+1}(96)$	0,0854	0,0425	$P_{t,t+1}(24)$	0,0229	0,0091
$P_{t,t+1}(72)$	0,0664	0,0327	$P_{t,t+1}(2)$	0,0004	0,0003

TABLA 5. CONTRASTE DE WALD.

Esta tabla presenta los resultados obtenidos al contrastar la hipótesis nula de igualdad, $H_0 : R\beta = 0$, frente a la alternativa de que al menos una desigualdad estricta se cumple en cada uno de los tres vectores de medias de las primas de rentabilidad: sobre bonos con vencimientos mensuales sucesivos desde 2 hasta 12 meses, panel A, sobre bonos con vencimientos anuales sucesivos desde 2 a 120 meses, panel B, y sobre bonos con vencimientos bianuales sucesivos, panel C, desde 2 a 120 meses. W es el valor del estadístico; $\hat{w} = (N-1, k, B)$ indica las distintas ponderaciones estimadas a partir del método basado en simulaciones de Monte Carlo con 1.000 repeticiones; α nos da los p -value de los estadísticos W obtenidos; c^a y c^b son los valores críticos obtenidos en cada caso al 5% y 10% de significación, respectivamente; c_l^a , c_u^a , c_l^b y c_u^b son los valores críticos límites inferiores y superiores al 5% y 10%, respectivamente, obtenidos a partir de la tabla 1 de Kodde y Palm (1986).

Panel A. Primas de rentabilidad mensuales sobre bonos con vencimientos mensuales sucesivos, $P_{t,t+1}(n)$.											
W = 15,5217											
k	0	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
$\hat{w} = (10, k, B)$	0,003	0	0	0	0	0	0	0,007	0,137	0,477	0,376
$\Pr[\chi_k^2 \geq W]$	0	0,000	0,000	0,001	0,004	0,008	0,017	0,030	0,050	0,078	0,114
$\alpha = 0,0870$						$c^a = 17,3304$			$c^b = 15,0450$		
$c_l^a = 2,706$						$c_u^a = 17,670$					
$c_l^b = 1,642$						$c_u^b = 15,377$					
Panel B. Primas de rentabilidad mensuales sobre bonos con vencimientos anuales sucesivos, $P_{t,t+1}(n)$.											
W = 14,8236											
k	0	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
$\hat{w} = (10, k, B)$	0	0	0	0	0	0,004	0,046	0,191	0,376	0,285	0,098
$\Pr[\chi_k^2 \geq W]$	0	0,000	0,001	0,002	0,005	0,011	0,022	0,038	0,063	0,096	0,139
$\alpha = 0,0724$						$c^a = 16,0125$			$c^b = 13,7835$		
$c_l^a = 2,706$						$c_u^a = 17,670$					
$c_l^b = 1,642$						$c_u^b = 15,377$					
Panel C. Primas de rentabilidad mensuales sobre bonos con vencimientos bianuales sucesivos, $P_{t,t+1}(n)$.											
W = 9,8795											
k	0	1	2	3	4	5					
$\hat{w} = (5, k, B)$	0	0,001	0,008	0,1130	0,436	0,442					
$\Pr[\chi_k^2 \geq W]$	0	0,002	0,007	0,020	0,042	0,079					
$\alpha = 0,0556$						$c^a = 10,1495$			$c^b = 8,3562$		
$c_l^a = 2,706$						$c_u^a = 10,371$					
$c_l^b = 1,642$						$c_u^b = 8,574$					

TABLA 6. CONTRASTE DE WALD.

Esta tabla presenta los resultados obtenidos al contrastar la hipótesis nula de igualdad, $H_0 : R\beta = 0$, frente a la alternativa de que al menos una desigualdad estricta se cumple en cada uno de los tres vectores de medias de las primas de rentabilidad: sobre bonos con vencimientos mensuales sucesivos desde 2 hasta 12 meses, panel A, sobre bonos con vencimientos anuales sucesivos desde 2 a 120 meses, panel B, y sobre bonos con vencimientos bianuales sucesivos, panel C, desde 2 a 120 meses. W es el valor del estadístico; $\hat{w} = (N-1, k, B)$ indica las distintas ponderaciones estimadas a partir del método basado en simulaciones de Monte Carlo con 5.000 repeticiones; α nos da los p -value de los estadísticos W obtenidos; c^a y c^b son los valores críticos obtenidos en cada caso al 5% y 10% de significación, respectivamente; c_l^a , c_u^a , c_l^b y c_u^b son los valores críticos límites inferiores y superiores al 5% y 10%, respectivamente, obtenidos a partir de la tabla 1 de Kodde y Palm (1986).

Panel A. Primas de rentabilidad mensuales sobre bonos con vencimientos mensuales sucesivos, $P_{t,t+1}(n)$.											
W = 15.5217											
k	0	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
$\hat{w} = (10, k, B)$	0,003	0	0	0	0	0	0	0,0082	0,122	0,4748	0,392
$\Pr[\chi_k^2 \geq W]$	0	0,000	0,000	0,001	0,004	0,008	0,017	0,030	0,050	0,078	0,114
$\alpha = 0,0879$						$c^a = 17,3655$			$c^b = 15,0810$		
$c_l^a = 2,706$						$c_u^a = 17,670$			$c_u^b = 15,377$		
$c_l^b = 1,642$											
Panel B. Primas de rentabilidad mensuales sobre bonos con vencimientos anuales sucesivos, $P_{t,t+1}(n)$.											
W = 14.8236											
k	0	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
$\hat{w} = (10, k, B)$	0	0	0	0	0	0,0062	0,0448	0,197	0,3522	0,3092	0,0906
$\Pr[\chi_k^2 \geq W]$	0	0,000	0,001	0,002	0,005	0,011	0,022	0,038	0,063	0,096	0,139
$\alpha = 0,0729$						$c^a = 16,0145$			$c^b = 13,7870$		
$c_l^a = 2,706$						$c_u^a = 17,670$			$c_u^b = 15,377$		
$c_l^b = 1,642$											
Panel C. Primas de rentabilidad mensuales sobre bonos con vencimientos bianuales sucesivos, $P_{t,t+1}(n)$.											
W = 9.8795											
k	0	1	2	3	4	5					
$\hat{w} = (5, k, B)$	0,0002	0,0006	0,0086	0,0982	0,4266	0,4658					
$\Pr[\chi_k^2 \geq W]$	0	0,002	0,007	0,020	0,042	0,079					
$\alpha = 0,0568$						$c^a = 10,2031$			$c^b = 8,4075$		
$c_l^a = 2,706$						$c_u^a = 10,371$			$c_u^b = 8,574$		
$c_l^b = 1,642$											

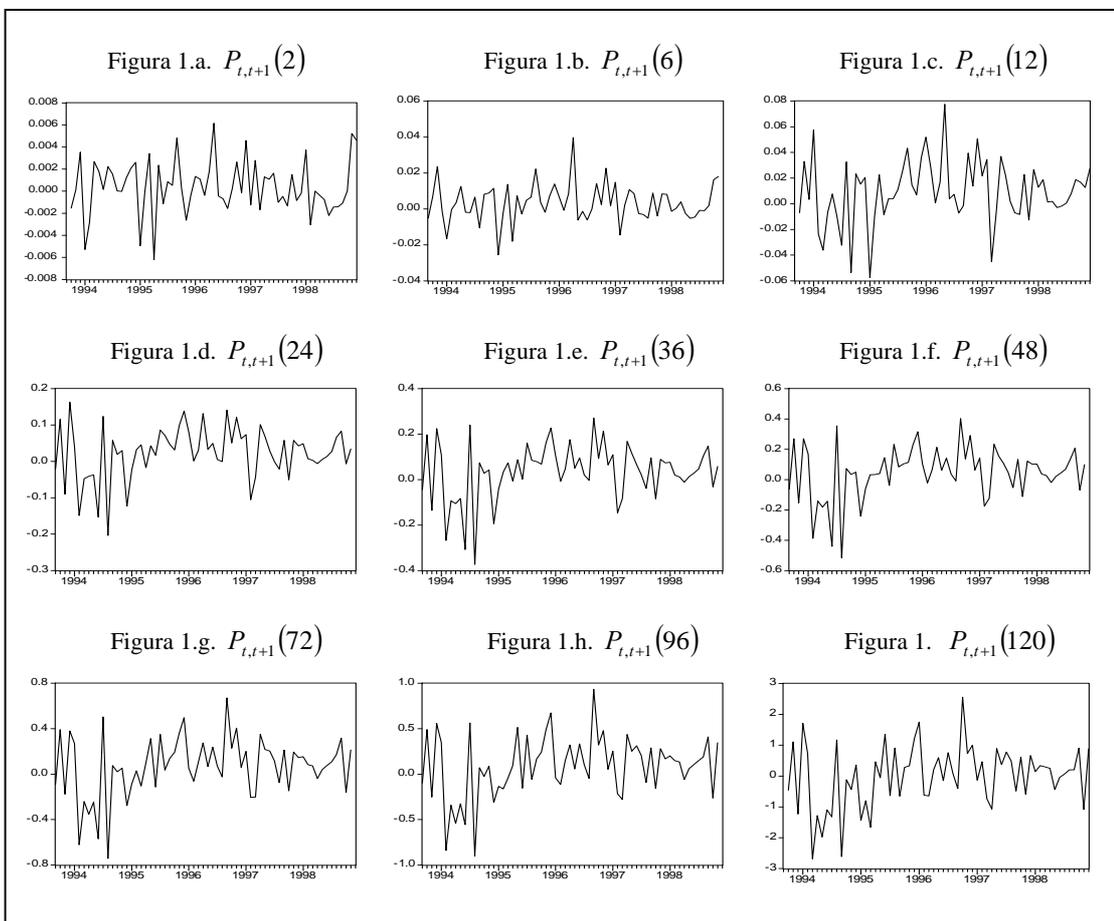
TABLA 7. CONTRASTE DE WALD.

Esta tabla presenta los resultados obtenidos al contrastar la hipótesis nula de igualdad, $H_0 : R\beta = 0$, frente a la alternativa de que al menos una desigualdad estricta se cumple en cada uno de los tres vectores de medias de las primas de rentabilidad: sobre bonos con vencimientos mensuales sucesivos desde 2 hasta 12 meses, panel A, sobre bonos con vencimientos anuales sucesivos desde 2 a 120 meses, panel B, y sobre bonos con vencimientos bianuales sucesivos, panel C, desde 2 a 120 meses. W es el valor del estadístico; $\hat{w} = (N-1, k, B)$ indica las distintas ponderaciones estimadas a partir del método basado en simulaciones de Monte Carlo con 10.000 repeticiones; α nos da los *p-value* de los estadísticos W obtenidos; c^a y c^b son los valores críticos obtenidos en cada caso al 5% y 10% de significación, respectivamente; c_l^a , c_u^a , c_l^b y c_u^b son los valores críticos límites inferiores y superiores al 5% y 10%, respectivamente, obtenidos a partir de la tabla 1 de Kodde y Palm (1986).

Panel A. Primas de rentabilidad mensuales sobre bonos, $P_{t,t+1}(n)$.											
W = 15.5217											
k	0	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
$\hat{w} = (10, k, B)$	0,0029	0	0	0	0	0	0	0,0083	0,1207	0,465	0,4031
$\Pr[\chi_k^2 \geq W]$	0	0,000	0,000	0,001	0,004	0,008	0,017	0,030	0,050	0,078	0,114
$\alpha = 0,0883$						$c^a = 17,3850$		$c^b = 15,1000$			
$c_l^a = 2,706$						$c_u^a = 17,670$		$c_u^b = 15,377$			
$c_l^b = 1,642$											
Panel B. Primas de rentabilidad mensuales sobre bonos, $P_{t,t+1}(n)$.											
W = 14.8236											
k	0	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
$\hat{w} = (10, k, B)$	0	0	0	0	0,0002	0,0041	0,0473	0,1976	0,3554	0,3007	0,0947
$\Pr[\chi_k^2 \geq W]$	0	0,000	0,001	0,002	0,005	0,011	0,022	0,038	0,063	0,096	0,139
$\alpha = 0,0729$						$c^a = 16,0150$		$c^b = 13,7876$			
$c_l^a = 2,706$						$c_u^a = 17,670$		$c_u^b = 15,377$			
$c_l^b = 1,642$											
Panel C. Primas de rentabilidad mensuales sobre bonos, $P_{t,t+1}(n)$.											
W = 9.8795											
k	0	1	2	3	4	5					
$\hat{w} = (5, k, B)$	0,0002	0,0001	0,0073	0,0994	0,4299	0,4631					
$\Pr[\chi_k^2 \geq W]$	0	0,002	0,007	0,020	0,042	0,079					
$\alpha = 0,05673$						$c^a = 10,2010$		$c^b = 8,4050$			
$c_l^a = 2,706$						$c_u^a = 10,371$		$c_u^b = 8,574$			
$c_l^b = 1,642$											

FIGURA 1. REPRESENTACIÓN GRÁFICA PRIMAS DE RENTABILIDAD.

$P_{t,t+1}(n)$ representa la prima de rentabilidad mensual sobre un bono que le restan n meses hasta su vencimiento en t .



Bibliografía

- Bekaert, G., R.J. Hodrick y D.A. Marshall (1997) "On biases in tests of the expectations hypothesis of the term structure of interest rates", *Journal of Financial Economics*, 44, pp. 309-348.
- Bekaert, G. y R.J. Hodrick (2001) "Expectations hipótesis tests", *The Journal of Finance*, 4, pp. 1357-1399.
- Bohrer, R. y W. Chow (1978) "Weights for one-sided multivariate inference", *Applied Statistics*, 22, pp. 100-104.
- Boudoukh, J., M. Richardson, T. Smith y R. F. Whitelaw (1999) "Ex ante bond returns and the liquidity preference hypothesis", *The Journal of Finance*, 54, pp. 1153-1167.
- 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.
- Domínguez E. y A. Novales (2000) "Testing the expectations hypothesis in eurodeposits", *Journal of International Money and Finance*, 19, pp. 713-736.
- Engle, R.F. y V.K. Ng (1993) "Time-varying volatility and the dynamic behavior of the term structure", *Journal of Money, Credit and Banking*, 25, pp. 336-349.
- Evans, M.D.D. y K.K. Lewis (1994) "Do stationary risk premia explain it all? Evidence from the term structure", *Journal of Monetary Economics*, 33, pp. 285-318.
- Fama, E.F. (1984a) "Term premiums in bond returns", *Journal of Financial Economics*, 13, pp. 529-546.
- Fama, E.F. (1984b) "The information in the term structure", *Journal of Financial Economics*, 13, pp. 509-528.
- Fama, E.F. (1986) "Term premiums and default premiums in money markets", *Journal of Financial Economics*, 17, pp. 175-196.
- Fama E.F. y R.R. Bliss (1987) "The information in long-maturity forward rates", *American Economic Review*, 77, pp. 680-692.
- Fama, E.F. y K.R. French (1989) "Business conditions and expected returns on stocks and bonds", *Journal of Financial Economics*, 25, pp. 23-49.
- Gerlach, S. y F. Smets (1997) "The term structure of euro-rates: some evidence in support of the expectations hypothesis", *Journal of the International Money and Finance*, 16, pp. 305-321.
- Gouriéroux, C., A. Holly y A. Monfort (1982) "Likelihood ratio test, Wald test, and Kuhn-Tucker test in linear models with inequality constraints on the regression parameters", *Econometrica*, 50, pp. 63-80.
- 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. Is there a puzzle?" *Journal of Monetary Economics*, 33, pp. 255-283.
- Hicks, J.R. (1946) *Value and Capital*, Oxford University Press, Oxford.
- Hooker, M.A. (1999) "The maturity structure of term premia with time-varying expected returns", *The Quarterly Review of Economics and Finance*, 39, pp. 391-407.
- Jones, D.S. y V.V. Roley (1983) "Rational expectations and the expectations model of the term structure. A test using weekly data", *Journal of Monetary Economics*, 12, pp. 453-465.
- Kodde, D.A. y F. C. Palm (1986) "Wald criteria for jointly testing equality and inequality restrictions", *Econometrica*, 54, pp.1243-1248.
- Kudo, A. (1963) "A multivariate analogue of the one-sided test", *Biometrika*, 50, pp. 403-418.
- Longstaff, F.A. (2000) "The term structure of very short-term rates: new evidence for the expectations hypothesis", *Journal of Financial Economics*, 58, pp. 397-415.
- 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 interest rates overreact to short-term interest rates?", *Brookings Papers on Economic Activity*, 1, pp. 223-242.
- Massot, M., E. Navarro y J. Nave (2001) "Estimación de primas temporales a partir de la curva de bonos cupón-cero", *Revista Española de Financiación y Contabilidad*, 109, pp. 795-813.
- Massot, M. y J.M. Nave (2003) "La hipótesis de las expectativas en el largo plazo: evidencia en el mercado español de deuda pública", *Investigaciones Económicas*, 27, pp. 533-564.
- McCulloch, J.H. (1987) "The monotonicity of the term premium. A closer look", *Journal of Financial Economics*, 18, pp. 185-192.
- Richardson, M, P. Richardson y T. Smith (1992) "The monotonicity of the term premium. Another look", *Journal of Financial Economics*, 31, pp. 97-105.
- Shapiro, A. (1985) "Asymptotic distribution of test statistics in the analysis of moment structures under inequality constraints", *Biometrika*, 72, pp. 133-144.
- 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.
- 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.
- Stambaugh, R. F. (1988) "The information in forward rates. Implications for models of the term structure", *Journal of Financial Economics*, 21, pp. 41-70.

- Sutton, G. D. (2000) "A defence of the expectations theory as a model of US long-term interest rates" BIS Working Papers, 85.
- Vasicek, O.A. y H.G. Fong (1982) "Term structure modelling using exponential splines", *The Journal of Finance*, 37, pp. 339-348.
- Wolak, F. A. (1989) "Testing inequality constraints in linear econometric models", *Journal of Econometrics*, 41, pp. 205-235.

FUNDACIÓN DE LAS CAJAS DE AHORROS

DOCUMENTOS DE TRABAJO

Últimos números publicados

- 159/2000 Participación privada en la construcción y explotación de carreteras de peaje
Ginés de Rus, Manuel Romero y Lourdes Trujillo
- 160/2000 Errores y posibles soluciones en la aplicación del *Value at Risk*
Mariano González Sánchez
- 161/2000 Tax neutrality on saving assets. The spanish case before and after the tax reform
Cristina Ruza y de Paz-Curbera
- 162/2000 Private rates of return to human capital in Spain: new evidence
F. Barceinas, J. Oliver-Alonso, J.L. Raymond y J.L. Roig-Sabaté
- 163/2000 El control interno del riesgo. Una propuesta de sistema de límites
riesgo neutral
Mariano González Sánchez
- 164/2001 La evolución de las políticas de gasto de las Administraciones Públicas en los años 90
Alfonso Utrilla de la Hoz y Carmen Pérez Esparrells
- 165/2001 Bank cost efficiency and output specification
Emili Tortosa-Ausina
- 166/2001 Recent trends in Spanish income distribution: A robust picture of falling income inequality
Josep Oliver-Alonso, Xavier Ramos y José Luis Raymond-Bara
- 167/2001 Efectos redistributivos y sobre el bienestar social del tratamiento de las cargas familiares en
el nuevo IRPF
Nuria Badenes Plá, Julio López Laborda, Jorge Onrubia Fernández
- 168/2001 The Effects of Bank Debt on Financial Structure of Small and Medium Firms in some Euro-
pean Countries
Mónica Melle-Hernández
- 169/2001 La política de cohesión de la UE ampliada: la perspectiva de España
Ismael Sanz Labrador
- 170/2002 Riesgo de liquidez de Mercado
Mariano González Sánchez
- 171/2002 Los costes de administración para el afiliado en los sistemas de pensiones basados en cuen-
tas de capitalización individual: medida y comparación internacional.
José Enrique Devesa Carpio, Rosa Rodríguez Barrera, Carlos Vidal Meliá
- 172/2002 La encuesta continua de presupuestos familiares (1985-1996): descripción, representatividad
y propuestas de metodología para la explotación de la información de los ingresos y el gasto.
Llorenç Pou, Joaquín Alegre
- 173/2002 Modelos paramétricos y no paramétricos en problemas de concesión de tarjetas de credito.
Rosa Puertas, María Bonilla, Ignacio Olmeda

- 174/2002 Mercado único, comercio intra-industrial y costes de ajuste en las manufacturas españolas.
José Vicente Blanes Cristóbal
- 175/2003 La Administración tributaria en España. Un análisis de la gestión a través de los ingresos y de los gastos.
Juan de Dios Jiménez Aguilera, Pedro Enrique Barrilao González
- 176/2003 The Falling Share of Cash Payments in Spain.
Santiago Carbó Valverde, Rafael López del Paso, David B. Humphrey
Publicado en "Moneda y Crédito" nº 217, pags. 167-189.
- 177/2003 Effects of ATMs and Electronic Payments on Banking Costs: The Spanish Case.
Santiago Carbó Valverde, Rafael López del Paso, David B. Humphrey
- 178/2003 Factors explaining the interest margin in the banking sectors of the European Union.
Joaquín Maudos y Juan Fernández Guevara
- 179/2003 Los planes de stock options para directivos y consejeros y su valoración por el mercado de valores en España.
Mónica Melle Hernández
- 180/2003 Ownership and Performance in Europe and US Banking – A comparison of Commercial, Co-operative & Savings Banks.
Yener Altunbas, Santiago Carbó y Phil Molyneux
- 181/2003 The Euro effect on the integration of the European stock markets.
Mónica Melle Hernández
- 182/2004 In search of complementarity in the innovation strategy: international R&D and external knowledge acquisition.
Bruno Cassiman, Reinhilde Veugelers
- 183/2004 Fijación de precios en el sector público: una aplicación para el servicio municipal de suministro de agua.
M^a Ángeles García Valiñas
- 184/2004 Estimación de la economía sumergida en España: un modelo estructural de variables latentes.
Ángel Alañón Pardo, Miguel Gómez de Antonio
- 185/2004 Causas políticas y consecuencias sociales de la corrupción.
Joan Oriol Prats Cabrera
- 186/2004 Loan bankers' decisions and sensitivity to the audit report using the belief revision model.
Andrés Guiral Contreras and José A. Gonzalo Angulo
- 187/2004 El modelo de Black, Derman y Toy en la práctica. Aplicación al mercado español.
Marta Tolentino García-Abadillo y Antonio Díaz Pérez
- 188/2004 Does market competition make banks perform well?.
Mónica Melle
- 189/2004 Efficiency differences among banks: external, technical, internal, and managerial
Santiago Carbó Valverde, David B. Humphrey y Rafael López del Paso

- 190/2004 Una aproximación al análisis de los costes de la esquizofrenia en España: los modelos jerárquicos bayesianos
F. J. Vázquez-Polo, M. A. Negrín, J. M. Cavasés, E. Sánchez y grupo RIRAG
- 191/2004 Environmental proactivity and business performance: an empirical analysis
Javier González-Benito y Óscar González-Benito
- 192/2004 Economic risk to beneficiaries in notional defined contribution accounts (NDCs)
Carlos Vidal-Meliá, Inmaculada Domínguez-Fabian y José Enrique Devesa-Carpio
- 193/2004 Sources of efficiency gains in port reform: non parametric malmquist decomposition tfp index for Mexico
Antonio Estache, Beatriz Tovar de la Fé y Lourdes Trujillo
- 194/2004 Persistencia de resultados en los fondos de inversión españoles
Alfredo Ciriaco Fernández y Rafael Santamaría Aquilué
- 195/2005 El modelo de revisión de creencias como aproximación psicológica a la formación del juicio del auditor sobre la gestión continuada
Andrés Guiral Contreras y Francisco Estesó Sánchez
- 196/2005 La nueva financiación sanitaria en España: descentralización y prospectiva
David Cantarero Prieto
- 197/2005 A cointegration analysis of the Long-Run supply response of Spanish agriculture to the common agricultural policy
José A. Mendez, Ricardo Mora y Carlos San Juan
- 198/2005 ¿Refleja la estructura temporal de los tipos de interés del mercado español preferencia por la liquidez?
Magdalena Massot Perelló y Juan M. Nave