

Relaciones de equilibrio a largo plazo en los tipos de interés del mercado interbancario europeo

Jorge de Andrés Sánchez • María Carmen Molina Cobo • Susana Sardá García¹

Universidad Rovira i Virgili

RECIBIDO: 30 de mayo de 2007

ACEPTADO: 19 de enero de 2009

Resumen: En este trabajo analizamos las relaciones de equilibrio a largo plazo de los tipos de interés cruzados en el mercado interbancario europeo a diversos plazos, que vienen representados por el índice EONIA –en el caso de las operaciones a 1 día– y por los índices EURIBOR –en el resto de los plazos– durante el período comprendido entre el 1 de enero de 1999 y el 31 de diciembre de 2004. El análisis efectuado nos permite contrastar en el mercado interbancario europeo las implicaciones de la formulación de la teoría de las expectativas racionales propuesta por Campbell y Shiller (1987, 1991) y expuestas en Hall et al. (1992).

Palabras clave: Estructura temporal de los tipos de interés / Teoría de las expectativas racionales / Mercado interbancario europeo / EURIBOR / Cointegración.

Long Term Equilibrium Relations of the European Interbank Market Interest Rates

Abstract: In this paper we analyse long term equilibrium relations of spot interest rates in the European interbank market, that are represented by the EONIA and the EURIBOR throughout the period January 1st 1999 until December 31st 2004. Concretely, we test several implications of the rational expectations theory in the EURIBOR yield curve with the methodology by Hall et al. (1992) that is based on the formulation of the above mentioned theory by Campbell and Shiller (1987, 1991).

Key Words: Term structure of interest rates / Theory of the rational expectations / European interbank market / EURIBOR / Cointegration.

INTRODUCCIÓN

La “estructura temporal de los tipos de interés” (ETTI) es la relación entre los tipos al contado –o tipos *spot*– y su vencimiento asociado. El análisis de la ETTI es un tema de estudio clásico en la economía financiera, dadas las importantes implicaciones que tiene su comportamiento sobre aspectos tan diversos como la política monetaria, la valoración de activos financieros de renta fija y de activos derivados como los *swaps*, o el establecimiento de estrategias de gestión de carteras de renta fija. En este trabajo se analiza el comportamiento de la ETTI del mercado interbancario europeo –mercado de referencia fundamental en la implementación de la política monetaria del Banco Central Europeo– en la fijación de los tipos de interés para las operaciones activas y pasivas de las entidades de crédito, en la formación de los precios de las emisiones de renta fija corporativas, etc. En concreto, en este trabajo se contrasta el cumplimiento de la “teoría de las expectativas racionales” (TER) como explicativa del comportamiento de la ETTI del mercado interbancario, y las relaciones de equilibrio a largo plazo que existen entre los tipos al contado de los vencimientos más relevantes de las operaciones de este mercado.

A partir de la versión seminal de la TER de Lutz (1940) se han desarrollado diferentes formulaciones y extensiones de esta teoría. En nuestro trabajo, la formulación de la TER utilizada es la desarrollada por Campbell y Schiller (1987, 1991), ya que es fácilmente contrastable a partir de las tres implicaciones siguientes, expuestas por Hall et al. (1992):

- 1) Los tipos de interés son series integradas de orden 1.
- 2) El *spread* definido por dos tipos al contado es una serie estacionaria o, equivalentemente, los tipos de interés considerados como series bivariantes están cointegradas por el vector (1,-1).
- 3) Un sistema de N tipos de interés presenta un rango de cointegración de $N-1$.

Las premisas referentes al orden de integración de los tipos de interés y los *spreads*, para las que deben analizarse series temporales unidimensionales, serán contrastadas con los tests de raíces unitarias de Phillips y Perron (1988) y de Kwiatkowski et al. (1992), mientras que el rango de cointegración del sistema de tipos de interés se analiza con la metodología propuesta

en Johanssen (1988) y Johanssen y Juselius (1990), tal y como se realiza en la mayor parte de los trabajos que siguen esta línea. Por supuesto, el no rechazo de las tres hipótesis estadísticas implicará el no rechazo del cumplimiento de la TER.

En este sentido, cabe señalar que los métodos de contraste más “clásicos” de la TER únicamente trabajan con sistemas de tipos de interés bivariantes. Esencialmente, estos contrastes parten del ajuste –mediante un modelo de regresión lineal con constante– del tipo *spot* para un determinado vencimiento a partir del tipo *forward*, que un período antes aproxima teóricamente ese tipo *spot*. Como trabajos relevantes en esta línea podemos señalar los de Shiller (1979), Jones y Roley (1983), Shiller *et al.* (1983) para los mercados estadounidenses de renta fija, y los de Bergés y Manzano (1988) y Ezquiaga y Freixas (1991) para España. En cambio, si partimos del marco analítico de Campbell y Shiller (1987, 1991) y de las implicaciones que de él extraen Hall *et al.* (1992), podemos trabajar con sistemas de tipos de interés multivariantes. Dentro de este segundo tipo de contrastes destacan los trabajos del propio Hall *et al.* (1992), Shea (1992), Bradley y Lumpkin (1992) y Zhang (1993) para los mercados estadounidenses, y los de Beyaert *et al.* (2001) y Massot y Nave (2003) para los mercados de renta fija españoles.

Concretamente, en este trabajo contrastamos la TER en el mercado interbancario europeo utilizando el marco proporcionado por Campbell y Shiller (1987, 1991) y Hall *et al.* (1992), considerando el mercado como un sistema multivariante de tipos de interés para diferentes plazos. Por tanto, este trabajo complementa, por una parte, las aportaciones de Martín y Pérez (1991) o de Beyaert *et al.* (2001), que también se centran en el mercado interbancario español, cuyo tamaño es mucho más reducido y, por otra parte, también amplía el estudio de Nautz y Offermars (2006), en el que se analiza la repercusión de los tipos de interés *repo* del Banco Central Europeo en el mercado interbancario europeo a partir de sistemas de tipos de interés bivariantes. Entendemos que al considerarse en nuestro trabajo que el conjunto de tipos de interés representativo del mercado interbancario es un sistema multivariante, obtendremos una descripción más completa de las interacciones de

los tipos al contado entre diversos vencimientos que el que pueden realizar Nautz y Offermars (2006).

El resto del trabajo se ha estructurado de la siguiente forma. En la siguiente sección revisamos los trabajos más relevantes en este campo, lo que supone exponer el método de contraste de la “teoría de las expectativas racionales” utilizado, así como las implicaciones que se derivan de su cumplimiento. En la tercera sección describimos el procedimiento de cálculo de los tipos EONIA y EURIBOR. En las secciones cuarta y quinta, respectivamente, desarrollamos el análisis cuantitativo y exponemos sus resultados. Y por último, en la sección sexta se presentan las conclusiones más relevantes.

TEORÍA DE LAS EXPECTATIVAS RACIONALES: CONTRASTE E IMPLICACIONES

La clásica “teoría de las expectativas racionales” (TER) sobre la “estructura temporal de los tipos de interés” (ETTI) fue enunciada inicialmente por Lutz (1940). En su versión seminal, esta teoría asume que los activos de renta fija con el mismo riesgo crediticio, pero con distinto vencimiento, son perfectamente sustitutivos entre ellos. Así, para un inversor con un horizonte planificador de treinta años es igual invertir en bonos cupón cero con ese vencimiento, que adquirir bonos con vencimiento más corto e ir renovando la inversión periódicamente. La consecuencia es que, en este caso, un tipo de interés a largo plazo –en nuestro caso, a treinta años– es la media de los tipos de interés esperados en el corto plazo durante ese período.

Es también clásica la extensión de la TER que realiza Hicks (1946), denominada “teoría de la preferencia por la liquidez”, según la cual los tipos de interés a largo plazo incluyen primas con respecto a los tipos de interés a corto plazo. En cualquier caso, una amplia panorámica de las diferentes formulaciones de la TER puede consultarse en Melino (1988) o en Abad y Robles (2003). En nuestro análisis, utilizamos la formulación de la TER desarrollada por Campbell y Schiller (1987, 1991), que se expresa como:

$$R(m, t) = \frac{1}{m} \sum_{j=1}^m E_t [R(1, t+j-1)] + L(m) \quad (1)$$

donde $R(m, t)$ es el tipo *spot* que rige en t para un vencimiento de m períodos; $E_t[R(1, t+j-1)]$ es el tipo *spot* esperado en t para el momento $t+j-1$ y vencimientos de un período, siendo ambos tipos de interés tanto logarítmicos anualizados; $L(m)$ es una prima por liquidez constante en el tiempo que depende únicamente del vencimiento del tipo *spot*. Así, en caso de que la prima de liquidez sea nula, los tipos de interés *forward* son estimadores insesgados de los tipos de interés esperados en el futuro, encontrándonos, por tanto, con la formulación de la “teoría de las expectativas racionales” de Lutz (1940); mientras que si $L(m) > 0$, nos encontramos dentro de la “teoría de la preferencia por la liquidez”. Finalmente, $E_t[\cdot]$ es el operador esperanza matemática que se aplica teniendo en cuenta la información disponible en el instante t .

La utilización de tipos de interés logarítmicos, tal y como indican Abad y Robles (2003), está motivada por dos razones. En primer lugar, el álgebra es más sencilla que si se utiliza capitalización compuesta o simple, ya que las relaciones de los tipos de interés como (1) pueden escribirse de forma aditiva. En segundo lugar, se evitan los problemas derivados de la desigualdad de Jensen en la formulación de la TER con interés compuesto.

La formulación de la TER de Campbell y Shiller (1987, 1991) es fácilmente contrastable utilizando métodos de análisis de series temporales multivariantes. En nuestro trabajo, partimos de las implicaciones expuestas por Hall *et al.* (1992). En primer lugar, los tipos de interés deben ser series integradas de orden 1, es decir, $I(1)$ y, por tanto, sus primeras diferencias deberían ser estacionarias². En segundo lugar, los *spreads* entre dos tipos al contado con vencimientos m y m^* deben ser series estacionarias. Es decir, que

$$S(m^*, m, t) = R(m^*, t) - R(m, t) \quad (2)$$

debería ser una serie estacionaria. Al ser (2) estacionaria y los tipos al contado $R(m^*, t)$ y $R(m, t)$ series integradas de orden 1, se exige a estos tipos de interés que sean series cointegradas, según el vector (1,-1). En tercer lugar, Hall *et al.* (1992) demuestran que en virtud de (1), un sistema de N tipos al contado debe presentar, según

la TER, un rango de cointegración de $N-1$, lo que equivale a asumir que existe una tendencia estocástica común entre los tipos de interés.

En concreto, en este trabajo analizamos si las implicaciones estadísticas de la TER expuestas en Hall *et al.* (1992) se cumplen en el mercado de depósitos interbancarios nominados en euros, cuyos tipos de interés representativos son el EONIA (*Euro Over Night Index Average*) para operaciones a un día y los EURIBOR (*Euro Interbank Offered Rate*) para el resto de plazos. Este análisis equivale a contrastar las tres hipótesis estadísticas descritas en el párrafo inmediatamente anterior.

Dentro de las metodologías de contraste de la TER, podemos diferenciar dos grandes grupos. En el primer grupo se incluirían aquellas que podríamos catalogar de “clásicas”, y que se caracterizan por utilizar sistemas de tipos de interés bivariantes, cuyo resultado es positivo, y que supone, según Guest y McLean (1998), el cumplimiento de la TER en una forma “fuerte”. Una exposición detallada de las diversas variantes de este tipo de contrastes puede encontrarse en Freixas (1992). Esencialmente, estos contrastes parten del ajuste —mediante un modelo de regresión lineal con constante— del tipo *spot* para un determinado vencimiento m en $t+1$, $R(m, t+1)$, a partir del tipo *forward* que un período antes en t aproxima teóricamente ese tipo *spot*; si se cumple la TER, la pendiente de la regresión no debería ser significativamente diferente de 1. Por otra parte, la constante no debería ser significativamente diferente de 0 si se cumple la TER sin primas, mientras que tendrá un valor diferente de 0 si existen primas por plazo.

El segundo gran grupo de trabajos de contraste de la TER parte del marco analítico de Campbell y Shiller (1987, 1991) y de las implicaciones que de él extraen Hall *et al.* (1992). En este caso, podemos analizar las relaciones de los tipos de interés entre diferentes plazos considerando que esas tasas son sistemas multivariantes. Dado que en este marco analítico la condición esencial para el no rechazo del cumplimiento de la TER en un sistema de tipos de interés bivalente es que su rango de cointegración debe ser 1, un resultado positivo del contraste, según Guest y McLean (1998), supone el cumplimiento “débil” de la TER.

En la tabla 1 se recogen diversos trabajos desarrollados en torno al análisis del cumplimiento de la TER, así como la conclusión final a la que llegan. Como comentamos a continuación, tanto la metodología utilizada como el tipo de mercado en el que se aplica –monetario o de largo plazo–, e incluso el período analizado, son factores que condicionan la decisión sobre la aceptación de la TER.

Tabla 1.- Trabajos que contrastan el cumplimiento de la teoría de las expectativas racionales, agrupados según su ámbito espacial de estudio y la conclusión obtenida

RESULTADO: RECHAZO	
Ámbito de estudio: EE.UU.	Shiller (1979); Jones y Roley (1983); Shiller, Campbell y Schoenholtz (1983); Mankiw y Summers (1984); Fama (1984); Fama y Bliss (1987); Mishkin (1982); Campbell y Shiller (1991); Shea (1992); Zhang (1993); Bekaert, Hodrick y Marshall (1997)
Ámbito de estudio: España	Bergés y Manzano (1988), Ezquiaga y Freixas (1991), Martín y Pérez (1991), García <i>et al.</i> (1994), Prats y Beyaert (1998), De Andrés (2004)
Ámbito de estudio: Otros países (principalmente de la UE)	Guest y McLean (1998); Wolters (1998); Abad (2004); Jongen, Verschoor y Wolf (2006)
RESULTADO: ACEPTACIÓN	
Ámbito de estudio: EE.UU.	Hall, Anderson y Granger (1992), Bradley y Lumpkin (1992), Johnson (1994), Sola y Driffill (1994), Mandeno y Giles (1995)
Ámbito de estudio: España	Beyaert, García y Prats (2001); Massot, Navarro y Nave (2001); Camarero y Tamarit (2002); Fernández y Robles (2003); Massot y Nave (2003)
Ámbito de estudio: Otros países (principalmente de la UE)	Engsted y Tanggaard (1994); Wolters (1995); Gerlatch y Smets (1997); Driffill, Psaradakis y Sola (1997); Domínguez y Novales (2000); Brüggemann y Lütkepohl (2005); Nautz y Offermars (2006)

Utilizando los métodos de contraste “clásicos” o “fuertes”, los trabajos de Shiller (1979), Jones y Roley (1983), Shiller *et al.* (1983), Mankiw y Summers (1984), Fama (1984), Fama y Bliss (1987) –todos ellos centrados en los mercados norteamericanos de renta fija pública– Guest y McLean (1998) –para Australia– y Jongen *et al.* (2005) –de alcance más internacional–, sugieren que se incumple la TER, ya que la pen-

diente de la regresión es significativamente diferente de 1, aunque sí se observa un cierto poder predictivo de los tipos *forward* sobre los tipos *spot* futuros.

En España se observan resultados muy similares en los trabajos realizados por Bergés y Manzano (1988) –en el mercado de pagarés del Tesoro–, Ezquiaga y Freixas (1991) –en el mercado de *repos* sobre letras del Tesoro–, Martín y Pérez (1991) y García *et al.* (1994) –en el mercado interbancario de depósitos–. No obstante, en los trabajos de Driffill *et al.* (1997) –en el mercado de corto plazo de deuda pública de Reino Unido–, Gerlatch y Smets (1997) –en los mercados de eurodepósitos– y Massot *et al.* (2001) –para el mercado español de deuda pública anotada para vencimientos de hasta 1 año– no se rechaza el cumplimiento de la TER.

Por otro lado, los trabajos empíricos efectuados en diferentes mercados dentro del marco de análisis de Campbell y Shiller (1987, 1991), que es el utilizado en nuestro trabajo, ofrecen resultados que no son concluyentes en un sentido o en otro, aunque tienden a no rechazar tan fácilmente el cumplimiento de la TER. Cuando nos encontramos en mercados monetarios, Carstensen (2003) apunta que los resultados suelen ser bastante favorables a la TER. Son ejemplos en este sentido los trabajos de Hall *et al.* (1992), Heaney (1994), Domínguez y Novales (2000), Beyaert *et al.* (2001) y Fernández y Robles (2003). Por su parte, Prats y Beyaert (1998) rechazan el cumplimiento de la TER en el mercado interbancario español durante el período 1988-1992.

También se suele confirmar la TER en sistemas bivariantes de tipos de interés –normalmente compuestos por un tipo de interés representativo del corto plazo y por otro del largo plazo–. A este resultado llegan, entre otros, Bradley y Lumpkin (1992), Mandeno y Giles (1995), Wolters (1995), Brüggemann y Lütkepohl (2005) y Nautz y Offermars (2006). Estos últimos autores llegan a este resultado analizando la relación de los tipos de interés EONIA, el EURIBOR a tres meses y el tipo *repo* aplicado al Banco Central Europeo en operaciones a una semana.

No obstante, cuando partimos de un sistema compuesto mayoritariamente por tipos a largo plazo y con más de dos series de tipos de interés, los resultados son como mínimo contradictorios. Así, Engsted y Tanggaard (1994) –en el mercado

de deuda pública de Dinamarca-, Johnson (1994) –en los tipos cupón cero del mercado de deuda pública estadounidense con vencimientos de hasta diez años- y Massot y Nave (2003) –en el mercado español de bonos y obligaciones del Estado-, observan que no puede rechazarse la TER. Sin embargo, Campbell y Shiller (1991), Shea (1992), Zhang (1993) y Bekaert *et al.* (1997), rechazan la TER en el mercado de deuda pública de Estados Unidos a largo plazo. En ese mismo sentido, Wolters (1998) y De Andrés (2004) –para los mercados alemán y español de deuda pública, respectivamente- y Abad (2004) –en los tramos “medios” y “largos” de la ETTI de los mercados de *swap* nominados en marcos, yenes y dólares-, observan que el rango de cointegración de las N series analizadas es menor que $N-1$, es decir, que existe más de una tendencia estocástica en el sistema de N tipos *spot*.

Consideramos interesante señalar algunas de las implicaciones más relevantes en política monetaria y en gestión de carteras, que pueden derivarse del contraste de la TER. En primer lugar, si aceptamos la TER, automáticamente asumimos que a partir de los tipos *spot* actuales pueden explicarse los tipos *spot* futuros. Así, las acciones de política monetaria no sólo tienen consecuencias en el momento de realizarse, sino que sus efectos pueden persistir durante plazos temporales largos. Asimismo, también podremos concluir que en un momento dado la ETTI incorpora información relevante para la planificación de acciones futuras de financiación e inversión de los agentes que actúan en el mercado interbancario europeo. También el hecho de que las series de *spreads* sean estacionarias –es decir, que dos series de tipos *spot* estén cointegradas según el vector (1, -1)- si se cumple la TER, supone que entre los tipos *spot* para diferentes vencimientos existe un *spread* al que se tiende en el largo plazo. Por tanto, los desequilibrios entre dos tipos de interés $R(m^*, t)$ y $R(m, t)$ en un momento concreto deben desaparecer a lo largo del tiempo, de tal forma que si

$$S(m^*, m, t) = R(m^*, t) - R(m, t)$$

está por encima –debajo- de su valor de equilibrio, los actuantes en los mercados interbancarios tenderán a obtener financiación con opera-

ciones cuyo vencimiento sea $m(m^*)$, ya que el tipo de interés aplicado está “infraestimado”, e invertirán en operaciones con vencimiento $m^*(m)$, ya que el tipo *spot* correspondiente está “sobrevalorado”.

Por otra parte, si denominamos R al rango de cointegración de las N series de tipos de interés analizadas que se infiera a partir de la tercera implicación de la TER que contrastaremos, podemos obtener R relaciones de equilibrio a largo plazo entre los N tipos de interés basculando sobre $N-R$ tipos de interés comunes. Asimismo, el sistema de N series posee $N-R$ tendencias estocásticas comunes. En este sentido, si en la línea de los trabajos de Elton *et al.* (1990) o Navarro y Nave (1998) en el mercado de deuda pública española, buscamos explicar el movimiento de la ETTI del mercado interbancario a partir de un número reducido de factores estocásticos, siendo sus variables *proxy* los tipos de determinados plazos, parece lógico escoger como número de tipos *spot* $N-R$. Así, si el rango de cointegración es $R=N-1$, podrán obtenerse $N-1$ relaciones de equilibrio a largo plazo en las que, por ejemplo, todos los tipos EURIBOR quedan relacionados con el tipo para operaciones a un día –el EONIA-, que son las más comunes.

En Zhang (1993) se parte de un conjunto de $N=12$ series de tipos de interés, cuyos vencimientos comprenden tanto el corto plazo –desde un mes hasta doce meses- como el medio y largo plazo –a partir de un año-. En estas series se observan $R=9$ vectores de cointegración significativos o, alternativamente, 3 ($3=12-9$) tendencias estocásticas que mueven esos tipos de interés. Zhang (1993) apunta que la interpretación de las tres tendencias estocásticas es muy intuitiva, ya que las relaciona con los siguientes movimientos de la ETTI: desplazamientos paralelos, cambios de pendiente y retorcimientos.

Wolters (1998) –en el mercado alemán de deuda pública- y De Andrés (2004) –en el mercado de bonos y obligaciones español- observan que existen dos tendencias estocásticas comunes en los sistemas de tipos de interés analizados, que son interpretados como los dos primeros tipos de desplazamientos ya apuntados por Zhang (1993). Así, el significado dado por Zhang (1993) de los factores estocásticos que inducen el movimiento de los tipos de interés están en la

línea de Barber y Cooper (1996) –en Estados Unidos– y de Pérez (2000) –en el mercado de deuda pública español–, quienes, utilizando análisis de componentes principales, reducen los desplazamientos de la ETTI a los tres tipos de movimientos ya señalados. De este modo, si en el sistema de N tipos de interés, el rango de cointegración es R , la ETTI que describe el sistema de tipos de interés se desplaza debido a $N-R$ movimientos comunes. En cualquier caso, en la práctica no es común hallar rangos de cointegración –tipos de desplazamientos– menores –mayores– a $R=N-3$ ($N-R=3$). Si $N-R=1$, los movimientos de la ETTI quedan suficientemente explicados con sus desplazamientos paralelos, mientras que si $N-R=2$, para explicar los movimientos de la ETTI, a parte de los desplazamientos paralelos, debemos incluir los cambios de pendiente. Finalmente, si $N-R=3$, para explicar los movimientos de la ETTI debemos incluir adicionalmente sus retorcimientos.

MERCADO INTERBANCARIO EUROPEO Y TIPOS EONIA Y EURIBOR

El mercado interbancario, incluido en los mercados monetarios, es aquel en el que se llevan a cabo las operaciones de regulación monetaria entre las entidades financieras y los bancos centrales, así como entre las propias entidades financieras, que se ceden depósitos a plazos generalmente muy cortos. Estas operaciones permiten que las entidades financieras puedan cubrir sus necesidades o excedentes transitorios de liquidez mediante la obtención de créditos o la cesión de depósitos, ambos a corto plazo.

En España, el desarrollo de este mercado tiene lugar a principios de los años setenta, vinculado a las necesidades de liquidez que el cumplimiento de los coeficientes de caja generaba entre las entidades financieras. Las operaciones que llevan a cabo en este mercado estas entidades financieras entre sí, se instrumentan mediante depósitos interbancarios no transferibles. La tabla 2 muestra la media diaria del volumen correspondiente a esos depósitos, en función de sus vencimientos a lo largo del período 1999-2004, es decir, desde el inicio de la aplicación de la política monetaria única en la zona euro. Además de permitirnos apreciar el considerable importe

asociado a este tipo de operaciones, los datos que se muestran evidencian una de las características del mercado interbancario: la concentración de la negociación a muy corto plazo. Este mercado es una vía muy utilizada por parte de las entidades financieras tanto para la obtención de financiación como para la colocación de fondos, pero la operativa se concentra básicamente en transacciones cuyo vencimiento es a un día. Así, en el año 2004, por ejemplo, el volumen de operaciones a un día supuso de media el 95% del total de las operaciones.

Tabla 2.- Media diaria del volumen de operaciones realizadas por plazos en el mercado interbancario de depósitos no transferibles (en millones de euros)

	TOTAL	1 DÍA	MENOS DE 1 MES	1-3 MESES	3-6 MESES	MÁS 6 MESES
1999	8.515	7.590	679	210	24	12
2000	8.406	7.550	672	151	16	17
2001	8.168	7.321	675	137	19	15
2002	9.761	8.891	729	103	18	20
2003	9.190	8.302	718	143	19	8
2004	10.184	9.135	890	123	18	19

FUENTE: Elaboración propia a partir de las series temporales del Banco de España

El EURIBOR es el tipo al que las entidades que cuentan con un mayor volumen de negocio en los mercados monetarios de la zona euro están dispuestas a intercambiar estos depósitos interbancarios, siendo el tipo de interés de referencia para todo el mercado monetario del euro desde el 1 de enero de 1999, fecha en la que tuvo lugar la Unión Monetaria Europea (UME). A partir de este momento, el conjunto de mercados interbancarios de cada uno de los países de la UME pasaron a formar parte de un mercado interbancario transfronterizo a nivel europeo, en el que se determinan los tipos de interés de referencia para el conjunto de los mercados financieros de la zona euro.

Estos tipos de interés están altamente condicionados por los que fija el Banco Central Europeo para sus operaciones principales de financiación y para las facilidades permanentes de crédito y depósito. Estas operaciones corresponden al muy corto plazo, al igual que la práctica totalidad de los depósitos interbancarios no transferibles. El tipo de interés mínimo anunciado para las operaciones principales de financiación señala la estrategia de política monetaria marcada por el Banco Central Europeo, siendo el tipo de refe-

rencia del mercado interbancario. Por otro lado, los tipos correspondientes a las facilidades permanentes de crédito y depósito a un día permiten controlar la volatilidad de los tipos de interés a corto plazo del mercado monetario.

La Federación Bancaria Europea (FBE) y la Asociación Cambista Internacional (ACI) se encargan del cálculo y de la posterior publicación del EURIBOR. Existe un comité directivo, compuesto por diez especialistas del mercado, que revisa regularmente las entidades que se deben tener en cuenta para el cálculo del EURIBOR. El objetivo es que sea un tipo de referencia eficiente y representativo de las actividades del mercado monetario dentro de la zona euro. Asimismo, existe un código de conducta que estipula las reglas que se aplicarán al EURIBOR y a las entidades de referencia, de forma que asegure una gestión transparente y eficiente del grupo. El Panel de Bancos –que se revisa periódicamente–, a partir de cuyas operaciones se calcula el EURIBOR, está formado en gran parte por los mayores bancos de los países de la zona euro, aunque también se consideran las operaciones de algunos bancos pertenecientes a países de la Unión Europea que no forman parte de la zona euro –como Dinamarca, Suecia o Reino Unido–, así como las de otros grandes bancos pertenecientes a países que no forman parte de la Unión Europea, pero que cuentan con un importante volumen de operaciones en la zona euro –como Suiza, EE.UU. o Japón–.

Así, el grupo de entidades seleccionado indicará de forma diaria los tipos de interés a los que están dispuestas a prestar un depósito interbancario a plazo a otra entidad de máxima solvencia, por lo cual podemos considerarlo como un tipo de interés de oferta. Los vencimientos para los que se calcula el EURIBOR van desde una semana hasta un año. Las entidades deberán indicar los tipos de interés ofrecidos antes de las 10:45 horas de la mañana, hora de Bruselas. A las 11 horas se procesará el cálculo del EURIBOR para cada uno de los vencimientos como la media de las cotizaciones introducidas, una vez eliminados los valores extremos, redondeando hasta tres decimales. Los tipos del EURIBOR se cotizan con valor $D+2$ y sobre la base de un año de 360 días.

De forma similar al EURIBOR, pero para operaciones con vencimiento de un día que, co-

mo ya hemos comentado, son las que concentran el mayor volumen de negocio, existe otro tipo de referencia denominado EONIA, que se calcula como la media ponderada del tipo de interés de todas las operaciones de depósitos interbancarios cruzadas con fecha de valoración $D+1$. Así, a diferencia del EURIBOR, que es tipo de oferta, el EONIA es un índice de operaciones efectivamente cruzadas. Son las mismas entidades seleccionadas para que coticen tipos para el EURIBOR las que cotizan para el EONIA. Estas entidades deben indicar diariamente antes de las 18:30 horas el volumen de operaciones y su tipo de interés medio ponderado. En este caso, el índice se publica redondeado con dos decimales.

ANÁLISIS UNIVARIANTE DE LOS TIPOS INTERBANCARIOS

Los datos del EONIA y del EURIBOR que utilizamos han sido extraídos de Eurostat, y se refieren al período comprendido entre enero de 1999 y diciembre de 2004, teniendo una periodicidad diaria. Estos se corresponden con los vencimientos a un día –el EONIA–; a un mes, a tres meses, a seis meses y a un año –EURIBOR–, cuya simbología es, respectivamente, la siguiente: $R(1/360, t)$, $R(1/12, t)$, $R(1/4, t)$, $R(1/2, t)$ y $R(1, t)$. El gráfico 1 muestra que, con una disminución de los tipos interbancarios hasta mediados del año 1999 y con un crecimiento a partir de esa fecha y durante todo el año 2000, su evolución durante el resto del período analizado ha sido esencialmente bajista el resto de los años, situándose a partir de finales del año 2003 en valores ligeramente superiores al 2%.

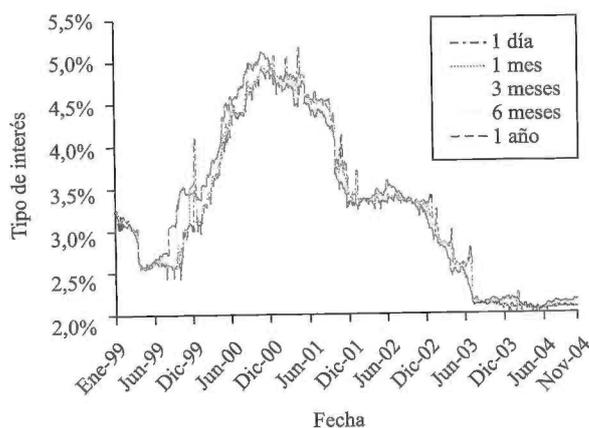
Debemos señalar que, a pesar de que utilizaremos los tipos de interés cuantificados como tantos de capitalización continua, los datos vienen dados inicialmente como tipo de interés simple, $i(m, t)$. Para convertirlos en tipos instantáneos de interés $R(m, t)$, hemos determinado:

$$R(m, t) = \frac{1}{m} \ln(1 + i(m, t) \times m) \quad (3)$$

Para contrastar la existencia de raíces unitarias en las series de tipos de interés o de diferenciales analizadas, utilizamos el test de Phillips y Perron (1988) y Kwiatkowski *et al.* (1992) –en

adelante PP y KPSS, respectivamente—. En el primer caso, la hipótesis nula que se contrasta es que la serie temporal presenta al menos una raíz unitaria, es decir, es no estacionaria, mientras que, al contrario, la prueba KPSS considera como hipótesis nula la estacionariedad de la serie.

Gráfico 1.- Evolución del EURIBOR a diferentes plazos (enero 1999-diciembre 2004)



FUENTE: Elaboración propia a partir de datos de Eurostat.

En el test PP la matriz de varianzas y covarianzas de las estimaciones de los parámetros de las regresiones ha sido corregida por el procedimiento de Newey y West (1987), siendo el orden de truncamiento, 7 retardos en todas las series. Este orden de truncamiento ha sido determinado siguiendo la sugerencia de Newey y West (1987), que proponen como valor de este orden la parte entera de $4(T/100)^{2/9}$, siendo T el tamaño muestral. Asimismo, se han utilizado las tres especificaciones habituales del test PP.

$$\Delta Y_t = \beta Y_{t-1} + u_t \quad (4a)$$

$$\Delta Y_t = \alpha + \beta Y_{t-1} + u_t \quad (4b)$$

$$\Delta Y_t = \alpha + \gamma(t - T/2) + \beta Y_{t-1} + u_t \quad (4c)$$

Así, en (4a), (4b) y (4c), Y_t es el valor en el instante t de la serie analizada, que son las series de tipos de interés, en niveles; sus primeras diferencias, denotadas como $\Delta R(m,t)$ o un diferencial entre tipos de dos vencimientos diferentes; T es el número de observaciones disponibles; y u_t es el término de error en t . Así, mientras que (4a) supone la modelización más sencilla de la serie analizada, (4b) incluye la constante $-\alpha$, y (4c)

incluye constante y tendencia lineal determinística —el término $\gamma(t - T/2)$ —.

Con el test KPSS se contrasta la existencia de estacionariedad tanto en un nivel como en un nivel y una tendencia temporal determinística. Así, se han empleado las dos versiones del contraste, basadas en la estimación de las regresiones sin y con tendencia temporal:

$$Y_t = \alpha + u_t \quad (5a)$$

$$Y_t = \alpha + \gamma t + u_t \quad (5b)$$

En la obtención de la estimación de la varianza de los residuos en (5a) y (5b), que es clave para construir el estadístico de contraste, el criterio considerado en la determinación del orden de truncamiento vuelve a ser el de Newey y West (1987).

En la tabla 3 se observa que con la prueba PP y según los niveles de significación estadísticos habituales, no se rechaza que los tipos de interés sean $I(1)$, ya que se acepta la existencia de raíz unitaria sobre la serie sin diferenciar, rechazándose siempre sobre las series diferenciadas una vez. Por tanto, desde la perspectiva de la prueba PP, la primera implicación de la TER que contrastamos se cumple y, además, esta conclusión es totalmente robusta, ya que es independiente de la inclusión en la regresión de cointegración de constante o tendencia temporal determinística. También debe señalarse que, según el criterio de información de Akaike, el mejor modelo para los tipos de interés es siempre (4c), mientras que ese criterio indica que (4c) es el que recoge mejor el comportamiento de las primeras diferencias de los tipos *spot* a uno y a tres meses, mientras que (4a) lo hace en el resto.

Tal y como muestra la tabla 4, los resultados que proporciona la prueba KPSS son bastante similares a los obtenidos con el test PP. Por una parte, en las series en las que la regresión del test PP presenta un mayor —menor— valor del criterio de Akaike si se incorpora tendencia temporal determinística, se corresponden con aquellas en las que la regresión de la prueba KPSS también toma un mayor —menor— valor del criterio de Akaike si se incorpora esa tendencia lineal. Por otra parte, los indicios también apuntan en general de forma bastante robusta que los tipos *spot* son $I(1)$, ya que se rechaza la hipótesis de

Tabla 3.- Valores de los estadísticos de PP en las series temporales $R(m, t)$ y $\Delta R(m, t)$

SERIE TEMPORAL	MODELO	$R(1/360, t)$ (EONIA)	$R(1/12, t)$ (EURIBOR 1 mes)	$R(1/4, t)$ (EURIBOR 3 meses)	$R(1/2, t)$ (EURIBOR 6 meses)	$R(1, t)$ (EURIBOR 1 año)
$R(m, t)$	(4a)	-0,767	-0,880	-0,898	-0,901	-0,907
	(4b)	-0,699	-0,263	-0,182	-0,139	-0,096
	(4c)	-1,388	-1,156	-1,186	-1,235	-1,282
$\Delta R(m, t)$	(4a)	-36,116***	-34,327***	-34,139***	-33,683***	-33,056***
	(4b)	-36,111***	-34,306***	-34,113***	-33,689***	-33,062***
	(4c)	-36,120***	-34,304***	-34,139***	-33,722***	-33,097***

NOTAS: ***, **, *: denotan rechazo de la hipótesis nula "existe una raíz unitaria" a un nivel de significación del 1%, 5% y 10%, respectivamente. En cursiva se indica el estadístico PP asociado a la regresión con menor valor en el criterio de información de Akaike.

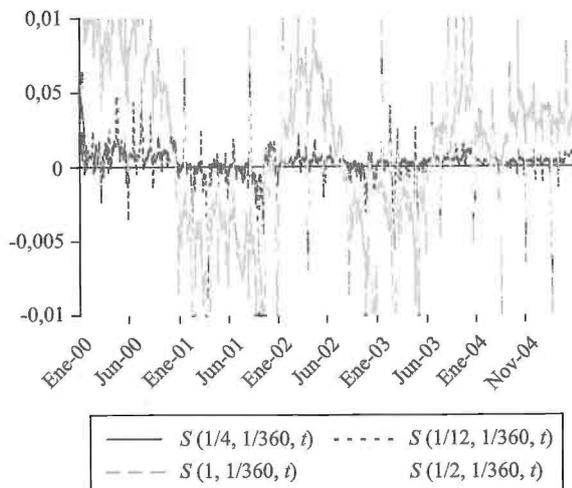
Tabla 4.- Valores de los estadísticos de KPSS en las series temporales $R(m, t)$ y $\Delta R(m, t)$

SERIE TEMPORAL	MODELO	$R(1/360, t)$ (EONIA)	$R(1/12, t)$ (EURIBOR 1 mes)	$R(1/4, t)$ (EURIBOR 3 meses)	$R(1/2, t)$ (EURIBOR 6 meses)	$R(1, t)$ (EURIBOR 1 año)
$R(m, t)$	(5a)	2,221***	2,297***	2,382***	2,459***	2,525***
	(5b)	<i>0,898***</i>	<i>0,882***</i>	<i>0,862***</i>	<i>0,854***</i>	<i>0,841***</i>
$\Delta R(m, t)$	(5a)	0,330	0,272	0,313	0,322	0,346
	(5b)	0,093	0,085	0,109	0,112	0,126*

NOTAS: ***, **, *: denotan rechazo de la hipótesis nula "la serie es estacionaria" a un nivel de significación del 1%, 5% y 10%, respectivamente. En cursiva se indica el estadístico KPSS asociado a la regresión con menor valor en el criterio de información de Akaike.

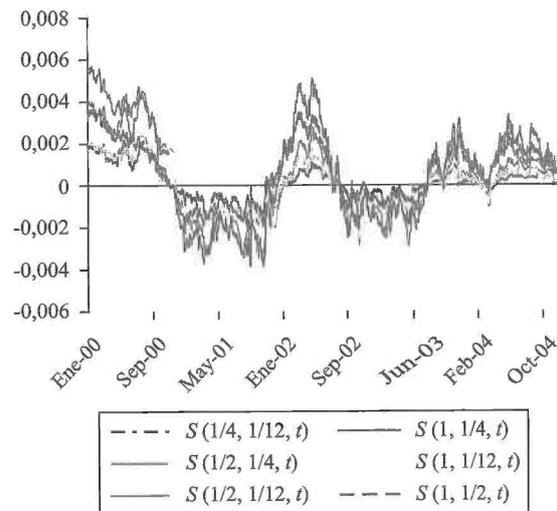
estacionariedad con niveles de significación inferiores al 1% en el nivel de las series, aceptándose esa hipótesis según los niveles estadísticos habituales para las primeras diferencias. La excepción a esta regla es el tipo *spot* a 1 año. Para este también se rechaza con un nivel de significación del 10% la estacionariedad de sus primeras diferencias. No obstante, este rechazo se produce en la especificación (5b), que no es la mejor, según el criterio de Akaike. Así, los resultados obtenidos acerca de la primera implicación de la TER apuntan de forma bastante clara hacia su no rechazo.

Gráfico 2.- Evolución del diferencial entre el EONIA y el EURIBOR a un mes, tres meses, seis meses y un año (enero 2000-diciembre 2004)



FUENTE: Elaboración propia a partir de datos de Eurostat.

Gráfico 3.- Evolución del diferencial descrito por los índices EURIBOR a un mes, tres meses, seis meses y un año (enero 2000-diciembre 2004)



FUENTE: Elaboración propia a partir de datos de Eurostat.

A continuación, contrastamos la existencia de raíz unitaria en los *spreads* entre tipos al contado de diferentes vencimientos calculados, por tanto, como (2). En la tabla 5 se observa que, exceptuando las series de diferenciales que definen los tipos de interés a tres y a seis meses con los tipos de interés a un día, en todos los diferenciales el mejor modelo de regresión, según el criterio de Akaike, es el (4a) cuando realizamos la prueba de PP. En la tabla 6 se observa que la mejor especificación, según el criterio de Akaike para la prueba de KPSS, es la (5a) cuando el mejor mo-

delo de regresión en la prueba PP es (4a), y (5b) cuando la mejor especificación de PP debe incluir tendencia lineal determinística. La excepción es la serie del diferencial entre el EURIBOR a un año y el tipo EONIA, para la que la especificación (4a) del test PP es la que presenta un menor valor en el criterio de Akaike, y la mejor regresión en la prueba de KPSS debe incluir tendencia lineal determinística. También se observa que en todos los diferenciales la implicación de la TER en relación con el orden de integración de los diferenciales se cumple de forma robusta cuando utilizamos la prueba de PP. Adoptando el modelo (4a), al contrastar la existencia de raíces unitarias en las series de *spreads*, rechazamos en todos los casos su existencia con un nivel de significación del 1%. Sin embargo, debemos reconocer que para el *spread* entre el tipo a un año y a un mes, las especificaciones (4b) y (4c) permiten rechazar la existencia de raíz unitaria "solo" para niveles de significación del 5% y del 10%, respectivamente, mientras que con la especificación (4c) el rechazo de la hipótesis nula se produce para un nivel de significación del 5%. Los resultados de la prueba KPSS suelen reforzar las conclusiones extraídas con la prueba PP ya que, con independencia de la especificación adoptada –la (5a) o la (5b)–, suele aceptarse la hipótesis de estacionariedad de los *spreads*. No obstante, debe señalarse que la estacionariedad se rechaza al 10% de significación para el *spread* definido por el

EURIBOR a tres meses y el tipo EONIA, con independencia de la especificación adoptada, rechazándose al 10% –o el 5%– de significación si se adopta la especificación (5a) –o la (5b)–.

RELACIONES DE COINTEGRACIÓN EN LOS TIPOS EURIBOR

A continuación, contrastamos si el sistema de cinco tipos interbancarios presentan un rango de cointegración $R=4$, que es el tercer requisito exigido por Hall *et al.* (1992) para no rechazar el cumplimiento de la formulación de la TER de Campbell y Shiller (1987, 1991). Para realizar este análisis utilizamos la metodología de Johanssen (1988) y Johanssen y Juselius (1991), comúnmente empleada en este tipo de trabajos. Así, estimamos el modelo vectorial autoregresivo (VAR) con corrección del error:

$$\Delta R(t) = C + \sum_{j=1}^k \Gamma_j \Delta R(t-j) + \Pi R(t-1) + U_t \quad (6)$$

donde $R(t)$ es el vector 5×1 , que incluye el valor de los tipos *spot* correspondientes a los cinco vencimientos considerados en la observación t ; $\Gamma_j, j=1,2,\dots,k$ son matrices cuadradas de parámetros de dimensión 5×5 ; U_t es un vector de errores de dimensión 5×1 ; y C es un vector 5×1 de constantes. La inclusión de este supone asumir que los tipos de interés sin diferenciar poseen una

Tabla 5.- Valores de los estadísticos PP en las series temporales $S(m^*, m, t)$

SERIE TEMPORAL	$S(1/12, 1/360, t)$	$S(1/4, 1/360, t)$	$S(1/2, 1/360, t)$	$S(1, 1/360, t)$	$S(1/4, 1/12, t)$
(4a)	-10.239***	-6.864***	-5.205***	-4.391***	-5.614***
(4b)	-37.319***	-7.001***	-5.339***	-4.504***	-5.699***
(4c)	-37.3037***	-7.2697***	-5.598***	-4.738***	-5.857***
SERIE TEMPORAL	$S(1/2, 1/12, t)$	$S(1, 1/12, t)$	$S(1/2, 1/4, t)$	$S(1, 1/4, t)$	$S(1, 1/2, t)$
(4a)	-3.748***	-3.105***	-5.346***	-3.555***	-4.840***
(4b)	-3.839***	-3.184***	-5.453***	-3.628***	-4.878***
(4c)	-4.012***	-3.342*	-5.641***	-3.779**	-4.982***

NOTAS: ***, **, *: denotan rechazo de la hipótesis nula "existe una raíz unitaria" a un nivel de significación del 1%, 5% y 10%, respectivamente. En cursiva se indica el estadístico PP asociado a la regresión con menor valor en el criterio de información de Akaike

Tabla 6.- Valores de los estadísticos LSS en las series temporales $S(m^*, m, t)$

SERIE TEMPORAL	$S(1/12, 1/360, t)$	$S(1/4, 1/360, t)$	$S(1/2, 1/360, t)$	$S(1, 1/360, t)$	$S(1/4, 1/12, t)$
(5a)	0,263	0,427*	0,264	0,459*	0,298
(5b)	0,109	0,125*	0,103	0,193**	0,116
SERIE TEMPORAL	$S(1/2, 1/12, t)$	$S(1, 1/12, t)$	$S(1/2, 1/4, t)$	$S(1, 1/4, t)$	$S(1, 1/2, t)$
(5a)	0,354	0,216	0,288	0,242	0,209
(5b)	0,122*	0,094	0,108	0,100	0,089

NOTAS: ***, **, *: denotan rechazo de la hipótesis nula "la serie es estacionaria" a un nivel de significación del 1%, 5% y 10%, respectivamente. En cursiva se indica el estadístico KPSS asociado a la regresión con menor valor en el criterio de información de Akaike

tendencia lineal determinística, lo que es congruente con los resultados de la tabla 2, donde se observaba que al implementar las regresiones (4a)-(4c), el menor valor en el criterio de información de Akaike correspondía a la especificación que contenía tendencia lineal determinística, es decir, (4c). Por otra parte, Π es una matriz cuya dimensión también es 5×5 . El rango de la matriz Π , R , es el número de vectores de cointegración en el sistema de dimensión 5 considerado. Así, $5-R$ es el número de tendencias aleatorias que contienen los cinco tipos al contado. Por tanto, si $R=0$, nos encontramos con cinco series que poseen cinco tendencias diferentes –el sistema debe modelizarse como simple VAR en diferencias–, mientras que si $R=5$, concluimos que los tipos de interés son series temporales no integradas, es decir, que nos encontramos ante un VAR no restringido sobre las series sin diferenciar. Por otra parte, si $0 < R < 5$, la matriz Π puede descomponerse en el producto de dos matrices, α y β , siendo α una matriz $5 \times R$, que recoge la velocidad con que los tipos *spot* retornan a sus relaciones de equilibrio marcadas por las R relaciones de cointegración teóricamente existentes, mientras que β es una matriz que recoge los coeficientes de las relaciones de integración.

A continuación, aplicamos los test λ -max y λ -traza en (6). Si ordenamos los valores propios de Π de mayor a menor: $\lambda_1, \lambda_2, \dots, \lambda_5$, el estadístico λ -max para un orden $R, \lambda_{max}(R) = -T \ln(1 - \lambda_{R+1})$, contrasta la hipótesis nula de que el número de vectores de cointegración es R , frente a la alternativa de que es $R+1$. Por otra parte, el estadístico λ -traza para un orden R ,

$$\lambda_{traza}(R) = -T \sum_{i=R+1}^N \ln(1 - \lambda_i)$$

contrasta la hipótesis nula de que el número de vectores de cointegración es menor o igual a R , frente a la alternativa de que es mayor. El tamaño de la muestra disponible se ha denotado como T .

En la tabla 7 únicamente se ofrece el valor de los estadísticos λ -max y λ -traza cuando en (6), $k=2$, y las ecuaciones de cointegración contienen una constante, ya que con estos criterios la estimación del VAR con corrección del error (6) presentaba un menor valor en el criterio de in-

formación de Akaike. No obstante, hemos comprobado que los resultados que hubiéramos obtenido de no incluir una constante en las ecuaciones de cointegración y/o si hubiéramos considerado un número diferente de retardos autorregresivos en (6) son los mismos. Siempre concluimos que el rango de cointegración es $R=4$, con un nivel de significación del 1% tanto si utilizamos el estadístico $\lambda_{max}(R)$ como si utilizamos el $\lambda_{traza}(R)$. Así, podemos afirmar que las evidencias sobre el cumplimiento de la TER relativas al rango de cointegración del sistema de tipos de interés son muy robustas.

Tabla 7.- Valor de los estadísticos λ -max y λ -traza en (5), considerándose la existencia de una constante en las ecuaciones de cointegración y un número de retardos en los términos autorregresivos de (6) igual a 2

HIPÓT. NULA	HIPÓT. ALTERNAT.	λ -max	HIPÓT. NULA	HIPÓT. ALTERNAT.	λ -traza
$R=0$	$R=1$	206,12***	$R=0$	$R>0$	437,60***
$R=1$	$R=2$	103,49***	$R \leq 1$	$R>1$	231,48***
$R=2$	$R=3$	79,58***	$R \leq 2$	$R>2$	127,99***
$R=3$	$R=4$	47,45***	$R \leq 3$	$R>3$	48,41***
$R=4$	$R=5$	0,96	$R \leq 4$	$R>4$	0,96

NOTA: ***, **, *: denotan rechazo de la hipótesis nula a un nivel de significación del 1%, 5% y 10%, respectivamente.

Seguidamente, profundizamos en nuestro estudio del sistema de tipos de interés interbancarios que, teniendo en cuenta los resultados obtenidos durante este epígrafe, queda modelizado como un VAR con $k=2$ retardos autorregresivos y con $R=4$ términos de corrección del error que se derivan de las cuatro relaciones de cointegración significativas. Estos términos serán expresados como la relación entre un tipo EURIBOR y el tipo EONIA de la siguiente forma:

$$R(m, t) + a_{1m} R(1/360, t) + a_{2m} = 0, m = 1/12, 1/4, 1/2, 1 \quad (7)$$

En la tabla 8 indicamos el valor estimado de a_{1m} y a_{2m} en (7). Por otra parte, en esta tabla también se muestra el valor de la ratio t cuando contrastamos la hipótesis nula $a_{1m} = -1$. En el caso en que esta se aceptara, tendríamos nuevas evidencias que se sumarían a las ya obtenidas anteriormente de forma bastante robusta, de que no se puede rechazar que los tipos *spot* $R(m, t)$, $m > 1/360$ y $R(1/360, t)$ son series cointegradas por el vector (1, -1) –es la segunda hipótesis contras-

tada-. Puede observarse que el coeficiente que multiplica a $R(1/360, t)$ está, tal y como cabría esperar, muy próximo a -1 en todos los casos, aunque es ligeramente inferior. Sin embargo, en todos los casos el valor de la ratio t en el contraste de $a_{1m} = -1$ es inferior a 1,64, lo que supone, en un primer estadio, el no rechazo de esta hipótesis, según los niveles de significación estadísticos habituales.

Tabla 8.- Coeficientes de las ecuaciones de cointegración (7)

	$m=1/12$	$m=1/4$	$m=1/2$	$m=1$
\hat{a}_{1m}	-1,00190 (0,00655)	-1,00113 (0,01323)	-1,00299 (0,01918)	-1,00006 (0,02528)
\hat{a}_{2m}	-0,0004 (0,0002)	-0,0020 (0,0003)	-0,0027 (0,0004)	-0,0043 (0,0005)
Ratio t para la hipótesis nula $a_{1m} = -1$	0,291	0,085	0,156	0,002
Ratio t para la hipótesis nula $a_{2m} = 0$	-2,129	-6,047	-6,070	-8,122

NOTA: Entre paréntesis se indica la desviación estándar de la estimación.

No obstante, consideramos interesante contrastar el cumplimiento global de que el vector de cointegración que relaciona cualquier tipo EURIBOR con el tipo EONIA es el (1,-1), lo que supone examinar la hipótesis estadística compuesta:

$$H_0: a_{1m} = -1, m = 1/12, 1/4, 1/2, 1 \quad (8)$$

Para ello, siguiendo el procedimiento de Johansen y Juselius (1990), debemos obtener la matriz Π en (6) tomando como términos de corrección del error los restringidos por (8). En otras palabras, la matriz β de vectores de cointegración se restringe a que en (7) los parámetros a_{1m} , $m=1/12, 1/4, 1/2, 1$ toman siempre como valor -1. Así, en el modelo restringido se obtendrán cinco autovalores de Π -ya que el sistema de tipos de interés se compone de cinco series-, ordenados en orden decreciente: $\lambda_1^R, \lambda_2^R, \dots, \lambda_5^R$. El estadístico de prueba se construye a partir de los cuatro mayores autovalores del modelo sin restringir ($\lambda_1, \lambda_2, \dots, \lambda_4$) y del modelo restringido ($\lambda_1^R, \lambda_2^R, \dots, \lambda_4^R$), ya que partimos de que el sistema de tipos de interés posee un rango de cointegración $R=4$ y, por tanto, son estos cuatro autovalores -los mayores-, los que generan los cuatro vectores de cointegración sobre los que realizamos el contraste de la hipóte-

sis compuesta (7). A continuación, se calcula el estadístico de prueba,

$$P = \sum_{i=1}^4 \ln \frac{1 - \lambda_i^R}{1 - \lambda_i}$$

que se distribuye bajo la hipótesis nula como una distribución chi-cuadrado con cuatro grados de libertad. Con nuestros datos, $P=0,046$, lo que proporciona un p -valor de H_0 superior al 99%. Es decir, no rechazamos que se cumpla la condición conjunta (8), que se deriva de la exigencia de la TER de estacionariedad para los *spreads* de tipos al contado con diferentes plazos.

Por otra parte, el valor del coeficiente estimado para a_{2m} en (7) puede interpretarse como el margen que existe entre dos tipos de interés, por lo que proporciona información sobre la prima de liquidez contenida en el vencimiento m . Puede observarse que el valor absoluto del estadístico t en el contraste de la hipótesis nula $a_{2m} = 0$ es superior a 2, lo que supone el no rechazo de la existencia de márgenes entre los tipos EURIBOR y el tipo EONIA, que serán crecientes con el vencimiento del tipo EURIBOR según los niveles de significación habituales.

A continuación, estimamos (6) en nuestro sistema de cinco tipos de interés, teniendo en cuenta los resultados obtenidos en las tablas 7 y 8, así como en el contraste de la hipótesis compuesta (7). Por tanto, como $0 < R=4 < 5$, la matriz Π puede descomponerse en el producto de dos matrices α y β , siendo α una matriz 5×4 , que tal y como comentamos, recoge la velocidad con que los tipos *spot* retornan a sus valores de equilibrio a largo plazo, marcados por las relaciones de cointegración entre cada uno de los tipos EURIBOR con el tipo EONIA, mientras que la matriz β recogerá los parámetros de esas relaciones de equilibrio a largo plazo, suponiéndose que estas quedan determinadas por el vector de cointegración (1,-1). Así, el VAR con corrección del error finalmente estimado es:

$$\Delta R(t) = C + \sum_{j=1}^2 \Gamma_j \Delta R(t-j) + \alpha EC(t-1) + U_t \quad (9)$$

donde el significado de C , α , Γ_j y U_t es el ya conocido, mientras que $EC(t-1)$ tiene la siguiente estructura:

$$EC(t-1) = \begin{pmatrix} EC_{1/12}(t-1) \\ EC_{1/4}(t-1) \\ EC_{1/2}(t-1) \\ EC_1(t-1) \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} R(1/12, t-1) - R(1/360, t-1) - 0,0004 \\ R(1/4, t-1) - R(1/360, t-1) - 0,0020 \\ R(1/2, t-1) - R(1/360, t-1) - 0,0027 \\ R(1, t-1) - R(1/360, t-1) - 0,0043 \end{pmatrix} \quad (10)$$

El resultado de la estimación de (9) se indica en la tabla 9. Puede observarse que el término constante introducido en (6) siempre es negativo, lo que es coherente con una tendencia temporal determinística decreciente de los tipos de interés durante el período analizado. No obstante, entendemos que en cierto modo es sorprendente que la constante nunca sea significativamente diferente de 0, ya que, como hemos observado anteriormente cuando implementamos la prueba de PP, el criterio de información de Akaike aconsejaba modelizar los tipos de interés con la espe-

cificación (4c), esto es, incluyendo tendencia lineal determinística.

En la ecuación autorregresiva del EONIA son significativos los términos de corrección del error que relacionan a este tipo con los de los EURIBOR con vencimientos más próximos –a uno y a tres meses–, siendo el signo de la relación el esperado. Aunque en menor medida, es significativo el coeficiente del término de corrección del error que relaciona el tipo a un año y el EONIA, aunque en este caso el signo de la relación no es el esperado. En la interpretación del signo de los términos de corrección del error dentro de la ecuación autorregresiva de uno de los tipos de interés que forman parte del sistema, debe tenerse en cuenta que si el valor de un término de corrección del error asociado al EURIBOR de un plazo concreto es positivo –negativo–, el nivel del EONIA en el período $t-1$ está por debajo –encima– del EURIBOR para dicho plazo, según su relación de equilibrio (9) o, si se prefiere, que el EURIBOR esta por encima –debajo– del EONIA, según la relación de equilibrio

Tabla 9.- Resultados de la estimación del VAR con corrección del error (9) en el sistema de tipos EURIBOR

TIPO DE INTERÉS	EONIA	EURIBOR 1 MES	EURIBOR 3 MESES	EURIBOR 6 MESES	EURIBOR 1 AÑO
Variable	$\Delta R(1/360, t)$	$\Delta R(1/12, t)$	$\Delta R(1/4, t)$	$\Delta R(1/2, t)$	$\Delta R(1, t)$
C	-6,78E-06 [-0,52726]	-6,06E-06 [-0,85386]	-5,52E-06 [-0,8832]	-5,31E-06 [-0,9453]	-5,07E-06 [-0,93485]
$EC_{1/12}(t-1)$	0,228425 [8,00501]	-0,01275 [-0,80888]	0,014904 [1,07377]	0,006994 [0,56077]	0,001963 [0,16299]
$EC_{1/4}(t-1)$	0,091123 [2,58651]	0,079736 [4,09744]	-0,07784 [-4,54235]	-0,021677 [-1,40775]	-0,02848 [-1,9155]
$EC_{1/2}(t-1)$	-0,020455 [-0,51705]	0,016078 [0,73577]	0,096339 [5,00641]	-0,01607 [-0,92941]	0,028518 [1,70808]
$EC_1(t-1)$	-0,0448 [-1,69178]	-0,023544 [-1,60955]	-0,013796 [-1,07105]	0,043156 [3,72868]	0,007983 [0,71432]
$\Delta R(1/360, t-1)$	-0,201578 [-2,54968]	0,036808 [0,84287]	0,040484 [1,05273]	0,008123 [0,23508]	-8,50E-05 [-0,00255]
$\Delta R(1/360, t-2)$	-0,259232 [-3,26226]	-0,063609 [-1,44917]	-0,019287 [-0,49897]	-0,038372 [-1,10483]	-0,038187 [-1,13867]
$\Delta R(1/12, t-1)$	0,003434 [0,04056]	-0,05722 [-1,2236]	0,021477 [0,52154]	-0,004573 [-0,1236]	-0,012392 [-0,34684]
$\Delta R(1/12, t-2)$	0,022044 [0,26063]	-0,032063 [-0,68629]	0,027074 [0,65808]	0,035253 [0,95362]	0,028227 [0,79078]
$\Delta R(1/4, t-1)$	0,188982 [1,70805]	0,081529 [1,33402]	-0,018403 [-0,34195]	0,046037 [0,952]	0,02642 [0,56579]
$\Delta R(1/4, t-2)$	-0,003664 [-0,03311]	0,064747 [1,05918]	0,030265 [0,56222]	0,061485 [1,27115]	0,048758 [1,04395]
$\Delta R(1/2, t-1)$	0,086628 [0,79084]	0,089035 [1,47149]	0,120711 [2,2655]	0,1041 [2,17434]	0,132363 [2,86317]
$\Delta R(1/2, t-2)$	-0,010354 [-0,09428]	-0,0007 [-0,01154]	0,012218 [0,22873]	0,017047 [0,35517]	0,04892 [1,05553]
$\Delta R(1, t-1)$	0,156141 [4,75786]	0,01137 [0,62724]	-0,011771 [-0,73741]	-0,00679 [-0,47336]	-0,005262 [-0,37993]
$\Delta R(1, t-2)$	0,125479 [3,79278]	0,039611 [2,16759]	0,021564 [1,34]	0,012101 [0,83688]	0,011511 [0,82439]

NOTA: Entre corchetes se ofrece la *ratio* t de Student de las estimaciones de los coeficientes.

a largo plazo. Por tanto, este desequilibrio debe corregirse en el período siguiente (t) con un aumento –decremento– relativo del nivel del EONIA con respecto al EURIBOR del plazo correspondiente –un decremento o un aumento del EURIBOR con respecto al EONIA–, por lo que el coeficiente de todos los términos de corrección del error deben ser positivos en la ecuación del EONIA y negativos en la ecuación autorregresiva de su propio EURIBOR.

Asimismo, en las ecuaciones correspondientes a los tipos al contado para vencimientos de un mes, tres meses y seis meses, el signo del coeficiente de su término de corrección del error $-EC_{1/12}(\cdot)$, $EC_{1/2}(\cdot)$ y $EC_{3/2}(\cdot)$, respectivamente –es también el esperado, es decir, negativo. No obstante, esto no ocurre en la ecuación del EURIBOR a un año. Por otra parte, puede observarse que solo en la ecuación autorregresiva del EURIBOR a tres meses su propio término de corrección del error $-EC_{1/4}(\cdot)$ – es claramente significativo; por el contrario, sí que se observa que los términos de corrección del error asociados a un determinado tipo EURIBOR son significativos en la ecuación autorregresiva del tipo *spot* con vencimiento inmediatamente anterior, es decir, $EC_{1/12}(\cdot)$, $EC_{1/4}(\cdot)$, $EC_{1/2}(\cdot)$ y $EC_1(\cdot)$ son significativos en la ecuación autorregresiva de los tipos EONIA y EURIBOR a uno, tres y seis meses, respectivamente.

Por otra parte, puede observarse que el término de corrección que se manifiesta como significativo en un mayor número de ecuaciones es en el que aparece el EURIBOR a tres meses, posiblemente porque es el tipo *spot* intermedio entre los que se corresponderían con el tramo “corto” de la ETTI –un día y un mes– y el “largo” –seis meses y un año–, de forma que el tipo a tres meses se configura como el tipo de interés que realiza el papel de nexo de transmisión de las fluctuaciones de tipos entre “tramos”; en cambio, si observamos los datos de la tabla 2, no parece que la capacidad predictiva de los términos de corrección del error tenga que ver con el volumen de negociación del tipo EURIBOR que tiene asociado.

CONCLUSIONES

En este trabajo comprobamos si se cumplen las tres implicaciones de la formulación de la

teoría de las expectativas racionales (TER) de Campbell y Shiller (1987, 1991) expuestas en Hall *et al.* (1992), en el mercado interbancario europeo durante el período comprendido entre enero de 1999 y diciembre de 2004.

Se han llevado a cabo dos tipos de análisis: en primer lugar, hemos realizado un análisis univariante destinado a contrastar que los tipos de interés son series integradas de orden 1, y que los *spreads* de tipos al contado con diferente vencimiento son series estacionarias; y, en segundo lugar, realizamos un análisis multivariante que consistió en contrastar el rango de cointegración de cinco tipos de interés *spot* que, según la teoría de las expectativas racionales de la estructura temporal de los tipos de interés, debería ser cuatro.

Los resultados obtenidos son favorables a la teoría de las expectativas racionales, lo que es habitual en los mercados monetarios, según las experiencias internacionales expuestas en la introducción. Con respecto a la primera implicación contrastada para la TER –que los tipos de interés son series integradas de orden 1– los resultados del test de Phillips y Perron (1988) son muy robustos y no rechazan la hipótesis contrastada. Los resultados del test de Kwiatkowski *et al.* (1992) ofrecen resultados semejantes, aunque debemos reconocer que muestran un ligero grado de ambigüedad en el EURIBOR a un año.

En cambio, cuando contrastamos la segunda hipótesis, que indica que los *spreads* entre dos tipos de interés al contado son estacionarios, es decir, que los tipos de interés están cointegrados dos a dos por el vector (1,-1), los resultados obtenidos tampoco permiten afirmar de forma inequívoca que las series de diferenciales de los tipos EURIBOR a tres y a doce meses con respecto al EONIA son series estacionarias. Aunque los resultados del test de Phillips y Perron (1988) apuntan de forma bastante clara hacia el no rechazo de la hipótesis contrastada, los resultados del test de Kwiatkowski *et al.* (1992) suponen el rechazo de la hipótesis de estacionariedad de los diferenciales en el *spread* del EURIBOR a un año y del EONIA –el EURIBOR a tres meses y el EONIA– con un nivel de significación del 10% (5%). En cualquier caso, siempre se acepta que el resto de los diferenciales son series estacionarias.

El resultado del contraste de la tercera implicación de la TER, relativa al rango de cointegración de un sistema de cinco tipos de interés al contado, indica que este es igual a 4, es decir, que existe una sola tendencia estocástica, lo que supone una aceptación de dicha hipótesis. Estos resultados son muy robustos, ya que no son sensibles ni al orden de los términos autorregresivos considerados en el modelo vectorial autorregresivo con corrección del error subyacente, ni al hecho de que en las relaciones de cointegración se incluya o no un término constante.

Por otra parte, en las ecuaciones de cointegración (7), el vector de cointegración entre dos tipos de interés está relativamente próximo al teórico (1,-1), pudiéndose aceptar en las cuatro ecuaciones que su vector de cointegración es (1,-1), tal y como se comprueba con el procedimiento de Johansen y Juselius (1990). Esta última condición es consecuencia de la exigencia de la teoría de la expectativas de que los *spreads* entre tipos *spot* de diferentes plazos deben ser series estacionarias. Por tanto, el resultado adverso en el contraste de la estacionariedad de los *spreads* de los tipos EURIBOR a tres y a doce meses con respecto al EONIA debe ser minimizado, no tan sólo por los resultados del test de Phillips y Perron (1988), sino por este último resultado derivado del análisis de cointegración realizado con la metodología de Johansen y Juselius (1990).

Así, podemos concluir que los resultados obtenidos tienden a confirmar el cumplimiento de la TER en el mercado interbancario. La primera implicación es que los tipos de interés actuales tienen poder predictivo sobre los tipos de interés futuros. En este sentido, entendemos interesante para posteriores trabajos investigar en la predictibilidad de los tipos de interés utilizando datos *in-the-sample* y *out-of-sample*, en la línea de los trabajos de Swanson y White (1995) y Pérez *et al.* (2000) —este último centrado en el mercado interbancario español durante el período 1992-1997—.

Desde el punto de vista de la transmisión de las decisiones de política monetaria al mercado interbancario, Nautz y Offermars (2006) observan que los tipos de interés de las operaciones realizadas por el Banco Central Europeo (BCE) para regular la política monetaria están cointe-

grados con el tipo EONIA y el EURIBOR a tres meses. Nuestros resultados permiten intuir que, al estar el tipo EONIA y el EURIBOR a tres meses cointegrados con el resto de tipos EURIBOR, las acciones de política monetaria del BCE se transmiten a todos los vencimientos del mercado interbancario europeo. Por otra parte, al detectarse en el sistema de cinco tipos de interés analizados una única tendencia estocástica común, ya que el rango de cointegración es 4, podemos intuir que la dinámica de los tipos de interés en el mercado interbancario puede quedar bien explicada a partir de modelos unifactoriales de la estructura temporal de los tipos de interés, donde únicamente se contemplen movimientos paralelos de esta.

NOTAS

1. Los autores agradecen los valiosos comentarios de los dos evaluadores anónimos de la revista sobre una versión anterior del artículo.
2. Esta consecuencia de la TER sobre la ETTI fue apuntada inicialmente en Pesando (1978).

BIBLIOGRAFÍA

- ABAD, P. (2004): "Un contraste alternativo de la hipótesis de las expectativas en swaps de tipos de interés", *Revista de Economía Financiera*, 2, pp. 28-64.
- ABAD, P.; ROBLES, M.D. (2003): "Estructura temporal de los tipos de interés: teoría y evidencia empírica", *Revista Asturiana de Economía*, 27, pp. 7-47.
- BARBER, J.R.; COOPER, M.L. (1996): "Immunization Using Principal Component Analysis", *Journal of Portfolio Management*, (Fall), pp. 99-105.
- BEKAERT, G.; HODRICK, R.J. (2001): "Expectation Hypotheses Test", *Journal of Finance*, 56 (4), pp. 1354-1394.
- BEKAERT, G.; HODRICK, R.J.; MARCHALL, D.A. (1997): "On Biases of the Expectation Hypothesis of the Term Structure of Interest Rates", *Journal of Financial Economics*, 44 (3), pp. 309-348.
- BERGÉS, A.; MANZANO, D. (1988): *Tipos de interés de los Pagares del Tesoro*. Ariel Economía/Gesmosa.
- Beyaert, A.; García Solanes, J.; Prats, M. (2001): "La estructura temporal y las expectativas de corto plazo en el mercado interbancario español", *Moneda y Crédito*, 213, pp. 71-91.
- Bradley, M.G.; Lumpkin, S.A. (1992): "The Treasury Yield Curve as a Cointegrated System", *Journal of*

- Financial and Quantitative Analysis*, 27, pp. 449-463.
- BRÜGGEMANN, R.; LÜTKEPOHL, H. (2005): *Uncovered Interest Rate Parity and the Expectations Hypothesis of the Term Structure: Empirical Results for the US and Europe*. (Discussion Paper, 2005-035). The Deutsche Forschungsgemeinschaft.
- CAMARERO, M.; TAMARIT, C. (2002): "Instability Tests in Cointegration Relationships. An Application to the Term Structure of Interest Rates", *Economic Modelling*, 19, pp. 783-799.
- CAMPBELL, J.Y.; SHILLER, R.J. (1987): "Cointegration and Tests of Present Value Models", *Journal of Political Economy*, 95, pp. 1063-1088.
- CAMPBELL, J.Y.; SHILLER, R.J. (1991): "Yield Spreads and Interest Rates Movements: A Bird's Eye View", *Review of Economics Studies*, 58 (3), pp. 495-514.
- CARSTENSEN, K. (2003): "Nonstationary Term Premia and Cointegration of the Term Structure", *Economic Letters*, 80, pp. 409-413.
- COX, J.; INGERSOLL, J.E.; ROSS, S.A. (1985): "A Theory of the Term Structure of Interest Rates", *Econometrica*, 53, pp. 385-408.
- DE ANDRÉS, J. (2004): *Un análisis de la curva de rendimientos en el mercado de deuda pública española a medio y largo plazo en el periodo 1993-2004*. (Documentos de Trabajo en Análisis Económico del Colegio de Economistas de la Coruña, 3, 11).
- DRIFILL, J.; PSARADAKIS, Z.; Sola, M. (1997): "A Reconciliation of Some Paradoxical Empirical Results on the Expectations Model of the Term Structure", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 59 (1), pp. 169-210.
- DOMÍNGUEZ, E.; NOVALES, A. (2000): "Testing the Expectations Hypothesis in Eurodeposits", *Journal of International Money and Finance*, 19 (5), pp. 713-736.
- DICKEY, D.A.; FULLER, W.A. (1979): "Distribution of the Estimators for Autorregressive Time Series with a Unit Root", *Journal of the American Statistical Association*, 74, pp. 427-431.
- ELTON, E.J.; GRUBER, M.J.; MICHAELY, R. (1990): "The Structure of Spot Rates and Immunization", *Journal of Finance*, XLV (2), pp. 629-642.
- ENGSTED, T.; TANGGAARD, C. (1994): "A Cointegration Analysis of Danish Zero - Coupon Bond Yields", *Applied Financial Economics*, 24, pp. 265-278.
- EZQUIAGA, I.; FREIXAS, X. (1991): *El mercado repo de Letras del Tesoro: análisis empírico*. (Documento de Trabajo, 89-09). FEDEA.
- FAMA, E.F. (1984): "The Information in the Term Structure", *Journal of Financial Economics*, 13, pp. 509-528.
- FAMA, E.F.; BLISS, R.R. (1987): "The Information in Long Maturity Forward Rates", *American Economic Review*, 77, pp. 680-692.
- FERNÁNDEZ, J.L.; ROBLES, M.D. (2003): *Teoría de la expectativas y cambio estructural: un análisis de las primas por plazo en los tipos a corto españoles*. (Mimeo). Universidad Complutense de Madrid.
- FREIXAS, X. (1992): "Estructura temporal de los tipos de interés: hipótesis teóricas y resultados empíricos", *Investigaciones Económicas*, XVI (2), pp. 187-203.
- GARCÍA, M.; FERNÁNDEZ, A.I.; GONZÁLEZ, V.M. (1994): "La estructura temporal de los tipos de interés en el mercado interbancario de depósitos", *Análisis Financiero*, 62, pp. 38-50.
- GERLATCH, S.; SMETS, F.R. (1997): "The Term Structure of Euro-Rates: Some Evidence in Support of the Expectations Hypothesis", *Journal of International Money and Finance*, 16 (2), pp. 305-323.
- GUEST, R.; MCLEAN, A. (1998): "New Evidence on the Expectations Theory of the Term Structure of Australian Commonwealth Government Treasury yields", *Applied Financial Economics*, 8, pp. 81-87.
- HALL, A.D.; ANDERSON, H.M.; GRANGER, C.W. (1992): "A Cointegration Analysis of the Treasury Bill Yields", *The Review of Economics and Statistics*, 74, pp. 116-126.
- HEANEY, R. (1994): "Predictive Power of the Term Structure in Australia in the Late 1980's: A Note", *Accounting and Finance*, 34, pp. 37-46.
- HICKS, J.R. (1946): *Value and Capital*. Oxford: Clarendon Press.
- JOHANSEN, S. (1988): "Statistical Analysis of Cointegration Vectors", *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12, pp. 231-254.
- JOHANSEN, S.; JUSELIUS, K. (1990): "Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration with Application to the Demand of Money", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 52, pp. 169-210.
- JOHNSON, P.A. (1994): "On the Number of Common Unit Roots in the Term Structure of Interest Rates", *Applied Economics*, 26, pp. 815-820.
- JONES, D.S.; ROLEY, V.V. (1983): "Rational Expectations and the Expectation Model of the Term Structure", *Journal of Monetary Economics Applied Economics*, 12 (3), pp. 453-465.
- JONGEN, R.; VERSCHOOR, W.F.; WOLFF, C.C. (2005): *Time Variation in Term Premia: International Evidence*. (Discussion Paper, 4959). CEPR.
- KWIATKOWSKI, D.; PHILLIPS, P.C.B.; SCHMIDT, P.; SHIN, Y. (1992): "Testing the Null Hypothesis of Stationarity Against the Alternative of a Unit Root", *Journal of Econometrics*, 54, pp. 159-178.

- LUTZ, F.A. (1940): "The Structure of Interest Rates", *Quarterly Journal of Economics*, 55 (1), pp. 36-63.
- MANDENO, R.J.; GILES, D.E.A. (1995): "The Expectations Theory of the Term Structure: A Cointegration/Causality Analysis of US Interest Rates", *Applied Financial Economics*, 5, pp. 273-283.
- MANKIW, N.G.; SUMMERS, L.H. (1984): "Do Long-Term Rates Overreact to Short Term Interest Rates?", *Brooking Papers on Economic Activity*, 1, pp. 61-69.
- MARTÍN, A.M.; PÉREZ, J.M. (1991): "La estructura temporal de los tipos de interés: el mercado español de depósitos interbancarios", *Moneda y Crédito*, 191, pp. 173-193.
- MASSOT, M.; NAVARRO, E.; NAVE, J.M. (2001): "Estimación de primas temporales a partir de la curva de bonos cupón-cero", *Revista Española de Financiación y Contabilidad*, 30 (109), pp. 795-813.
- MASSOT, M.; NAVE, J.M. (2003): "La hipótesis de las expectativas a largo plazo: evidencia en el mercado español de deuda pública", *Investigaciones Económicas* 27 (3), pp. 533-564.
- MELINO, A.; (1988): "The Term Structure of Interest Rates: Evidence and Theory", *Journal of Economic Surveys*, 2 (4), pp. 335-366.
- MISHKIN, F.S. (1982): "Monetary Policy and Short-Term Interest Rates: An Efficient Markets-Rational Expectations Approach", *Journal of Monetary Economics*, 37 (1), pp. 63-72.
- NAUTZ, D.; OFFERMARS, C.J. (2006): *The Dynamic Relationship between the Euro Overnight Rate, the ECB's Policy Rate and the Term Spread*. (Discussion Paper, 1/2006). The Deutsche Bundesbank.
- NAVARRO, E.; NAVE, J.M. (1998): *Un modelo para la evaluación de la gestión de carteras de renta fija*. (Documento de Trabajo, 1998/2). Universidad de Castilla-La Mancha.
- NEWBY, W.K.; WEST, K.D.A (1987): "Simple, Positive Semi-Definite, Heteroskedasticity and Autocorrelation Consistent Covariance Matrix", *Econometrica*, 55, pp. 703-709.
- PÉREZ, M.A. (2000): "Tratamiento del riesgo en las estrategias de inmunización financiera", *Revista Europea de Dirección y Economía de la Empresa*, 9 (1), pp. 71-82.
- PÉREZ, J.; TORRA, S.; BORRELL, M. (2000): "Modelos para la predicción de los tipos de interés en el mercado interbancario: estructuras lineales, GARCH y redes neuronales artificiales", *Revista Asturiana de Economía*, 18, pp. 123-139.
- PESANDO, J. (1978): "On the Efficiency of the Bond Market. Some Canadian Evidence", *Journal of Political Economy*, 86, pp. 1057-1076.
- PHILIPS, P.C.B; PERRON, P. (1988): "Testing for a Unit Root in Time Series Regression", *Biometrika*, 75, pp. 335-346.
- PRATS, M.A.; BEYAERT, A. (1998): "Testing the Expectation Theory in a Market of Short-Term Assets", *Applied Financial Economics*, 8, pp. 101-109.
- SHEA, G. (1992): "Benchmarking the Expectations Hypothesis of the Interest Rate Term Structure: An Analysis of Cointegration Vectors", *Journal of Business & Economics Statistics*, 10, pp. 347-366.
- SHILLER R.J. (1979): "The Volatility of Long-Term Interest Rates and Expectation Models of the Term Structure". *Journal of Political Economy* 87 (6), pp. 1190-1219.
- SHILLER R.J.; CAMPBELL, J.; SCHOENHOLTZ, K. (1983): "Forward Rates and Future Policy: Interpreting the Term Structure of Interest Rates", *Brooking Papers on Economic Activity*, 1, pp. 1190-1219.
- SOLA, M.; DRIFILL, J. (1994): "Testing the Term Structure of Interest Rates Using a Vector Autoregression with Regime Switching", *Journal of Economic Dynamic and Control*, 18, pp. 601-628.
- SWANSON, R.; WHITE, H. (1995): "A Model-Selection Approach to Assessing the Information in the Term Structure Using Linear Models and Artificial Neural Networks", *Journal of Business and Economic Statistics* 13 (3), pp. 265-275.
- VASICEK, O. (1977): "An Equilibrium Characterization of the Term Structure", *Journal of Financial Economics*, 5, pp. 177-188.
- WOLTERS, J. (1995): "On the Term Structure of Interest Rates. Empirical Results for Germany", *Statistical Papers*, 36, pp. 193-214.
- WOLTERS, J. (1998): "Cointegration and German Bond Yields", *Applied Economics Letters*, 5, pp. 265-278.
- ZHANG, H. (1993): "Treasury Yield Curves and Cointegration", *Applied Economics*, 25, pp. 361-367.