

Factores comunes en la ETTI española.

Un análisis de corto y largo plazo.

Sonia Benito Muela¹

Diciembre 2005

Resumen

En este trabajo se aborda el estudio de factores comunes en la Estructura Temporal de Tipos de Interés (ETTI) de la deuda pública española. El objetivo del trabajo es determinar cuántas variables son necesarias para caracterizar su dinámica de desplazamiento, tanto en contextos de corto como de largo plazo. Los resultados obtenidos son interesantes por cuanto ponen de manifiesto la necesidad de utilizar un número distinto de variables según estemos interesados en explicar el comportamiento de la curva de tipos en horizontes de corto o de largo plazo. Concretamente los resultados apuntan a que se necesitan dos variables para explicar los cambios de la ETTI en horizontes de largo plazo, y tres variables para resumir su dinámica en horizontes de corto plazo.

JEL Code: G11

Keywords: Factores Comunes, ETTI, Gestión de Carteras.

Me gustaría dar las gracias a Alfonso Novales, por los comentarios y sugerencias realizadas. Agradezco también el apoyo financiero recibido del Ministerio de Ciencia y Tecnología, BEC2003-03965. Todos los errores cometidos son responsabilidad exclusiva de la autora.

¹ D. Fundamentos de Análisis Económico II de la UCM y D. Análisis Económico II de la UNED.
Correo electrónico: soniabm@ccee.ucm.es y soniabm@cee.uned.es

Introducción

En este trabajo se aborda el estudio de factores comunes en los tipos de interés de la deuda pública española. El objetivo del trabajo es determinar cuántas variables son necesarias para caracterizar la dinámica de desplazamiento de la Estructura Temporal de Tipos de Interés (ETTI) del mercado español de deuda pública.

El estudio de factores comunes en la ETTI es una cuestión de especial interés, tanto desde el punto de vista de la implementación de la política monetaria, como en el área de economía financiera.

La efectividad en la implementación de la política monetaria en sus diversos objetivos, control de precios y estabilización de la actividad económica, depende del grado en que los movimientos en el tipo de intervención controlados por el Banco de España (ahora por el BCE) se trasladan a lo largo de la curva de rendimientos, es decir, desde los tipos a corto hasta el largo plazo. Partiendo de la hipótesis de que la Autoridad Monetaria Central controla indirectamente los tipos cotizados en los mercados monetarios, el estudio de factores comunes en la ETTI resulta interesante de cara a evaluar el efecto que las decisiones de política monetaria puedan tener sobre la rentabilidad exigida por los inversores a medio y largo plazo, que son en última instancia los que determinan las decisiones de consumo e inversión de los agentes económicos.

En el área de economía financiera, las cuestiones planteadas resultan de especial interés. No en vano, la mayoría de las metodologías diseñadas para la gestión de carteras de títulos de deuda pública han sido desarrolladas bajo el supuesto de que existe una estrecha relación entre los tipos de interés a distintos vencimientos, de tal forma que es posible simplificar la dimensión de la ETTI en un número reducido de factores independientes. En este sentido, las cuestiones objeto de estudio en este trabajo son relevantes tanto para la estimación del rendimiento y el riesgo asociado al mantenimiento de activos de deuda pública como para el desarrollo de estrategias de inmunización.

La literatura empírica dedicada al estudio de factores comunes en la ETTI es bastante extensa, aunque la mayoría de los trabajos se han realizado para el mercado de Estados Unidos. Stock y Watson (1988), Hall, Anderson y Granger (1992), Zhang (1993), Engsted y Tanggard (1994), Martín y Treadway (1997), Litterman y Scheinkman(1991), Barber y Cooper (1996) y Alexander (2000) son algunos ejemplos. Para el Mercado español destacan los trabajos de Rico (1995), Navarro y Nave(1995) y Navarro y Nave(1997).

Los resultados obtenidos en la literatura apuntan a que hay un factor no estacionario común a los tipos a corto plazo, desde 1 día a un año aproximadamente, (este resultado es bastante general en todos los trabajos) y

tendencias adicionales en los tipos de interés a plazos superiores. Algunos trabajos sugieren que hay dos factores comunes en toda la ETTI y otros que hay tres factores.

Partiendo de la hipótesis de que posiblemente, el número mínimo de variables necesarias para caracterizar la dinámica de desplazamiento de la ETTI no sea independiente del horizonte temporal sobre el cual se analiza dicha dinámica de desplazamiento, hemos analizado el estudio de factores comunes tanto en contextos de corto como de largo plazo. Es decir, estamos interesados en determinar cuántas variables son necesarias para explicar el comportamiento de la curva de tipos en horizontes de corto y largo plazo. Para ello hemos analizado cuántos factores comunes estacionarios y no estacionarios hay en la Estructura Temporal de Tipos de Interés.

El resto del trabajo se organiza como sigue. En la sección se describen los datos empleados. En la sección 3, se aborda el estudio de factores comunes no estacionarios. En la sección 4, se contrasta si la naturaleza del componente no estacionario de los tipos a corto plazo es monetaria. En la sección 5, se aborda el estudio de factores comunes estacionarios. En la sección 6 se comentan las implicaciones de los resultados obtenidos en el área de economía financiera. Por último, en la sección 7 se presentan las principales conclusiones del trabajo.

2. Datos

Para la realización de este trabajo se han empleado datos diarios de tipos de interés cupón cero a plazos de 1 día, 1 mes, 3, 6, y 9 meses, 1, 3, 5, 10 y 30 años. El método utilizado para estimar los datos de tipos de interés cupón cero es el propuesto por Nelson y Siegel(1987).

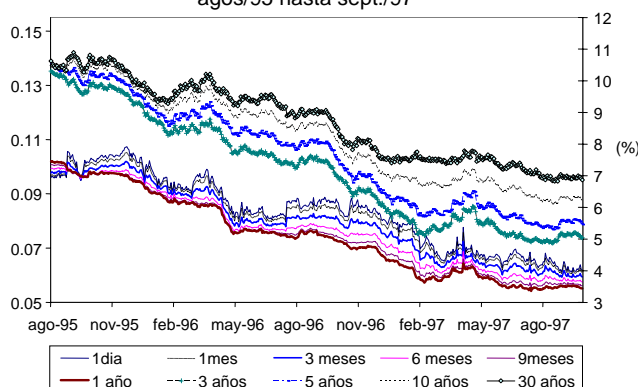
La estimación diaria de las curvas cupón cero se ha realizado a partir de los precios medios de cierre de compra y venta de las referencias más líquidas cotizadas en el mercado secundario de deuda pública en España. Los datos de precios han sido proporcionados por Analistas Financieros Internacionales.

El período muestral analizado se extiende desde el 1 de agosto 1995 hasta el 4 de septiembre de 1997, lo que recoge una muestra de 519 datos.

En el gráfico 1² ilustramos la evolución temporal de los tipos de interés en la muestra analizada. Como puede observarse, en este período los tipos de interés presentan una tendencia decreciente, no en vano la muestra analizada se solapa con el proceso de relajación monetaria iniciada por el Banco de España a mediados de 1995, y culminada posteriormente el 1 de enero de 1999, fecha de constitución de la Unión Monetaria.

² En este gráfico los tipos de interés a plazos de 1,3, 5, 10 y 30 años están expresados en tanto por ciento, mientras que los tipos de interés a plazos más cortos: 1 día, 1 mes, 3, 6 y 9 meses están expresados en tanto por uno. El objetivo es facilitar la comprensión visual del gráfico.

Gráfico 1. Tipos de interés cupón cero
agos/95 hasta sept./97



3. Factores comunes no estacionarios

En esta sección estamos interesados en determinar cuántos factores comunes no estacionarios hay en la Estructura Temporal de Tipos de Interés de la deuda pública en España.

Para tal propósito hemos utilizado técnicas de cointegración. Este tipo de técnicas, permite determinar el número de relaciones de cointegración presentes en un conjunto de k variables. El número de tendencias independientes es igual al número de variables menos el número de relaciones de cointegración. La metodología utilizada para el análisis de cointegración es la diseñada por Johansen(1991) [ver apéndice I].

Para este estudio hemos estimado diversos modelos de corrección de error bivariantes y trivariantes, cuyos resultados se comentan a continuación.

3.1 Modelos bivariantes de corrección de error

Comenzamos el estudio analizando la presencia de relaciones de cointegración entre distintos pares de tipos de interés solapados, distribuidos sucesivamente de forma más o menos homogénea a lo largo de la estructura temporal. Así, se han estimado modelos de corrección de error bivariantes para los pares de tipos de interés: (1 día, 1 mes), (1 mes, 3 meses), (3 meses, 6 meses), (6 meses, 9 meses) (9 meses, 1 año), (1 año, 3 años), (3 años, 5 años), (5 años, 10 años) y (10 años, 30 años).

La especificación de los modelos de corrección de error (MCE) se ha realizado atendiendo a las características observadas en el análisis univariante de los tipos de interés. De acuerdo con estas características, hemos especificado en todos los casos analizados un MCE con un término constante dentro y fuera del

espacio de cointegración. En principio, consideramos oportuno incluir un término constante fuera del espacio de cointegración porque encontramos un componente de tendencia determinista en los niveles de los tipos de interés. En la especificación de los modelos en las variaciones diarias de los tipos de interés no se ha considerado razonable incluir tendencias deterministas³.

En la tabla 1 presentamos los estadísticos traza y de máximo autovalor para contrastar el número de relaciones de cointegración.

[Insertar tabla 1]

En todos los modelos estimados, ambos estadísticos indican que hay una relación de cointegración entre los pares de tipos de interés analizados en el tramo corto de la curva, que se extiende desde 1 día hasta 9 meses. Teniendo en cuenta que los plazos analizados son consecutivos, estos resultados indican que en este tramo hay un único factor realmente autónomo.

Estos resultados son consistentes con los obtenidos por Stock y Watson(1988), Hall, Anderson y Granger(1992), Zhang(1993), Martín y Treadway(1997) y Domínguez y Novales(2000). En estos trabajos se analizan relaciones de cointegración para distintos conjuntos de tipos de interés a corto plazo, desde 1 día hasta 12 meses. En todos ellos se detecta la presencia de un factor no estacionario común al conjunto de plazos analizados.

Por otro lado, los estadísticos traza y de máximo autovalor asociados a los modelos bivariantes estimados con pares de tipos de interés a medio y largo plazo, indican que no hay ninguna relación de cointegración, lo que sugiere la presencia de al menos dos factores no estacionarios en el tramo de la curva de rendimientos que se extiende desde el plazo de 1 año hasta 30 años, excepto en el par 10 y 30 años.

Los modelos estimados presentan ciertos problemas de especificación (ver tabla 2(a)). Los residuos no verifican uno de los supuestos teóricos de estos modelos. Concretamente, no se verifica el supuesto de Normalidad en la distribución de los residuos. Los coeficientes de asimetría y apuntamiento son mayores a lo que cabría esperar en variables con distribución Normal. El grado de asimetría en la distribución de los residuos, tiende a disminuir a medida que aumenta el plazo, si bien puede observarse un aumento en dicho coeficiente en los residuos asociados a las ecuaciones de los tipos de interés a 6 y 9 meses.

[insertar tabla 2]

Con respecto al coeficiente de apuntamiento, que mide el peso de las colas en la distribución, cabe señalar que es especialmente alto en los plazos cortos, sobre todo en los residuos asociados a los tipos de interés a 6, 9 meses y 1 año. Concretamente los coeficientes asociados a las innovaciones de los tipos de interés a 1 día, 3, 6, 9 meses y 30 años son: 9,36, 9,39 13,43, 13,79, y 4,61.

³ Para la estimación de estos modelos se ha utilizado el programa de análisis estadístico RATS.

Probablemente debido al exceso de apuntamiento, más que a la presencia de asimetría, la hipótesis de normalidad es rechazada en todos los casos.

La mala especificación de los modelos estimados podría atribuirse a la presencia de valores extremos, algunos de los cuales son mayores a cinco desviaciones típicas. Con el objetivo de mejorar la especificación de estos modelos y contrastar si los resultados de cointegración son sensibles a la presencia de tales valores, hemos estimado los modelos de corrección de error con el componente estocástico de los tipos de interés, una vez que se ha detraído de los tipos de interés los componentes deterministas cuyo efecto ha sido descontado mediante el uso de variables ficticias de tipo impulso y escalón.

La especificación de los modelos mejora considerablemente cuando estos son estimados a partir de los datos de tipos de interés intervenidos, es decir, cuando se ha descontado en ellos la presencia de ciertos componentes deterministas (tabla 2(b)). Los coeficientes de asimetría y apuntamiento han disminuido significativamente, si bien todavía se mantienen relativamente altos en los residuos asociados a las ecuaciones de los tipos de interés a 6, 9 meses y 1 año. En estos vencimientos se rechaza la hipótesis de normalidad incluso con los datos intervenidos.

Los resultados de cointegración obtenidos al estimar los modelos con el componente estocástico de los tipos de interés son similares a los obtenidos con los datos originales (ver tabla 1). Los resultados indican que hay un factor no estacionario común a los tipos a corto plazo, entre 1 día y 1 año aproximadamente, y tendencias adicionales en los plazos superiores al año.

3.2 Modelos trivariantes de corrección de error

Los resultados obtenidos en la sección anterior indican que en el tramo de la curva de tipos que se extiende desde 1 año hasta 30 años, hay al menos dos factores comunes no estacionarios. Determinar de forma más precisa cuántas tendencias independientes hay en este tramo, es el objetivo del trabajo realizado en esta sección.

Para tal propósito, hemos estimado tres modelos de corrección de error trivariantes incluyendo los tipos de interés a plazos de 3, 10 y 30 años el primero de ellos, 5, 10 y 30 años el segundo, y los tipos a plazos de 1, 3 y 10 años el tercero.

Como en la sección anterior, los modelos trivariantes presentan ciertos problemas de especificación, véase tabla 3(a). El análisis descriptivo de los residuos refleja que los coeficientes de asimetría y apuntamiento son superiores a los que cabría esperar en variables con distribución Normal. Como consecuencia, la hipótesis de normalidad es rechazada en todos los casos.

No obstante, la especificación de estos modelos mejora considerablemente cuando estos son estimados a partir del componente estocástico de los tipos de interés, es decir cuando se ha descontado de ellos el efecto de ciertos componentes deterministas (tabla 3(b)). En estos modelos el grado de asimetría de la distribución de los residuos y el peso de las colas en la distribución es muy semejante al que presenta una distribución Normal.

En la tabla 4 presentamos los estadísticos traza y de máximo autovalor estimados para contrastar el número de relaciones de cointegración. En todos los modelos estimados, tanto con datos intervenidos y sin intervenir, encontramos una relación de cointegración, lo que significa, que para cada trío de tipos de interés considerados hay dos tendencias comunes.

Los resultados obtenidos en el análisis de cointegración indican que el comportamiento de los tipos de interés a 3, 10 y 30 años, puede expresarse como una combinación lineal de dos factores no estacionarios y un factor estacionario. Lo mismo se puede decir del vector de tipos de interés a 5, 10 y 30 años y del vector de tipos a 1, 3 y 10 años.

De estos resultados se deduce que en el conjunto de tipos de interés a plazos de 1, 3, 5, 10 y 30 años hay tres relaciones de cointegración y por tanto dos tendencias comunes. Ello significa que, el número mínimo de variables necesarias para explicar la dinámica de desplazamiento a largo plazo de la ETTI en tramo su medio y largo es igual a dos.

Si los tipos a plazos de 1, 3, 5, 10 y 30 años, pueden expresarse como una combinación lineal de dos factores no estacionarios y un factor estacionario, y teniendo en cuenta que los tipos a plazos entre 1 día y 12 meses presentan una tendencia común, entonces, el sistema formado por los tipos de interés a plazos de 1 día, 1 mes, 3, 6, y 9 meses, 1, 3, 5, 10 y 30 años, puede expresarse como una combinación lineal de dos factores comunes no estacionarios y un factor estacionario. Ello significa que una de las tendencias que guía el comportamiento de los tipos de interés a medio y largo plazo puede ser identificada con la tendencia que guía el comportamiento de los tipos a corto plazo.

Con el objetivo de ofrecer evidencia adicional sobre esta cuestión, hemos estimado adicionalmente dos modelos de corrección de error trivariantes incluyendo como variables endógenas dos tipos de interés a medio y largo plazo y el tipo a 1 día como representativo de un tipo a corto plazo.

Los plazos utilizados para la estimación de estos modelos son: 1 día, 3 y 30 años el primero de ellos, y los tipos a 1 día, 10 y 30 años el segundo.

Si la tendencia del tipo de interés a 1 día es independiente de las tendencias que guían los tipos a largo plazo, entonces en el sistema formado por los tipos de interés a 1 día, 3 y 30 años debe haber cero relaciones de cointegración y tres tendencias independientes. Sin embargo, si una de las tendencias que guían los tipos a largo plazo es común con la tendencia de los tipos

a corto, entonces en el sistema formado por los tipos a 1 día, 3 y 30 años debe haber una relación de cointegración.

Los estadísticos traza y de máximo autovalor, presentados en la tabla 4 indican que en ambos modelos hay una relación de cointegración, lo que implica por tanto que hay dos factores comunes no estacionarios en toda la ETTI.

Los resultados obtenidos mediante técnicas de cointegración indican que se necesita dos variables para caracterizar la dinámica de desplazamiento a largo plazo de todo el espectro de tipos en la Estructura Temporal, y sólo una variable para caracterizar la dinámica a largo plazo de los tipos de interés en el tramo corto de la curva.

4. Naturaleza monetaria de los tipos a corto plazo

En esta sección estamos interesados en determinar la naturaleza del componente no estacionario que guía el comportamiento de los tipos a corto plazo.

El análisis de los tipos de interés presentado en la sección 2, sugiere que detrás de los continuados descensos que experimentó la ETTI en el período analizado en este trabajo, está la política monetaria. Concretamente en dicho período el Banco de España recortó el tipo de la subasta de Cebes en 400 puntos básicos desde el 9,25% hasta el 5,25%, una cuantía similar a los descensos producidos en el tramo corto de la curva de tipos en dicho período.

Para ver la similitud de la tendencia mostrada por los tipos de interés de la deuda pública y el tipo de interés de la subasta de Cebes, hemos realizado algunos gráficos que presentamos en la ilustración I. Como cabría esperar la tendencia mostrada por el tipo de la subasta de cebes y los tipos cupón cero de la deuda pública es muy similar.

Para comprobar que el componente no estacionario de los tipos a corto plazo puede ser identificado con la política monetaria hemos estimado diversos modelos de corrección de error bivariantes con distintos pares de tipos de interés: (cebes, 1mes) (cebes, 3 meses) (cebes, 6 meses) (cebes, 9 meses) y (cebes, 1 año). En la tabla 5 presentamos los estadísticos traza y de máximo autovalor para contrastar el número de relaciones de cointegración presentes en los seis pares de tipos de interés analizados.

En todos los modelos estimados, los estadísticos traza y de máximo autovalor indican que hay una relación de cointegración, y además que el vector de cointegración es (1, -1). Estos resultados son interesantes por cuanto que ponen de manifiesto que los tipos de interés en el mercado de deuda pública entre 1 día y 12 meses vienen determinados por la política monetaria. Los resultados encontrados para el mercado español son similares a los encontrados por Martín y Treadway(1997) para el mercado de deuda de Estados Unidos.

5. Factores Comunes Estacionarios

En esta sección estamos interesados en determinar cuántas variables son necesarias para caracterizar la dinámica de desplazamiento a corto plazo de la Estructura Temporal de Tipos de Interés. Para ello hemos analizado cuántos factores comunes estacionarios hay en la curva de tipos.

Para dicho estudio hemos aplicado técnicas de componentes principales sobre el componente transitorio de los tipos de interés.

El estudio se ha realizado sobre dos vectores distintos de tipos de interés. Un primer vector sólo incluye tipos de interés a corto plazo: 1 mes, 3 meses, 6 meses, 9 meses y 1 año. El segundo vector considerado incluye tipos a corto, medio y largo plazo: 1 mes, 3, 6, 9 y 12 meses, 3, 5, 10 y 30 años. A continuación presentamos los resultados obtenidos en cada uno de los vectores analizados.

5.1 Relaciones entre los componentes transitorios de los tipos a corto plazo.

En esta sección estamos interesados en determinar cuántos factores comunes estacionarios hay en el tramo corto de la ETTI, desde 1 día hasta 1 año. Para dicho estudio hemos calculado el componente transitorio de los tipos de interés como la diferencia entre los niveles de los tipos a corto plazo y el tipo de la subasta de Cebes. Si hay una relación de cointegración entre los tipos a corto y el tipo de la subasta de Cebes, y el vector de cointegración es (1, -1) entonces los diferenciales calculados deben ser estacionarios. Para comprobar que efectivamente los diferenciales son estacionarios hemos contrastado la presencia de una raíz unitaria mediante los test de Dickey y Fuller. En todos los casos los resultados de los tests proporcionan evidencia en contra de la hipótesis nula de raíz unitaria frente a la alternativa de que los diferenciales son estacionarios.

En la ilustración II presentamos gráficamente la relación mantenida entre los componentes transitorios de los tipos de interés.

En estos gráficos se observa que los componentes transitorios de los tipos de interés a 1 día, 1 mes y 3 meses mantienen entre sí una estrecha relación y algo menor con el componente transitorio del tipo a 6 meses. Lo mismo se observa entre los componentes transitorios de los tipos a 6, 9 meses y 1 año. Sin embargo entre los componentes transitorios de los tipos a 1 día, 1 y 3 meses y los tipos a 9 meses y 1 año no se observa ninguna relación. Ello pone de manifiesto que hay dos tramos claramente diferenciados en el tramo corto de la ETTI, lo que sugiere la presencia de dos factores estacionarios en este tramo.

Para determinar cuantitativamente cuántos factores comunes estacionarios hay en este tramo hemos aplicado componentes principales. El análisis de componentes principales permite representar la información contenida en una matriz de orden $n \times k$ como una combinación lineal de k variables incorrelacionadas que se denominan *componentes principales* de los datos. Este tipo de técnicas, permite además determinar que proporción de la varianza total de

la matriz cuya información se quiere resumir, puede ser explicada por cada componente.

La varianza del primer componente principal es el máximo autovalor asociado a la matriz de varianzas y covarianzas muestral de los datos. La varianza del segundo componente principal es el segundo autovalor de mayor tamaño de la matriz de varianzas y covarianzas muestral de los datos. La varianza del tercer componente principal es el tercer autovalor de mayor tamaño de la matriz de varianzas y covarianzas muestral de los datos, y así sucesivamente.

De ello se deriva que la proporción de varianza total explicada por el componente principal i -ésimo viene dada por:

$$p_i = \frac{\lambda_i}{\sum_{j=1}^k \lambda_j}$$

donde λ_i es el autovalor i -ésimo de la matriz de varianzas y covarianzas de los datos, y $\sum_{j=1}^k \lambda_j$ es la varianza total de la matriz de datos.

En la tabla 6 presentamos los autovalores de la matriz de varianzas y covarianzas muestral de los componentes transitorios de los tipos de interés.

[insertar tabla 6]

Los dos primeros componentes principales explican conjuntamente el 99,3% de la varianza total. El primero de ellos explica el 72,30% y el segundo el 26,98%.

Los resultados obtenidos mediante técnicas de componentes principales corroboran los obtenidos en el análisis gráfico y ponen de manifiesto que hay dos factores comunes estacionarios en el tramo corto de la ETTI. Con respecto a la cuestión que nos preocupa, los resultados indican que para explicar adecuadamente el comportamiento de los tipos de interés a plazos de entre 1 día y 1 año aproximadamente, en horizontes de corto y medio plazo, se necesitan dos variables.

5.2 Factores estacionarios comunes a toda la ETTI

Para determinar cuántos factores comunes estacionarios hay en toda la curva de tipos, utilizamos como proxy del componente transitorio de los tipos de interés sus variaciones diarias. Para este estudio aplicamos componentes principales sobre el vector de cambios en los tipos a plazos de 1 día, 1 mes, 3, 6 y 9 meses, 1, 3, 5, 10 y 30 años.

Los dos primeros componentes principales explican conjuntamente el 87,49% de la variabilidad de los cambios diarios en la curva, y los tres primeros componentes explican algo más del 95% de la variabilidad total.

Estos resultados son muy similares a los obtenidos en otros mercados de renta fija por Alexander(2000), Litterman y Scheinkman(1991) y Navarro y Nave(1995) para el mercado de deuda español.

A continuación, con el objetivo de establecer algún tipo de paralelismo entre los resultados obtenidos en este trabajo y los obtenidos en la literatura hemos analizado el tipo de cambio que los tres primeros componentes principales imprimen sobre la Estructura Temporal de Tipos de Interés.

En la tabla 7 presentamos los coeficientes que determinan el efecto que los tres primeros componentes principales tienen sobre las variaciones diarias de la ETTI en los plazos considerados. Como puede observarse, los coeficientes que determinan el efecto que cambios en el primer componente principal tienen sobre la Estructura Temporal de Tipos de Interés, son todos positivos y de tamaño similar, lo que sugiere que este primer componente es responsable de cambios paralelos de la Estructura Temporal de Tipos de Interés.

En segundo lugar, se puede observar que los coeficientes que determinan el efecto que cambios en el segundo componente principal tienen sobre la ETTI, son de signo positivo en los tipos a largo plazo y negativos en los tipos a corto. Ello sugiere que este segundo componente es responsable de cambios de pendiente en la ETTI.

Por último, los coeficientes que determinan el efecto que cambios en el tercer componente principal tienen sobre las variaciones diarias de la ETTI son de signo positivo en los tipos a más corto y largo plazo, y negativos en los tipos a plazos intermedios, lo que sugiere que este tercer componente es responsable de cambios de curvatura de la ETTI.

La interpretación de los tres primeros componentes es similar a la presentada en la literatura. Al primer componente se le ha denominado “*componente de nivel*”, al segundo componente “*componente de pendiente*”, y al tercer componente “*componente de curvatura*”.

Los resultados obtenidos en el análisis de componentes principales ponen de manifiesto que se necesita un mínimo de tres variables para caracterizar la dinámica de desplazamiento a corto plazo de la ETTI, y dos variables para explicar los el comportamiento de los tipos en el tramo corto de la curva de tipos.

6. Implicaciones de los resultados en el área de Economía Financiera

Determinar cuántas variables son necesarias para caracterizar la dinámica de los tipos, es una cuestión interesante, tanto para gestión del riesgo de activos de renta fija, como para el desarrollo de estrategias de inmunización.

Para motivar porque reducir la dimensión de la ETTI es una cuestión de especial interés en el área de economía financiera, exponemos a continuación un ejemplo muy sencillo donde se hace evidente la necesidad de reducir el continuo de tipos en la Estructura Temporal a un número más pequeño de variables.

Supongamos que un inversor con un horizonte de planificación de (n) días, adquiere en el momento (t) un bono j con un plazo residual de amortización de (m) días, a un precio $P_t^j(m)$. Este título promete la siguiente secuencia de pagos: $c_{t_1}N, c_{t_2}N, c_{t_3}N, \dots, (c_{t_k} + 1)N$, donde: k representa el número de pagos en concepto de cupones que genera el título, t_i para $i=1, \dots, k$, representan las fechas de pago de los cupones, t_k representa la fecha de amortización del bono j , c es el cupón pagado por dicho título y N es el valor nominal del título.

El inversor está interesado en conocer cuál será el rendimiento asociado al mantenimiento de dicho título. Para ello debe formular una previsión sobre cuál será la valoración que realizará el mercado del título de que dispone al final del horizonte de planificación, cuando haga efectiva su venta.

$$E_t(r) = \frac{E_t(P_{t+n}^j(m-n)) - P_t^j(m)}{P_t^j(m)} \quad (6)$$

donde: $E_t(r)$, representa el rendimiento esperado asociado al mantenimiento de ese activo durante n días y $E_t P_{t+n}^j(m-n)$, representa el precio esperado de ese activo al final del horizonte de planificación.

El precio del bono j en $t+n$ dependerá del siguiente vector de tipos de interés: $r_{t+n}(t_1 - (t+n)), r_{t+n}(t_2 - (t+n)), r_{t+n}(t_3 - (t+n)) \dots, r_{t+n}(t_k - (t+n))$. Esto significa, que para anticipar el precio de mercado del bono j en $t+n$, el inversor deberá formular expectativas sobre ese vector de tipos de interés. Por ello, cuando el número de pagos pendientes es elevado, la estimación del rendimiento puede ser muy tediosa. Esta tarea se complica demasiado cuando consideramos una cartera de activos con distintos plazos de amortización y distintas fechas de pago de cupón.

Es por ello que en aras de la simplicidad, se ha supuesto en la literatura financiera tradicional que existe una muy estrecha relación entre el continuo de tipos de interés de la ETTI, de tal forma que es posible representar su estructura de variación utilizando un número reducido de variables. En base a estos supuestos se han desarrollado distintos modelos de factores de la ETTI a partir de los cuales se caracteriza, de acuerdo con la expresión (8), el comportamiento dinámico de los tipos de interés en función de un número reducido de factores, véase Elton, Gruber y Michaely(1990) y Navarro y Nave (1997) como algunos ejemplos de estos trabajos.

$$r_{t,i} = \alpha + \sum_{j=1}^k \beta_{i,j} f_t^j \quad (8)$$

Sobre la base de estos modelos, la estimación de los momentos asociados a la distribución del rendimiento de una cartera, (media y varianza), queda en función de un número reducido de variables, lo cual simplifica enormemente los cálculos, porque reduce la incertidumbre asociada al conjunto de tipos de interés a la incertidumbre asociada a una o dos variables, que son los supuestos habitualmente realizados.

En relación a estos modelos de factores, los cuales constituyen una herramienta útil para la gestión de carteras de inversión, los resultados obtenidos en este trabajo indican que de cara a la gestión de carteras con horizontes de planificación de largo plazo, podría ser adecuado considerar que son suficientes dos variables para representar la dinámica del continuo de tipos en la estructura temporal y una única variable para explicar el comportamiento de los tipos a corto plazo. Por otro lado, si el horizonte de planificación es de corto plazo, los resultados obtenidos en el estudio de factores comunes estacionarios indican que se necesitan tres variables para representar adecuadamente la dinámica del continuo de tipos en la ETTI, y dos variables para explicar el comportamiento de los tipos a corto plazo.

En el área de inmunización, los resultados obtenidos indican que el desarrollo de una estrategia de inmunización basada en una medida de duración que cubre únicamente frente a desplazamientos paralelos de la ETTI (la duración de Fisher y Weil) podría generar resultados poco satisfactorios. Concretamente estos resultados sugieren que podría ser adecuado utilizar medidas de duración bi-dimensional cuando el horizonte de inversión es de largo plazo, siendo necesario considerar tres variables, cuando la operación de cobertura se extiende sobre un horizonte de corto y medio plazo.

7. Conclusiones

En este trabajo se aborda el estudio de factores comunes en la ETTI de la deuda pública española. El estudio se ha realizado en una perspectiva de corto y largo plazo. Es decir, estamos interesados en determinar cuántas variables son necesarias para explicar los cambios en la ETTI tanto en horizontes de corto plazo como en horizontes de medio y largo plazo.

Para determinar cuántas variables son necesarias para caracterizar el comportamiento a largo plazo de la ETTI hemos analizado cuántos factores comunes no estacionarios hay en la curva de tipos, para lo cual hemos utilizado técnicas de cointegración.

Los resultados obtenidos en este primer análisis indican que hay un factor no estacionario común a los tipos a corto plazo, desde 1 día hasta 1 año aproximadamente, y dos factores no estacionarios comunes a toda la ETTI.

Posteriormente hemos analizado cuántos factores comunes estacionarios hay tanto, en toda la ETTI como en su tramo corto, desde 1 día hasta 1 año. Para

dicho estudio hemos aplicado componentes principales sobre el componente transitorio de los tipos de interés.

Los resultados obtenidos en este segundo análisis indican que hay tres factores comunes estacionarios en todo el espectro de tipos en la estructura temporal y dos factores en su tramo corto.

Los resultados obtenidos en este trabajo resultan interesantes por cuanto que ponen de manifiesto la necesidad de utilizar un número de variables distinto según estemos interesados en caracterizar la dinámica de desplazamiento de la ETTI en horizontes de corto o de largo plazo. Concretamente los resultados obtenidos apuntan a que se necesitan dos variables para caracterizar la dinámica de desplazamiento a largo plazo de todo el espectro de tipos en la estructura temporal, y tres variables para resumir su dinámica en horizontes de corto plazo.

Con respecto al tramo corto de la ETTI, es decir al comportamiento de los tipos entre 1 día y 1 año, los resultados obtenidos indican que se necesita una única variable para caracterizar su dinámica de desplazamiento de largo plazo y dos variables para resumir su dinámica en horizontes de corto plazo.

En el área de economía financiera los resultados obtenidos ponen de manifiesto que, de cara a la gestión de carteras con un horizonte de planificación de largo plazo, es suficiente considerar dos variables para explicar los cambios en toda la ETTI, y una única variable, para anticipar cambios en su tramo corto. Para carteras con un horizonte de planificación de corto plazo, los resultados sugieren que es necesario considerar tres variables para anticipar variaciones en toda la ETTI y dos variables para anticipar los cambios en su tramo corto. En el área de inmunización, los resultados obtenidos indican que el desarrollo de una estrategia de inmunización basada en una medida de duración que cubre únicamente frente a desplazamientos paralelos de la ETTI (la duración de Fisher y Weil) podría generar resultados poco satisfactorios. Concretamente estos resultados sugieren que podría ser adecuado utilizar medidas de duración bi-dimensional cuando el horizonte de inversión es de largo plazo, siendo necesario considerar tres variables, cuando la operación de cobertura se extiende sobre un horizonte de corto y medio plazo.

Apéndice I. Método de Máxima verosimilitud de Johansen

El método de Johansen comienza al expresar el proceso generador de datos de un vector de variables X_t definido en el espacio R^k como un vector autorregresivo en niveles sin restringir:

$$X_t = \mu + \Pi_1 X_{t-1} + \Pi_2 X_{t-2} + \Pi_3 X_{t-3} + \dots + \Pi_j X_{t-j} + \varepsilon_t \quad (1)$$

donde X_t es un vector ($k \times 1$) de variables $I(1)$, Π_i $1 \leq i \leq j$ es una matriz de coeficientes ($k \times k$), μ es un vector de constantes ($k \times 1$) y ε_t es un vector ruido blanco ($k \times 1$), con una matriz de varianzas y covarianzas Σ , de orden $k \times k$ no necesariamente diagonal.

El modelo (1) puede ser representado en términos de un modelo de corrección de error vectorial:

$$\Delta X_t = \mu + \Phi_1 \Delta X_{t-1} + \Phi_2 \Delta X_{t-2} + \Phi_3 \Delta X_{t-3} + \dots + \Phi_{t-j+1} \Delta X_{t-j+1} + \Phi_j X_{t-j} + \varepsilon_t \quad (2)$$

donde: $\Phi_i = -I + \Pi_1 + \Pi_2 + \dots + \Pi_i$, $1 \leq i \leq j$

En la representación (2) Φ_i , $i = 1, \dots, j-1$, contienen los coeficientes que determinan la dinámica a corto plazo, I es la matriz identidad y Φ_j es la matriz que contiene los coeficientes de largo plazo.

El método de estimación propuesto por Johansen se desarrolla bajo el supuesto de que la matriz Φ_j puede ser factorizada como el producto de dos matrices, $\alpha\beta^T$. La matriz β contiene en columnas las combinaciones lineales de las variables en X_t que generan altas correlaciones con las variables $I(0)$ del sistema en (2). La matriz α contiene los coeficientes que determinan la velocidad de ajuste de las variables del sistema ante desviaciones de las relaciones de largo plazo estimadas en β .

Contrastar el número de relaciones de cointegración en un conjunto de k variables es equivalente a contrastar el rango de la matriz Φ_j . La intuición es la siguiente: si X_t es un vector de variables $I(1)$, los $j-1$ primeros sumandos a la derecha de la constante en el modelo (2) son $I(0)$, es decir, estacionarios. Supuesto que ε_t es un vector ruido blanco, y por tanto estacionario, el término j -ésimo debe ser estacionario, $\Phi_j X_{t-j} \sim I(0)$. Cuando las variables del vector X_t son $I(1)$, solo hay dos casos particulares en que esto ocurre.

Un primer caso es cuando no hay ninguna combinación lineal del vector X_t que sea estacionaria, entonces la matriz α debe ser nula y por consiguiente el rango de Φ_j será igual a cero.

Un segundo caso ocurre cuando hay r combinaciones lineales independientes de X_t , que forman vectores estacionarios, entonces $(k-r)$ columnas en la matriz α deben ser nulas, consecuentemente, el rango de la matriz Φ_j será igual a r .

En este sentido, contrastar el número de relaciones de cointegración en el vector X_t , es equivalente a contrastar el rango de la matriz Φ_j . Si el rango es igual a cero entonces no hay ninguna relación de cointegración. Si el rango es igual a r , siendo $r < k$, entonces hay r relaciones de cointegración y $k-r$ tendencias comunes.

Stock y Watson (1988) demostraron que si hay r relaciones de cointegración en un conjunto de k variables, siendo $r < k$, entonces cada una de las variables del vector X_t puede expresarse como una combinación lineal de $(k-r)$ tendencias comunes o factores y un componente $I(0)$.

Johansen presenta un método de regresión de rango reducido para estimar por máxima verosimilitud las matrices α y β . Además, propone un test de razón de verosimilitudes para contrastar el rango de la matriz Φ_j o equivalentemente, el número de relaciones de cointegración.

Estadísticos traza y de Máximo autovalor:

Johansen propone dos tests de razón de verosimilitud para contrastar el orden de cointegración. El primero de ellos contrasta la hipótesis nula, de que hay como máximo r vectores de cointegración, frente a la alternativa de que hay mas de r vectores de cointegración.

Contrastar que hay r vectores de cointegración es contrastar que hay r autovalores no nulos y el resto igual a cero. El estadístico utilizado para este contraste se conoce como estadístico traza:

$$LR_{Traza} = -2 \log \left(\frac{f(\cdot)^{restringida}}{f(\cdot)^{sin restringir}} \right)$$

$$LR_{traza} = -2 \log \left(\frac{\left(\prod_{i=1}^r (1 - \lambda_i) \right)^{-T/2}}{\left(\prod_{i=1}^k (1 - \lambda_i) \right)^{-T/2}} \right) = -2 \log \left(\prod_{i=r+1}^k (1 - \lambda_i) \right)^{T/2}$$

$$LR_{Traza} = -T \sum_{i=r+1}^k \log(1 - \lambda_i)$$

Otro de los estadísticos propuestos por Johansen para contrastar el número de relaciones de cointegración es el estadístico de máximo autovalor, que contrasta la hipótesis nula de que hay r relaciones de cointegración, frente a la alternativa de que hay $r+1$ vectores de cointegración.

$$LR_{\text{Máximo autovalor}} = -2 \log \frac{\left(\prod_{i=1}^r (1 - \lambda_i) \right)^{-T/2}}{\left(\prod_{i=1}^{r+1} (1 - \lambda_i) \right)^{-T/2}} = -2 \log (1 - \lambda_{r+1})^{T/2}$$

$$LR_{\text{Máximo autovalor}} = -T \log (1 - \lambda_{r+1})$$

Referencias

- [1]. Alexander, C., 2000. A primer on the orthogonal GARCH model. Manuscript ISMA Centre, The Business School for Financial Markets, University of Reading, UK.
- [2]. Domínguez, E. y Novales, A., 2000. Testing the expectations hypothesis in eurodeposits. *Journal of International Money and Finance*, 19, pp. 713-736.
- [3]. Elton, E.J., Gruber, M. J. y Michaely, R., 1990. The structure of spot rates and immunization. *Journal of Finance*, 45, pp. 629-642.
- [4]. Fisher, L. y Weil, R. L., 1971. Coping with risk of interest rate fluctuations: returns to bondholders from naive and optimal strategies. *Journal of Business*, 4, pp. 408-431.
- [5] Hall, A.D., Anderson, H.M., y Granger, C. W.J., 1992. A cointegration analysis of treasury bill yields. *The Review of Economics and Statistics*, 74, pp. 117-126.
- [6] Johansen, S., 1991(a). Estimations and hypothesis testing of cointegration vector in gaussian vector autorregressive models. *Econometrica*, 56, pp. 1551-1580.
- [7]. Litterman, R. y Scheinkman, J., 1991. "Common factor affecting bond returns". *Journal of Fixed Income*, 1, pp. 54-61.
- [8]. Matín, R. y Treadway, A., 1997. The Fed controls only one of the two interest rate in US economy. Documento de trabajo del departamento de Fundamentos del Análisis Económico II de la UCM. Octubre, 1997.
- [9]. Navarro, E. y Nave, J. M., 1995. Análisis de los factores de riesgo en el mercado español de deuda pública. *Cuadernos Aragoneses de Economía*, 5, pp. 331-341.
- [10]. Navarro, E. y Nave, J.M., 1997. Modelo de duración bifactorial para la gestión del riesgo del tipo de interés. *Investigaciones Económicas*, 21, pp. 55-74.
- [11]. Nelson, C.R. y Siegel, A.F., 1987. Parsimonious modeling of yield curves. *Journal of Business*, 60, pp. 473-489.
- [12]. Rico, P., 1995. Análisis de cointegración en la estructura temporal de tipos de interés de la deuda pública. Instituto Valenciano de Investigaciones Económicas.
- [13] Stock, J.H., y Watson, M.W., 1988. Testing for common trends. *Journal of The American Statistical Association*, 83, pp. 1097-1107.
- [14] Zhang, H., 1993. Treasury yield curves and cointegration. *Applied Economics*, 25, pp. 361-367.

Tablas

Tabla 1 Contrastes de cointegración

	$H_0: r \ k-r$		i	Datos sin intervenir		Datos intervenidos		Valores críticos al 10%	
				$-\text{Tln}(1-\lambda_i)$	$-\text{T}\Sigma(1-\lambda_i)$	$-\text{Tln}(1-\lambda_i)$	$-\text{T}\Sigma(1-\lambda_i)$	L-max (10)	L-traza (10)
1 día, 1 mes	0	2	1	20,59	21,86	22,68	24,05	10,60	13,31
	1	1	2	1,27	1,27	1,37	1,37	2,71	2,71
1 mes, 3 meses	0	2	1	19,50	21,10	22,52	24,13	10,60	13,31
	1	1	2	1,60	1,60	1,60	1,60	2,71	2,71
3 meses, 6 meses	0	2	1	17,63	19,72	15,98	18,20	10,60	13,31
	1	1	2	2,09	2,09	2,22	2,22	2,71	2,71
6 meses, 9 meses	0	2	1	15,06	17,62	15,63	17,67	10,60	13,31
	1	1	2	2,56	2,56	2,04	2,04	2,71	2,71
9 meses, 1 año	0	2	1	12,09	14,99	11,24	13,96	10,60	13,31
	1	1	2	2,89	2,89	2,72	2,72	2,71	2,71
1 año, 3 años	0	2	1	6,17	8,13	6,26	8,38	10,60	13,31
	1	1	2	1,96	1,96	2,12	2,12	2,71	2,71
3 años, 5 años	0	2	1	7,22	8,64	7,30	7,59	10,60	13,31
	1	1	2	1,42	1,42	0,30	0,30	2,71	2,71
5 años, 10 años	0	2	1	10,39	11,09	11,01	12,00	10,60	13,31
	1	1	2	0,70	0,70	0,99	0,99	2,71	2,71
10 años, 30 años	0	2	1	15,07	15,65	9,28	9,80	10,60	13,31
	1	1	2	0,58	0,58	0,52	0,52	2,71	2,71

Nota: En la primera columna, la letra r denota el número de relaciones de cointegración, y $k-r$ es el número de tendencias comunes, siendo k el número de variables. Los estadísticos LR_{\max} y LR_{traza} para contrastar el número de relaciones de cointegración son respectivamente: $-\text{Tln}(1-\lambda_i)$ y $-\text{T}\Sigma(1-\lambda_i)$, ver apéndice I.

Tabla 2(a) Residuos de los modelos bivariantes. Estadísticos Descriptivos.

Residuos	Media	Desviación Típica	Asimetría	Curtosis	Ljung Box Q(5)*	Normalidad
- 1 día	0,00	0,13	0,72	9,36	0,73 (0,98)	220
- 1 mes	0,00	0,11	0,62	8,98	0,71(0,98)	221
- 1 mes	0,00	0,11	0,62	9,04	0,67(0,98)	224
- 3 meses	0,00	0,08	0,47	9,39	0,88(0,97)	274
- 3 meses	0,00	0,08	0,50	9,43	0,74(0,98)	273
- 6 meses	0,00	0,05	0,58	13,35	1,87(0,87)	507
- 6 meses	0,00	0,05	0,60	13,43	1,71(0,89)	504
- 9 meses	0,00	0,04	0,76	13,88	1,88(0,87)	485
- 9 meses	0,00	0,04	0,75	13,79	1,79(0,88)	483
- 1 año	0,00	0,04	0,50	9,41	0,34(0,99)	270
- 1 año	0,00	0,04	0,42	9,31	0,23(1,00)	278
- 3 años	0,00	0,06	0,28	4,12	0,33(0,99)	21
- 3 años	0,00	0,06	0,28	4,17	0,03(1,00)	23
- 5 años	0,00	0,07	0,36	4,03	0,91(0,97)	19
- 5 años	0,00	0,07	0,34	3,95	0,73(0,98)	17
- 10 años	0,00	0,07	0,29	3,97	3,25(0,66)	17
- 10 años	0,00	0,07	0,28	3,97	3,19(0,67)	17
- 30 años	0,00	0,07	0,23	4,61	3,92(0,56)	40

(*) Entre paréntesis se recoge el p -valor asociado a los estadísticos calculados.

Nota: para el contraste de Normalidad se ha utilizado el estadístico Jarque-Bera. Para muestras grandes, este estadístico se distribuye con una chi-cuadrado con dos grados de libertad. Los niveles críticos son 6,63, 5,99 y 4,61 para un nivel de significación del 1%, 5% y 10% respectivamente.

Tabla 2(b) Residuos de los modelos bivariantes. Estadísticos Descriptivos.

Residuos	Media	Desviación Típica	Asimetría	Curtosis	Ljung Box Q(5)*	Normalidad
- 1 día	-0,00	0,10	-0,05	3,17	4,93(0,42)	1,3
- 1 mes	-0,00	0,09	-0,07	3,19	5,09(0,41)	1,6
- 1 mes	0,00	0,08	-0,07	3,18	5,32(0,38)	1,5
- 3 meses	0,00	0,06	-0,08	3,27	5,36(0,37)	2,4
- 3 meses	0,00	0,06	-0,08	3,29	5,20(0,39)	2,9
- 6 meses	0,00	0,06	-0,25	4,44	3,31(0,65)	32,4
- 6 meses	-0,00	0,04	-0,26	4,42	2,71(0,76)	31,7
- 9 meses	0,00	0,04	-0,38	4,66	0,38(0,99)	37,6
- 9 meses	0,00	0,04	-0,36	4,71	0,26(1,00)	39,69
- 1 año	-0,00	0,04	-0,29	4,54	0,89(0,97)	35,24
- 1 año	0,00	0,04	-0,33	39,81	0,91(0,97)	39,8
- 3 años	-0,00	0,06	0,04	0,30	2,16(0,83)	0,30
- 3 años	-0,00	0,06	0,05	3,08	0,31(0,99)	0,62
- 5 años	-0,00	0,06	0,18	3,21	1,22(0,94)	3,63
- 5 años	-0,00	0,06	0,16	3,23	1,23(0,94)	3,12
- 10 años	0,00	0,06	0,25	3,14	4,57(0,47)	5,21
- 10 años	-0,00	0,06	0,24	3,16	5,37(0,37)	5,2
- 30 años	0,00	0,06	0,14	3,11	2,18(0,82)	2,0

(*) Entre paréntesis se recoge el p -valor asociado a los estadísticos calculados.

Nota: para el contraste de Normalidad se ha utilizado el estadístico Jarque-Bera. Para muestras grandes, este estadístico se distribuye con una chi-cuadrado con dos grados de libertad. Los niveles críticos son 6,63, 5,99 y 4,61 para un nivel de significación del 1%, 5% y 10% respectivamente.

Tabla 3(a) Residuos de los modelos trivariantes. Estadísticos descriptivos

Residuos	Media	Desviación Típica	Asimetría	Curtosis	Ljung Box Q(5)*	Normalidad
- 3 años	0,00	0,06	0,28	4,12	0,06(1,00)	22
- 10 años	0,00	0,07	0,29	3,96	3,16(0,68)	17
- 30 años	0,00	0,07	0,20	4,55	3,45(0,63)	37
- 5 años	0,00	0,07	0,37	3,98	0,77(0,98)	18
- 10 años	0,00	0,07	0,30	3,95	3,23(0,67)	17
- 30 años	0,00	0,07	0,19	4,44	4,06(0,54)	33
- 1 años	0,00	0,04	0,41	9,33	0,14(1,00)	281
- 10 años	0,00	0,06	0,29	3,97	3,52(0,62)	18
- 30 años	-0,00	0,07	0,22	4,63	3,75(0,59)	40
- 1 día	0,00	0,13	0,70	9,54	0,28(0,99)	237
- 3 años	0,00	0,06	0,26	4,01	0,31(0,99)	19
- 10 años	0,00	0,07	0,07	3,90	3,47(0,63)	16
- 1 día	0,00	0,13	0,75	9,47	4,49(0,48)	220
- 3 años	0,00	0,06	0,24	4,00	0,05(1,00)	18
- 30 años	0,00	0,07	0,30	4,71	2,75(0,74)	41

(*) Entre paréntesis se recoge el p -valor asociado a los estadísticos calculados.

Nota: para el contraste de Normalidad se ha utilizado el estadístico Jarque-Bera. Para muestras grandes, este estadístico se distribuye con una chi-cuadrado con dos grados de libertad. Los niveles críticos son 6,63, 5,99 y 4,61 para un nivel de significación del 1%, 5% y 10% respectivamente

Tabla 3(b) Residuos de los modelos trivariantes. Estadísticos descriptivos

Residuos	Media	Desviación Típica	Asimetría	Curtosis	Ljung Box Q(5)*	Normalidad
- 3 años	0,00	0,06	0,03	3,10	0,10(1,00)	0,54
- 10 años	0,00	0,06	0,23	3,24	0,02(1,00)	4,97
- 30 años	-0,00	0,06	0,10	3,08	0,05(1,00)	1,08
- 5 años	0,00	0,06	0,12	3,23	0,08(1,00)	2,54
- 10 años	0,00	0,06	0,21	3,21	0,04(1,00)	4,20
- 30 años	0,00	0,06	0,08	3,13	0,01(1,00)	1,12
- 1 años	-0,00	0,04	-0,42	4,55	0,38(0,99)	33,99
- 10 años	-0,00	0,06	0,24	3,29	0,03(1,00)	5,76
- 30 años	0,00	0,06	0,13	3,16	0,06(1,00)	2,10
- 1 día	-0,00	0,10	-0,12	3,16	0,04(1,00)	1,90
- 3 años	0,00	0,06	-0,01	3,08	0,06(1,00)	0,42
- 10 años	-0,00	0,06	0,23	3,14	0,03(1,00)	4,60
- 1 día	-0,00	0,10	-0,13	3,14	0,08(1,00)	1,86
- 3 años	0,00	0,06	-0,04	3,07	0,06(1,00)	0,46
- 30 años	-0,00	0,06	0,09	3,03	0,07(1,00)	0,77

(*) Entre paréntesis se recoge el p -valor asociado a los estadísticos calculados.

Nota: para el contraste de Normalidad se ha utilizado el estadístico Jarque-Bera. Para muestras grandes, este estadístico se distribuye con una chi-cuadrado con dos grados de libertad. Los niveles críticos son 6,63, 5,99 y 4,61 para un nivel de significación del 1%, 5% y 10% respectivamente.

Tabla 4 Estadísticos para contrastar el número de relaciones de cointegración

	$H_0:$ $r \quad k-r$		I	Datos sin intervenir		Datos intervenidos		Valores críticos al 10%	
				$-\text{Tln}(1-\lambda_i)$	$-\text{T}\Sigma(1-\lambda_i)$	$-\text{Tln}(1-\lambda_i)$	$-\text{T}\Sigma(1-\lambda_i)$	LR_{\max}	LR_{traza}
3 años, 10 años, 30 años	2	3	1	21,23	28,60	31,79	41,44	13,39	26,70
	3	2	2	6,46	7,37	8,77	9,66	10,60	13,31
	4	1	3	0,90	0,90	0,89	0,89	2,71	2,71
5 años, 10 años, 30 años	2	3	1	28,54	37,51	31,85	43,72	13,39	26,70
	3	2	2	8,32	8,97	9,96	11,87	10,60	13,31
	4	1	3	0,65	0,65	1,92	1,92	2,71	2,71
1 año, 10 años, 30 años	0	3	1	18,83	25,33	19,87	27,79	13,39	26,70
	1	2	2	5,70	6,50	7,29	7,92	10,60	13,31
	2	0	3	0,80	0,80	0,63	0,63	2,71	2,71
1 día, 10 años, 10 años	2	3	1	20,26	27,55	21,80	30,47	13,39	26,70
	3	2	2	6,21	7,29	8,09	8,67	10,60	13,31
	4	1	3	1,08	1,08	0,58	0,58	2,71	2,71
1 día, 3 años, 30 años	2	3	1	18,40	26,74	18,60	26,75	13,39	26,70
	3	2	2	7,35	8,34	7,32	8,15	10,60	13,31
	4	1	3	0,99	0,99	0,83	0,83	2,71	2,71

Nota: En la primera columna, la letra r denota el número de relaciones de cointegración, y $k-r$ es el número de tendencias comunes, siendo k el número de variables. Los estadísticos LR_{\max} y LR_{traza} para contrastar el número de relaciones de cointegración son respectivamente: $-\text{Tln}(1-\lambda_i)$ y $-\text{T}\Sigma(1-\lambda_i)$, ver apéndice I.

Tabla 5. Naturaleza monetaria de los tipos a corto plazo

					Valores críticos al 10%		
	H0:r	r-p	i	$-\text{Tln}(1-\lambda_i)$	$-\text{T}\Sigma(1-\lambda_i)$	L-max (10)	L-traza (10)
Cebes, 1 día	2	2	1	16,95	17,00	10,60	13,31
	3	1	2	0,04	0,04	2,71	2,71
Cebes, 1 mes	5	2	1	16,39	16,42	10,60	13,31
	6	1	2	0,04	0,04	2,71	2,71
Cebes, 3 meses	5	2	1	16,11	16,18	10,60	13,31
	6	1	2	0,07	0,07	2,71	2,71
Cebes, 6 meses	5	2	1	17,74	18,29	10,60	13,31
	6	1	2	0,55	0,55	2,71	2,71
Cebes, 9 meses	5	2	1	18,11	19,47	10,60	13,31
	6	1	2	1,37	1,37	2,71	2,71
Cebes, 1 año	2	2	1	16,96	18,87	10,60	13,31
	3	1	2	1,91	1,91	2,71	2,71

Nota: En la primera columna, la letra r denota el número de relaciones de cointegración, y $k-r$ es el número de tendencias comunes, siendo k el número de variables. Los estadísticos LR_{max} y LR_{traza} para contrastar el número de relaciones de cointegración son respectivamente: $-\text{Tln}(1-\lambda_i)$ y $-\text{T}\Sigma(1-\lambda_i)$, ver apéndice I.

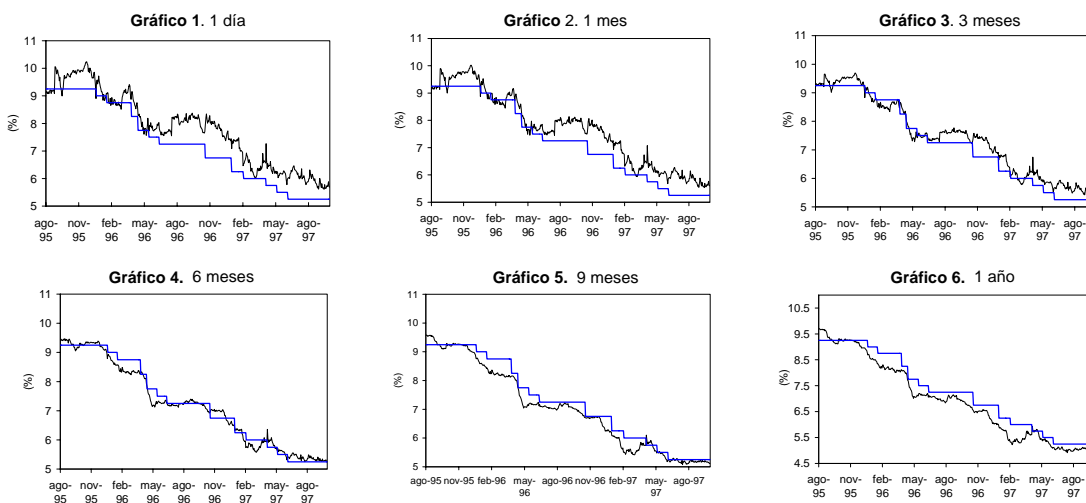
Tabla 6 Análisis de componentes principalesComponentes transitorios de los tipos

Autovalores	Varianza explicada	R ² acumulado (%)
4,34	72,33	72,33
1,62	26,98	99,30
0,04	0,70	100,00
0,00	0,00	100,00
0,00	0,00	100,00
0,00	0,00	100,00

Tabla 7 Factores de carga

	Componente	Componente	Componente
1 d.	3,17	-5,68	4,36
1 m.	2,89	-4,78	3,06
3 m.	2,42	-3,22	1,00
6 m.	1,97	-1,48	-0,93
9 m.	1,72	-0,27	-1,91
1 a.	1,61	0,56	-2,30
3 a.	1,99	2,11	-0,25
5 a.	2,22	2,07	1,19
10 a.	2,10	2,17	2,17
30 a.	1,89	2,32	3,10

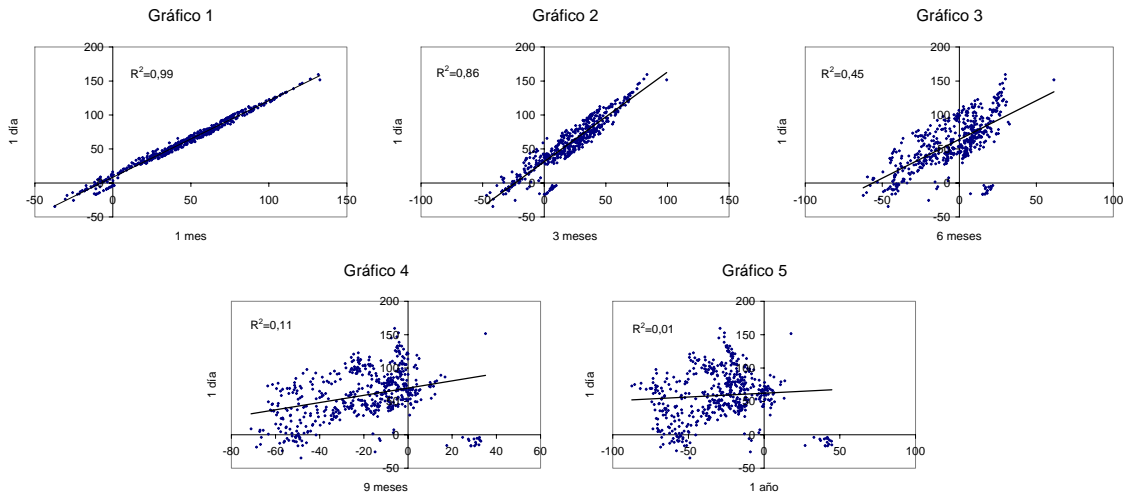
Ilustración I. Evolución de los tipos de interés y el tipo de la subasta de Cebes



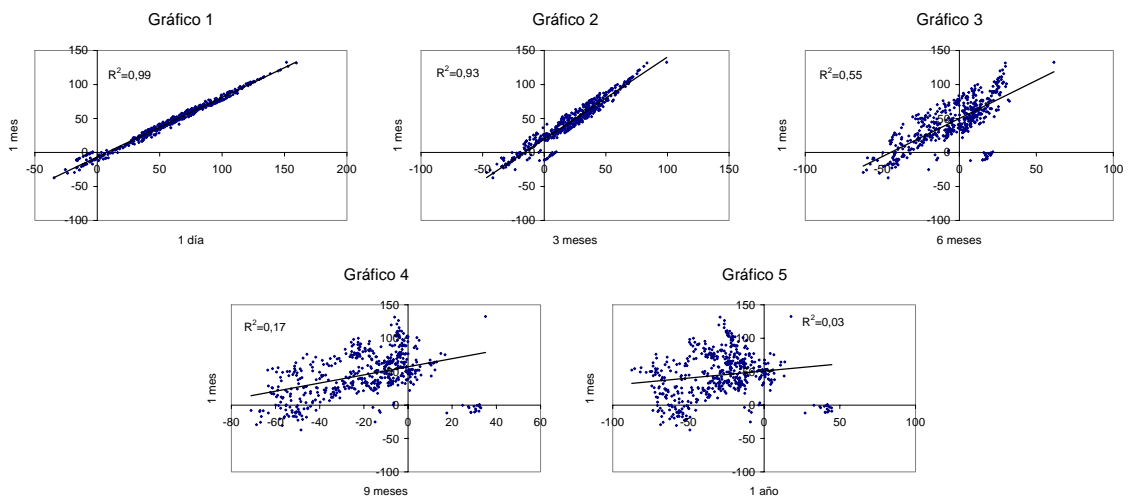
Nota: La línea continua que aparece en los gráficos presentados es el tipo de interés de la subasta de Cebes.

Ilustración II. Componentes transitorios de los tipos a corto plazo

Bloque 1.



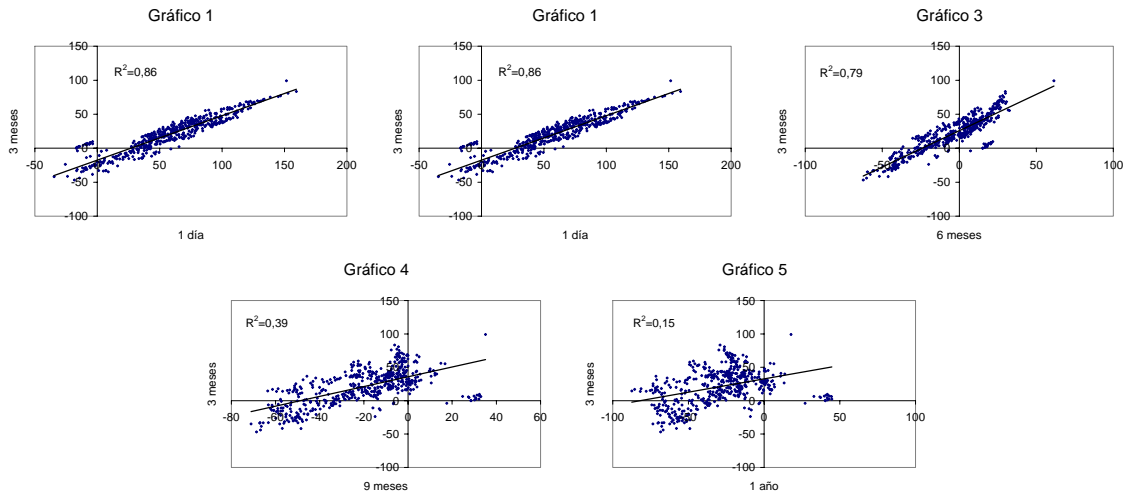
Bloque 2



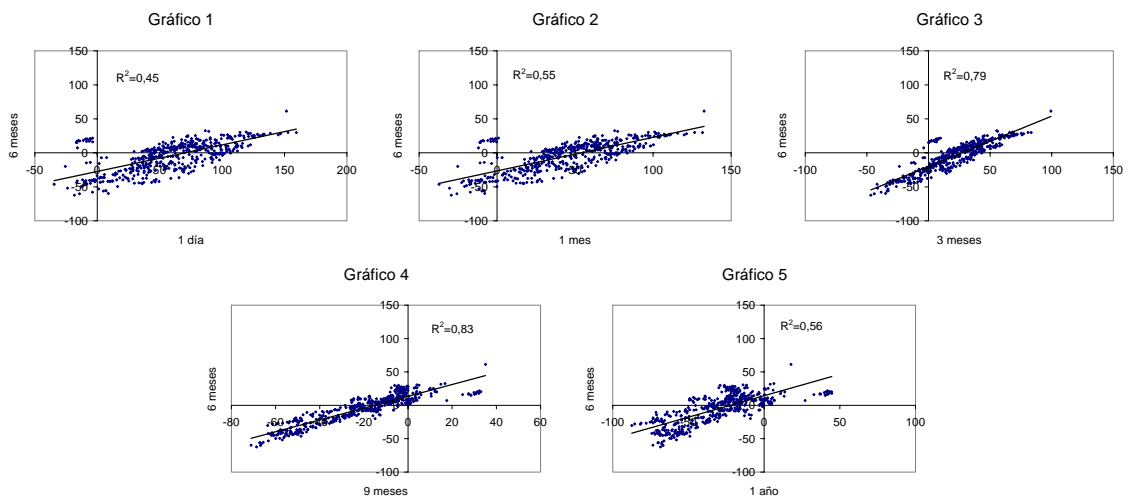
La línea continua es la recta de regresión.

Ilustración II. Componentes transitorios de los tipos a corto plazo

Bloque 3



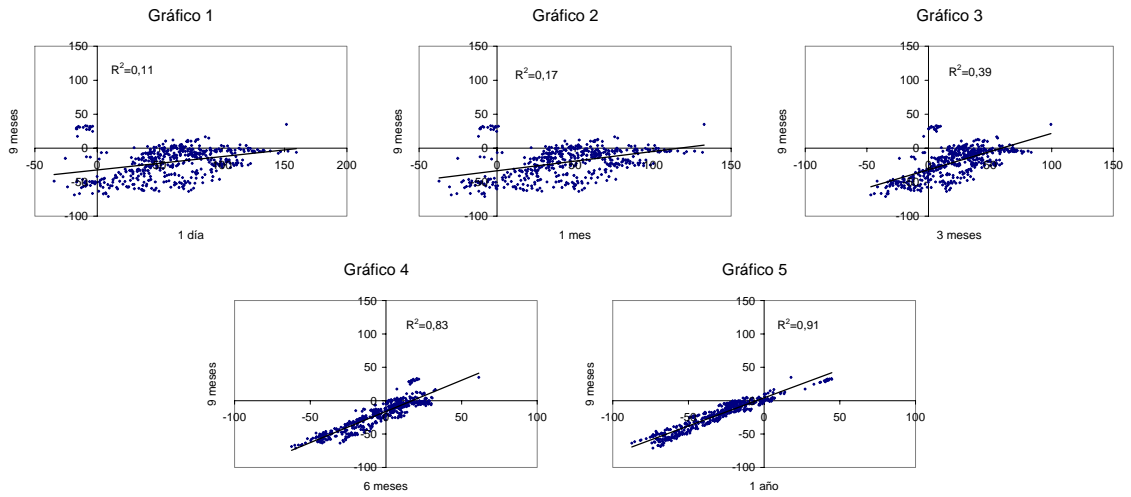
Bloque 4



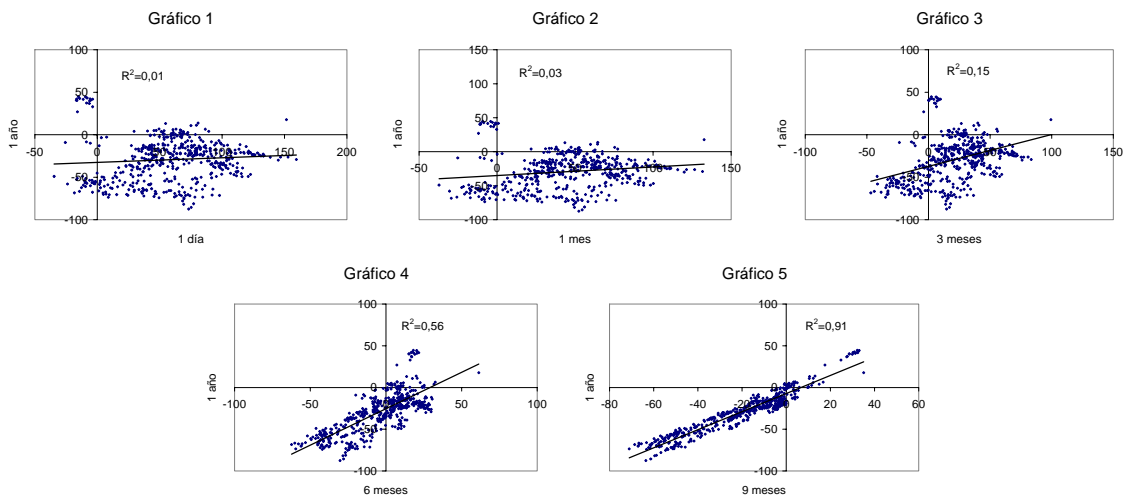
La línea continua es la recta de regresión.

Ilustración II. Componentes transitorios de los tipos a corto plazo

Bloque 5



Bloque 6



La línea continua es la recta de regresión.