

Universidade de Vigo
Departamento de Economía Aplicada

Documento de Trabajo
0306

**Un contraste alternativo de la hipótesis de las
expectativas en Swaps de tipos de interés**

Pilar Abad Romero

Documentos de Trabajo

Abril 2003

Departamento de Economía Aplicada
Universidade de Vigo
As Lagoas Marcosende S/N, 36310 –Vigo
Tfno: +34 986 812500 - Fax: +34 986 812401
E-mail: dep06@uvigo.es

UN CONTRASTE ALTERNATIVO DE LA HIPÓTESIS DE LAS EXPECTATIVAS EN *SWAPS* DE TIPOS DE INTERÉS

Pilar Abad Romero^{*}
Departamento de Economía Aplicada
Universidad de Vigo

RESUMEN: En este trabajo se contrasta la hipótesis de las expectativas (HE) sobre la estructura temporal (ETTI) obtenida con datos de *swaps* de tipos de interés (*IRS*) nominados en marco alemán, dólar USA y yen japonés. La evidencia aportada rechaza el cumplimiento de las implicaciones de la HE sobre las relaciones de equilibrio a largo plazo entre las rentabilidades de esta ETTI. Posteriormente, se propone un nuevo marco sobre el que contrastar la HE, distinguiendo entre las implicaciones sobre los componentes permanentes-comunes y sobre los transitorios-específicos de las rentabilidades que forman la ETTI. En este contexto, la evidencia presentada está a favor de la HE.

Palabras clave: *Swaps* de tipos de interés, estructura temporal, hipótesis de las expectativas.

Clasificación JEL: E43

^{*} Quiero agradecer muy especialmente los comentarios y sugerencias de A. Novales. También quiero agradecer las opiniones de L. Robles, así como la colaboración de A. Mencia y E. Pereira en la obtención de los datos utilizados.

1. Introducción

En el análisis de los mercados de renta fija, la hipótesis de las expectativas (HE) es una cuestión central, como queda avalado por la abundante literatura empírica y teórica que se ha ocupado de su estudio. Su importancia reside, entre otras razones, en el hecho de que permite a los agentes de los mercados interpretar la información de la estructura temporal de los tipos de interés (ETTI) que luego pueden emplear en el diseño de estrategias de inversión e inmunización, valoración de activos, evaluación del riesgo, predicción de tipos de interés futuros, etc. Por otra parte, conocer los determinantes de la ETTI permite comprender el impacto de la política monetaria en la economía, así como sus mecanismos de transmisión.

La contrastación empírica de la HE se ha abordado en la literatura desde diferentes enfoques que han ido evolucionando paralelamente a las nuevas técnicas disponibles. En los últimos años, a partir de los trabajos de Campbell y Shiller (1987, 1991) y Hall, Anderson y Granger (1992), se ha vislumbrado un giro hacia el estudio de las implicaciones de la HE en términos de relaciones de equilibrio a largo plazo entre las rentabilidades que forman la ETTI.

Las aportaciones de este trabajo van en dos direcciones: En primer lugar, esta literatura se ha ocupado casi exclusivamente del estudio empírico de la HE en la ETTI de mercados de renta fija. A pesar de que los agentes de los mercados extraen información de la ETTI de *swaps* de tipos de interés (*IRS*) de forma similar a la ETTI de los mercados tradicionales, no se ha documentado en ésta el cumplimiento de la HE. En este trabajo se aporta evidencia sobre el cumplimiento de la HE en los mercados de *swaps* en tres divisas: marco alemán, dólar USA y yen japonés.

En segundo lugar, si bien en una primera etapa se procede al análisis tradicional de las implicaciones de la HE sobre las relaciones de equilibrio a largo plazo entre las rentabilidades de la ETTI de *IRS*, en una segunda etapa se propone la contrastación de dicha hipótesis distinguiendo entre las implicaciones sobre la dinámica de largo plazo de las rentabilidades y las implicaciones sobre el corto plazo. Para ello, inicialmente se descompone cada rentabilidad de la ETTI en, por un lado los componentes permanentes o tendencias comunes a todas ellas, y por otro los componentes transitorios específicos de cada rentabilidad. De este modo, la evolución de cada rentabilidad está dirigida por un reducido número de tendencias, comunes a todas las rentabilidades, pero también presenta cierta dinámica a corto plazo, específica de cada plazo. Posteriormente se

procede a contrastar las implicaciones de la HE sobre ambos tipos de componentes de forma independiente.

Este artículo se organiza de la siguiente forma: en la sección 2 se aborda el estudio de la existencia de relaciones de cointegración entre las rentabilidades de las ETTIs de *IRS* y la contrastación sobre éstas de las implicaciones de la HE. En la sección 3 se describe el procedimiento propuesto para la descomposición de las rentabilidades de la ETTI y se analiza si existen las relaciones que establece la HE sobre los componentes permanentes y transitorios de las rentabilidades. El artículo termina mostrando las conclusiones alcanzadas. Por último, se incluye un apéndice de tablas y gráficos que ilustran la evidencia empírica presentada¹.

2. La ETTI de *IRS* como un sistema cointegrado

2.1. Implicaciones de la hipótesis de las expectativas

La HE establece que la rentabilidad de los tipos a largo plazo es un promedio de los tipos a corto plazo actuales y los tipos a corto futuros esperados más una prima por plazo constante. Esta relación puede expresarse en función del *spread* entre el tipo a largo plazo ($r_{t,n}$, n periodos) y a corto plazo ($r_{t,1}$, un periodo) de la siguiente forma:

$$r_{t,n} - r_{t,1} = E_t \left[\sum_{i=1}^{n-1} \frac{(n-i)}{n} \Delta r_{t+i,1} \right] + c^n \quad (1)$$

que muestra que dicho *spread* es la mejor predicción de los cambios en los tipos a corto durante la vida de los tipos a largo y donde c^n denota una posible prima por plazo o riesgo invariante en el tiempo.

A partir de la expresión (1) se deduce que, bajo la HE, si los tipos de interés a corto plazo son procesos integrados de orden uno (esto es, si los cambios en los tipos de interés son estacionarios), entonces el *spread* o diferencial respecto de cualquier tipo a largo plazo es también estacionario. Es decir, los tipos de interés $r_{t,n}$ y $r_{t,1}$ deben estar

¹ En todas las tablas y gráficos se indica el código ISO de la divisa en que están nominados los tipos a partir de los cuales se han realizado los cálculos.

cointegrados con vector de cointegración (1 -1). Una implicación directa de este resultado es que el diferencial entre dos tipos cualesquiera también será estacionario².

Por tanto, generalizando para un sistema de n tipos de interés a diferentes plazos, $r_{t,1}, r_{t,2}, \dots, r_{t,n}$, la HE implica que cada uno de ellos está cointegrado con el tipo a un periodo, es decir, existe una única tendencia común en el sistema. Equivalentemente, la matriz que define los *spreads* debe estar contenida en el espacio de cointegración, el cual tiene rango $n-1$ ³.

En este contexto, el proceso habitual para la contrastación de la HE comienza con la contrastación de la no estacionariedad de los tipos de interés y de la posible cointegración entre los mismos para, seguidamente, proceder a la estimación conjunta de su dinámica a corto plazo y de sus relaciones de equilibrio de largo plazo. Posteriormente, se contrasta si la matriz que define los *spread* pertenece al espacio de cointegración.

2.2. Los datos

En este trabajo se utilizan tipos cupón cero de la ETTI del mercado de *IRS* nominados en tres divisas: marco alemán, dólar USA y yen japonés. Dicha ETTI se estimó mediante el método recursivo o *bootstrapping* a partir de tipos cotizados en dos mercados: los tipos a corto plazo (de uno a doce meses) proceden del mercado interbancario (en el caso del dólar y el yen) y del euromercado (en el marco), mientras que los tipos a medio y largo plazo (de dos a diez años) son tipos de la rama fija de un *IRS* genérico. Los tipos cotizados en ambos mercados se obtuvieron de *DataStreamTM* y son la media de los tipos *bid* y *ask*. Los tipos *swap* son suministrados por *Dark Limited* de *Intercapital Brokers Limited*. Las ETTIs están formadas por trece vértices que se observan con frecuencia diaria desde el 1/4/1987, 3/4/1987 y 18/9/1989 para el marco, dólar y yen respectivamente hasta el 31/12/1998. En la figura 1 se muestran dichos tipos cupón cero estimados para los plazos de 1 mes y 5 y 10 años.

² El diferencial entre dos tipos puede expresarse como una combinación lineal de dos diferenciales con respecto al tipo a un periodo, y puesto que una combinación lineal de variables estacionarias es estacionaria, se deduce que cualquier diferencial debe ser estacionario [Hall, Anderson y Granger (1992)].

³ La existencia de las relaciones de cointegración descritas es condición necesaria, pero no suficiente, para el cumplimiento de la HE. De hecho, su existencia puede ser consistente con cualquier hipótesis sobre la ETTI que suponga tanto primas constantes en el tiempo como primas estacionarias no constantes.

2.3. Contraste de la hipótesis de las expectativas

Para confirmar el orden de integración de los tipos de la ETTI se emplearon los contrastes Dickey-Fuller Aumentado (ADF), Phillips-Perron (PP) y los contrastes ADF secuenciales (ADFS) propuestos por Peruga y Fernández (1999). Los estadísticos, que se presentan en la tabla 1, indican que todos los tipos de interés considerados son procesos integrados de orden uno. Adicionalmente, los contrastes ADFS no rechazan que los tipos en marcos son procesos integrados de orden uno con cambio en la tendencia, situándose el punto de corte estimado a comienzos de 1990 y, adicionalmente, en el tramo corto de la ETTI, se estima un segundo cambio en la tendencia en agosto de 1992. Ambos puntos de corte coinciden con la reunificación alemana y las crisis cambiarias del 92, respectivamente. Esta hipótesis de cambio en la tendencia se rechaza en el dólar y el yen.

Para el contraste del número de relaciones de cointegración, la identificación del espacio de cointegración y la inferencia sobre el mismo, se utiliza el procedimiento propuesto por Johansen (1988, 1991a). No obstante, puesto que la potencia del contraste de Johansen disminuye cuando el número de variables es elevado [Johansen (1991b)] y puesto que los tipos a partir de los cuales se generan las ETTIs proceden de dos mercados diferentes, se ha realizado el análisis sobre varios sistemas formados por subconjuntos de tipos de las ETTIs. En el siguiente cuadro se muestra la denominación que recibe cada uno de los vectores de tipos de la ETTI y el conjunto de tipos que se incluyen en los mismos:

Cuadro 1
Denominación de los sistemas de tipos de la ETTI

Sistema a corto (SC)	tipos a 1, 3, 6, y 12 meses
Sistema a medio (SM)	tipos a 2, 3, 4 y 5 años
Sistema a largo (SL)	tipos a 6, 7, 8 y 10 años
Sistema mixto (SMX)	tipos a 1, 3, 6 y 12 meses, y a 2, 5 y 10 años
Sistema global (SG)	tipos a 1, 3, 6 y 12 meses, y a 2, 3, 4, 5, 7 y 10 años

Como su propio nombre indica, los tres primeros sistemas, SC, SM y SL, son el resultado de la partición de la ETTI en tres tramos, según el plazo de los tipos. Además, hay que destacar el hecho de que el SC es especialmente relevante por provenir de un mismo mercado, que no es el de *swaps*. Este vector de tipos es idéntico en plazos al analizado en Gerlach y Smets (1997), Domínguez y Novales (2000) y Siklos y Wohar

(1996). También se ha considerado un sistema mixto, que incluye tipos de los tres sistemas anteriores y es análogo en plazos al analizado en Engsted y Tanggaard (1994). Finalmente, el SG incluye tipos de los tres sistemas anteriores y se caracteriza porque en los plazos superiores al año incluye todos los plazos cotizados en el mercado de IRS.

El contraste de rango reducido⁴ para la detección del número de relaciones de cointegración (estadísticos de la traza y del máximo autovalor), las raíces de la llamada *companion matrix* [Juselius (1995)] (ver tabla 2) y el análisis gráfico de la estacionariedad de las supuestas relaciones de cointegración indican que:

- (1) En el SC, ambos estadísticos (únicamente el estadístico del máximo autovalor en el caso del marco alemán) no rechazan la restricción de que el rango del espacio de cointegración no excede de 3, y rechaza claramente la hipótesis de que el rango no excede de 2. Por tanto, dicho sistema presenta una única tendencia común.
- (2) Se observan claros indicios de la existencia de dos vectores de cointegración en los SM y SMX de las tres divisas y, por consiguiente, dos tendencias comunes. En el SL en marcos el análisis también indica la presencia de dos tendencias comunes, mientras que en el dólar y el yen se observan tres. Así pues, la evidencia indica la presencia de más de una tendencia común, por lo que parece que hay determinantes muy diversos del comportamiento a largo plazo de estos tipos.
- (3) Por último, en el SG (10 rentabilidades) el análisis conjunto indica la existencia de tres tendencias comunes entre los tipos de la ETTI nominada en marcos y en yenes, mientras que el SG en dólares presenta dos tendencias comunes.

Por tanto, estos resultados apuntan en dos sentidos: (1) se da un comportamiento diferente en los tramos de la curva considerados, pues mientras que los tipos a más corto plazo poseen una única tendencia común, los vectores con tipos a medio y largo plazo muestran al menos dos tendencias comunes y (2) las diferencias parecen residir en el diferente mercado en el que cotizan los tipos según su plazo, mientras que es bastante homogénea para todas las divisas, si bien el dólar americano es la divisa que presenta

⁴ El número de retardos seleccionado para cada modelo VAR es aquel que elimina la autocorrelación en los residuos. Aun así, el rango de cointegración de todos los sistemas es, en general, robusto a la elección del número de retardos cuando éstos se determinan teniendo en cuenta otros criterios habituales.

más evidencia de cointegración. Así pues, sólo el tramo corto de la ETTI puede presentar primas por plazo estacionarias o constantes, como predice la HE.

Este resultado es análogo al presentado en Abad (2003) al analizar la evidencia a favor de la HE a través de la relación entre los tipos *forward* y los tipos de contado futuros en las mismas ETTIs. Además, la evidencia presentada para el SC no es contradictoria con la de otros autores. En particular, Domínguez y Novales (2000) y Siklos y Wohar (1996), analizando tipos mensuales de euromercado nominados, entre otros, en marco, dólar y yen para los mismos plazos que el SC y para los periodos 1978 a 1996 y 1975 a 1990, respectivamente, y Hall, Anderson y Granger (1992), que analizan mercados estadounidenses de renta fija también con plazos inferiores al año (aunque no coincidentes con los del SC), encuentran una única tendencia a largo plazo entre los mismos⁵.

Por otra parte, el rango de cointegración podría ser sensible a los cambios estructurales que se detectaron en los tipos de la ETTI nominada en marcos en 1990 y 1992. Para considerar tal posibilidad se han efectuado los contrastes de rango en las diferentes submuestras que generan ambos puntos de corte estimados (ver tabla 3). Mientras que en el SM y en el SL la evidencia empírica se muestra robusta respecto a las submuestras, el SC presenta claros indicios de cambio de comportamiento. En particular, el SC tiene una única tendencia común en el periodo desde febrero de 1990 a diciembre de 1998 y dos tendencias comunes en el periodo inmediatamente anterior. Por tanto, a partir de la unificación alemana se ha homogeneizado bastante el comportamiento de largo plazo de este vector de tipos.

Un aspecto crucial de la evidencia que hemos mostrado es que aquellos vectores de tipos de interés que incorporan tipos de la ETTI obtenidos a partir de cotizaciones de *swaps*, independientemente de la divisa, presentan un número de tendencias comunes superior a la unidad, lo cual indica cierta heterogeneidad en sus características de largo plazo que es función del mercado. Así, la evidencia de elevada cointegración interna en el tramo corto es común en la literatura, mientras que los resultados del tramo medio-largo parecen ser características del mercado de *IRS*, puesto que habitualmente en los mercados de renta fija se ha detectado una única tendencia común considerando

⁵ Siklos y Wohar (1996) encuentran una tendencia común para los tipos nominados en yenes únicamente en el periodo 1981 a 1990.

sistemas con tipos a largo plazo [véase, por ejemplo, Engsted y Tanggaard (1994) y Johnson (1994) que analizan tipos mensuales con plazos de hasta 10 años de mercados de renta fija estadounidenses –datos de McCulloch (1990)–, para el periodo 1951 a 1987, y Bradley y Lumpkin (1992) para la ETTI americana considerando plazos de hasta treinta años].

Aunque todo parece apuntar a que las diferencias residen en las características propias del mercado de *IRS*, los datos analizados presentan algunas otras diferencias respecto a los trabajos anteriormente señalados. En este sentido, se pueden destacar cuatro aspectos fundamentales: (a) se ha incrementado la frecuencia de observación de los datos a diaria, aunque la evidencia se muestra robusta a la frecuencia de los datos⁶, (b) los periodos estudiados por distintos autores no coinciden con los de este trabajo y (c), como se ha indicado, se trata de un mercado de un producto derivado y no de un mercado de contado.

Una de las posibles causas de las diferencias encontradas en el mercado de *IRS* respecto al de renta fija puede estar en la existencia de primas por plazo no estacionarias en este mercado. Los *IRS* cotizan en mercados no organizados y, por tanto, tienen menos liquidez. Además, al no existir una cámara de compensación para este activo, los riesgos de impago se incrementan de forma sustancial. Estas primas, además de compensar a los agentes por invertir a diferentes plazos, lo cual lleva asociado el denominado riesgo de mercado, también parecen incorporar compensaciones por el riesgo de fallido y de liquidez. En consecuencia, las primas por plazo podrían ser no estacionarias.

Finalmente, puesto que los contrastes indican que los SC nominados en las tres divisas presentan tres relaciones de cointegración, hemos procedido a contrastar la HE, esto es, si la matriz definida por los *spread* está contenida en el espacio de cointegración. Bajo la hipótesis de que el rango del espacio de cointegración es 3, el estadístico de razón de verosimilitudes rechaza que las relaciones de cointegración que definen los *spreads* pertenezcan al espacio de cointegración en los tres SC al 95%, pero

⁶ Los resultados son bastante robustos cuando se efectúa el análisis con observaciones mensuales, calculadas como la media de las observaciones diarias de cada mes (este ejercicio se ha efectuado, a modo de ejemplo, para el marco; los resultados no se presentan por motivos de espacio, pero están disponibles para el lector interesado).

no se rechazan al 99% de confianza para el SC en dólares y en yenes⁷. Hall, Anderson y Granger (1992) y Domínguez y Novales (2000), entre otros, rechazan que la matriz que define los diferenciales esté contenida en el espacio de cointegración.

Resumiendo, la evidencia mostrada indica la existencia de relaciones de equilibrio a largo plazo entre los tipos a distintos vencimientos. No obstante, únicamente cuando se consideran tipos con vencimiento no superior al año dichas relaciones son las que predice la HE, rechazándose dicha hipótesis cuando se incluyen los tipos *swap*. A continuación, analizamos las implicaciones de la HE sobre las distintas componentes de las rentabilidades de la ETTI.

3. Implicaciones de la HE en las bandas de alta y baja frecuencia

En esta sección vamos a implementar el contraste de la HE distinguiendo entre las implicaciones sobre la relaciones entre las componentes de corto y largo plazo de las rentabilidades. Para ello, en primer lugar, comenzaremos mostrando el proceso seguido para la descomposición de las rentabilidades en sus componentes de corto y largo plazo. En segundo lugar, procederemos al contraste de las implicaciones de la HE, en una primera etapa, sobre las componentes de largo plazo y, en la segunda, sobre las componentes de corto plazo.

3.1. Descomposición de las rentabilidades

La descomposición de cada rentabilidad de la ETTI se realiza en dos tipos de componentes: (1) componentes tendenciales, de baja frecuencia o de largo plazo y (2) componentes de alta frecuencia o de corto plazo⁸. Además de caracterizarse por la banda del espectro en que residen dichos componentes, deben cumplir otros requisitos adicionales. En concreto, el componente de largo plazo se va a caracterizar por ser común para todas las series de rentabilidades que forman un determinado sistema de la

⁷ El valor numérico del estadístico de razón de verosimilitud para el contraste de las tres relaciones de cointegración impuestas por la HE sobre el espacio de cointegración (que se distribuye asintóticamente bajo la hipótesis nula como una χ^2 con 3 grados de libertad, véase Johansen y Juselius (1990), pág: 193-194) es 18.50 (0.00), 9.86 (0.02) y 10.00 (0.02) para el marco, el dólar y el yen, respectivamente, con su p-valor entre paréntesis.

⁸ Se ha considerado la posible existencia de efectos estacionales. Sin embargo, no se observan tales efectos en los niveles de las rentabilidades de las ETTIs, aunque las primeras diferencias de las mismas sí presentan cierta evidencia de efectos día de la semana.

ETTI, mientras que los componentes de corto plazo, por el contrario, van a ser específicos de cada rentabilidad.

El procedimiento que hemos seguido para la descomposición de cada rentabilidad de la ETTI en dichos componentes es: (a) En una primera etapa se identifican los componentes de baja frecuencia comunes para un determinado vector de rentabilidades mediante el procedimiento propuesto por Johansen (1988, 1991a), el cual también permite la estimación máximo verosímil de los mismos. (b) En una segunda etapa se determinan los componentes de alta frecuencia específicos de cada rentabilidad. Los componentes de alta frecuencia se obtienen proyectando cada rentabilidad sobre los componentes tendenciales comunes previamente estimados. Como se mostrará más adelante, cada rentabilidad está cointegrada con las tendencias que comparte con el resto de las rentabilidades de cada vector, la estimación de dicha relación de cointegración puede efectuarse por mínimos cuadrados o por máxima verosimilitud. De este modo, “los desajustes respecto de la relación de cointegración estimada” (es decir, los residuos de dicha proyección) proporcionan una estimación de la componente de alta frecuencia de cada rentabilidad⁹.

3.2. Implicaciones de la HE sobre los componentes de la rentabilidad

Las implicaciones de la HE sobre el comportamiento dinámico de las diferentes componentes de las rentabilidades se pueden concretar en: (1) las fuentes de no estacionariedad (o componentes de baja frecuencia) de diferentes sistemas procedentes de una misma ETTI deberían coincidir, puesto que, como hemos explicado anteriormente, deberían existir $n-1$ relaciones de cointegración y una única tendencia común a todos los tipos de interés de una misma ETTI, y (2) la componente de alta frecuencia de la rentabilidad a más corto plazo debería explicar el comportamiento de estas mismas componentes del resto de las rentabilidades¹⁰.

⁹ Alternativamente, y a partir de la estimación de un VECM, Gonzalo y Granger (1995) construyen un modelo factorial para descomponer las variables en dos tipos de factores no observables: permanentes y transitorios. Este modelo factorial satisface dos propiedades: (a) los factores permanentes comunes no están cointegrados entre sí y (b) los factores transitorios no causan, en sentido de Granger, a los factores de largo plazo.

¹⁰ Según la HE, los tipos a largo plazo son un promedio de los tipos a corto plazo actuales y futuros esperados más una prima por plazo. Por tanto, los tipos a corto deberían tener capacidad explicativa sobre los restantes tipos de interés.

La descomposición de las rentabilidades en componentes de alta y baja frecuencia y la contrastación de la HE sobre estos se abordan simultáneamente en dos etapas: en una primera etapa se considera el tramo corto de la ETTI y, en una segunda etapa se considera la ETTI de forma global. Con esta distinción se permite investigar si la procedencia de los tipos utilizados para la construcción de la ETTI tiene algún efecto sobre dichas cuestiones.

3.2.1. Contraste de la HE en bajas frecuencias

Habiendo probado en la sección anterior que existe una única tendencia común en el SC, a continuación vamos a contrastar si alguna de las fuentes de no estacionariedad del SG coincide con la del SC para cada una de las divisas. Partiremos de la estimación máximo verosímil de las tendencias comunes en ambos vectores de tipos de interés: (a) la tendencia común de cada SC, que se denota en adelante *tend*, y (b) las tendencias comunes de cada uno de los SG, que se denotan por *tend1*, *tend2*, etc.

La representación gráfica de la tendencia de cada SC y de las tendencias de cada SG se presentan en las figuras 2 y 3 respectivamente, pudiendo observarse un gran parecido entre alguna de las tendencias del SG y la tendencia del SC. En concreto, en el caso del marco se aprecia un gran parecido entre la tendencia del SC y *tend2*, y en el caso de yen entre la tendencia del SC y tanto *tend2* como *tend3*. Idéntica impresión se obtiene a la vista de las nubes de puntos entre cada una de las tendencias del SG y la tendencia del SC de cada divisa (ver figura 4), donde además se aprecia que la tendencia del SC y la tendencia del SG del dólar denotada por *tend2* también están claramente relacionadas.

Como era de esperar, la correlación entre dichas tendencias de cada una de las divisas es muy elevada (ver tabla 4)¹¹. Los contrastes de cointegración realizados sobre cada una de las tendencias del SG y la tendencia del SC (ver tabla 5) indican que: (1) en la ETTI nominada en marcos, la tendencia del SC está cointegrada con *tend2*, y, por tanto, ambas recogen la misma fuente de no estacionariedad¹², (2) en la ETTI nominada

¹¹ Téngase en cuenta que se trata de correlaciones cruzadas entre raíces no estacionarias.

¹² Este resultado es sorprendente dada la representación analítica de ambas tendencias, que no se presenta por motivos de espacio. Concretamente, se trata de dos combinaciones no estacionarias de diferentes vectores de rentabilidades, donde las rentabilidades a medio y largo plazo tienen elevadas ponderaciones en *tend2*, mientras que *tend* es una combinación lineal de tipos a corto plazo.

en yenes, la tendencia del SC está cointegrada con *tend2*, y (3) en la ETTI nominada en dólares, la tendencia del SC no está cointegrada con ninguna de las dos tendencias del SG.

3.2.2. Contraste de la HE en altas frecuencias

En primer lugar, el análisis se centra en el **tramo corto de la ETTI o SC**, en el cual existe una única tendencia común. La proyección de las rentabilidades sobre la tendencia común se presenta en la tabla 6. Como cabría esperar, cada una de las rentabilidades está cointegrada con la tendencia común. En todas las divisas y en todos los modelos, el coeficiente estimado por máxima verosimilitud es ligeramente superior al estimado por mínimos cuadrados¹³, y los residuos son estacionarios en ambos casos (ver tabla 6). A partir de los coeficientes de la estimación máximo verosímil se descompone cada rentabilidad en una tendencia (común para todos los plazos) y en una componente de corto plazo específica de su plazo (el desequilibrio a corto plazo respecto a la relación de cointegración). En la figura 5 se observan los componentes de corto plazo de las rentabilidades del SC de cada una de las divisas.

Una vez efectuada la descomposición, se procede a evaluar el poder explicativo de la componente de alta frecuencia del tipo a más corto plazo sobre el resto en cada divisa. Con ello se incorpora la restricción de que, si la HE se cumple, los tipos a corto plazo explican el resto de los tipos de interés a plazos superiores. En primer lugar, se observa una elevada correlación entre dichas componentes y no se puede distinguir un vencimiento con una correlación más elevada con el resto de los tipos de interés, si bien en el caso del dólar y del yen la componente a un año presenta una correlación con el resto claramente inferior (ver tabla 7). En segundo lugar, los estadísticos del contraste de causalidad en sentido de Granger entre cada par de componentes de alta frecuencia de las rentabilidades rechazan la hipótesis de que la componente a 1 mes no causa en sentido de Granger al resto de las componentes al 10% de significación (ver tabla 8). En

¹³ Las diferencias en los parámetros estimados no sólo se deben al método de estimación, sino también a que los modelos estimados en ambos casos son diferentes. El modelo estimado por mínimos cuadrados es un modelo lineal con relación de causalidad y sin dinámica, mientras que el modelo estimado por máxima verosimilitud es un modelo multivariante que incluye un término de corrección del error y estima el comportamiento dinámico sin imponer una relación de causalidad entre el tipo de interés y su tendencia. Por tanto, es de gran interés comprobar que las estimaciones procedentes de ambos modelos sean tan semejantes.

consecuencia, esta evidencia no contradice la hipótesis de que la componente a más corto plazo explica al resto.

A continuación, se procede a estimar, para cada una de las componentes de alta frecuencia, un modelo autorregresivo donde se incluye como variable explicativa la componente del tipo a un mes. Los resultados (tabla 9) muestran que el comportamiento dinámico de las componentes de corto plazo es bastante similar, tanto en su dependencia temporal como en su dependencia respecto a la componente de corto plazo a un mes. Este comportamiento recoge una función de sus valores durante la semana anterior, así como del valor corriente y de los alcanzados durante la última semana de la variable explicativa (las componentes de corto plazo nominadas en yenes muestran una estructura autorregresiva de orden inferior). En todos los modelos el término constante resulta no significativo y los coeficientes de determinación ajustados muestran un alto grado de ajuste. No se ha encontrado dependencia estacional ni efectos día de la semana. Por último, todos los procesos autorregresivos son estacionarios al estar las raíces del polinomio característico dentro del círculo unidad, si bien muestran ganancia elevada. El orden de los polinomios se ha determinado mediante los contrastes de los multiplicadores de Lagrange de correlación lineal y las funciones de autocorrelación simple y parcial¹⁴.

Por tanto, la evidencia presentada indica que las relaciones entre las fluctuaciones de los componentes de alta frecuencia no contradicen la HE, esto es, el componente del tipo a un mes explica el resto de los componentes. Por tanto, se puede concluir que, independientemente de la divisa, se observa una relación común a largo plazo para todas las rentabilidades de la ETTI, y que las fluctuaciones a corto plazo alrededor de dicha senda común vienen explicadas por las rentabilidades a más corto plazo, tal y como sugiere la HE.

En segundo lugar, se realiza un análisis similar al presentado para **el SG de las ETTIs**. Como se indicó, el número de tendencias comunes en este sistema de diez rentabilidades, que abarca el corto, medio y largo plazo, depende de la divisa: mientras

¹⁴ Para cada una de las tres divisas se ha estimado asimismo un modelo vectorial autorregresivo de orden cinco en niveles para las cuatro componentes de corto plazo, donde se permiten interrelaciones entre todas ellas. Sin embargo, el grado de ajuste de cada una de las ecuaciones es inferior a los modelos uniecuacionales presentados.

que los sistemas en marcos y en yenes poseen tres tendencias comunes, el sistema en dólares tiene dos tendencias.

Los modelos estimados, por mínimos cuadrados y por máxima verosimilitud, para la descomposición de las diez rentabilidades de la ETTI en componentes de corto y de largo plazo se presentan en la tabla 10. Para cada divisa, tanto los estadísticos de la traza y máximo autovalor como los contrastes ADF sobre los residuos mínimo cuadráticos indican la existencia de un vector de cointegración entre cada tipo de interés y las tendencias comunes del vector al 1% de significación¹⁵. Lógicamente, en cada divisa se observan diferentes ponderaciones para las tendencias según los plazos de los tipos de interés¹⁶. De forma similar al SC, los componentes de corto plazo del SG se han obtenido a partir de la estimación máximo verosímil de la relación de cointegración¹⁷, y los contrastes de raíz unitaria confirman su estacionariedad. Los componentes de corto plazo de los tipos de interés con vencimiento a 1 mes, 5 y 10 años se muestran en la figura 7.

Análogamente al caso del SC, en cada una de las divisas la correlación entre los componentes transitorios es elevada y, en general, dicha correlación es más elevada entre plazos próximos (ver tabla 11). Además, los estadísticos del contraste de causalidad en sentido de Granger rechazan la hipótesis de que la componente a un mes no causa en sentido de Granger al resto (exceptuando algún caso para el yen y el marco), mientras que para las componentes de alta frecuencia de otros plazos esta hipótesis no se rechaza en algunos casos, indicando la menor capacidad de éstas para explicar el resto de los plazos (ver tabla 12). Por tanto, si bien estos resultados impiden la elección exclusiva de la componente a un mes como único factor explicativo del resto, sí permiten mantener la hipótesis de que se trata de un factor explicativo adecuado.

¹⁵ Los valores críticos al 99% de confianza de los estadísticos traza y máximo autovalor definidos en Osterwald-Lenum (1992) para $p \leq 0$ son 24.60 y 20.20 y para $p \leq 1$ son 12.97 y 12.97 respectivamente.

¹⁶ Puesto que las tendencias no se han ortogonalizado, de la estimación no se pueden extraer conclusiones acerca del impacto de cada una de ellas sobre una determinada rentabilidad, ni se pueden realizar comparaciones entre rentabilidades ni divisas.

¹⁷ Lógicamente, los componentes de alta frecuencia de los tipos con plazos inferiores a dos años obtenidos en el SC son diferentes de los obtenidos en el SG. Sin embargo, como era de esperar, la correlación entre los componente de alta frecuencia de un mismo plazo de ambas etapas es muy elevada (superior al 0,50 en todos los casos).

Finalmente, los patrones de comportamiento dinámico de las componentes de alta frecuencia y su dependencia respecto a la componente del tipo a un mes son semejantes a grandes rasgos por plazos y divisas (ver tabla 13). Todos los componentes de alta frecuencia siguen procesos autorregresivos de orden similar, los términos constantes son significativamente iguales a cero, y el presente y el pasado más reciente del componente de alta frecuencia del tipo a un mes tienen capacidad explicativa sobre los componentes de los restantes tipos de interés. Los coeficientes de determinación muestran elevado grado de ajuste de todos los modelos estimados.

En consecuencia, la evidencia presentada respecto al análisis de las relaciones dinámicas entre los componentes transitorios de las rentabilidades de la ETTI es robusta, en el sentido de que el componente de alta frecuencia de la rentabilidad a más corto plazo explica a los componentes análogos de las distintas rentabilidades tal y como predice la HE. Esto ocurre tanto cuando se considera únicamente el tramo corto, como cuando se considera la curva completa, e independientemente de la divisa considerada. Además, la tendencia del SC se puede identificar con algunas de las tendencias del SG, indicando que se trata de la misma fuente de no estacionariedad, aunque el número de tendencias comunes que dirigen los tipos de la ETTI sí depende de la divisa y del vector de tipos de interés considerados. Por todo ello, se puede concluir que esta implicación débil de la HE se cumple en ambas bandas del espectro de frecuencias. No obstante, profundizando más, cabría contrastar otras implicaciones de esta misma hipótesis en las diferentes bandas del espectro, como, por ejemplo, la hipótesis de que el tipo forward es un predictor lineal insesgado de los tipos de contado futuros.

4. Conclusiones

Siguiendo las líneas más actuales de investigación sobre la estructura temporal de los tipos de interés (ETTI), se ha contrastado si las relaciones de equilibrio a largo plazo entre las rentabilidades que forman la ETTI de swaps de tipos de interés (*IRS*) son las que predice la hipótesis de las expectativas (HE). En este sentido, la evidencia presentada indica claramente la existencia de relaciones de equilibrio a largo plazo entre las rentabilidades a distintos vencimientos, aunque existen diferencias que residen tanto en el número como en la forma de dichas relaciones de equilibrio, y, además, no son

homogéneas, pues dependen del tramo de la ETTI considerado. En concreto, la evidencia presentada apunta a una heterogeneidad asociada al tipo de mercado financiero de procedencia de los tipos a partir del cual se genera la ETTI y no a la divisa en que se nominan. Así, el tramo corto de la ETTI analizada, tomada del mercado interbancario o euromercado, se caracteriza por la existencia de una única tendencia común y de relaciones de equilibrio a largo plazo que coinciden con las que predice la HE, análogamente a la evidencia presentada en otros trabajos de la literatura para mercados de renta fija. Por el contrario, cuando se considera la ETTI de forma global (incluyendo los tipos *swap*), si bien también se observan relaciones de equilibrio entre todos los tipos, el número de tendencias comunes se incrementa por encima de uno, si bien es siempre reducido. Por tanto, se rechaza la HE, probablemente debido a la existencia de primas por plazo no estacionarias como se muestra en Novales y Abad (2002).

Alternativamente, cuando se contrasta esta misma hipótesis considerando de forma aislada sus componentes de alta y baja frecuencia, la evidencia indica: (1) que la componente de la rentabilidad a más corto plazo (un mes) posee una elevada capacidad explicativa sobre las del resto, y (2) que la tendencia o componente no estacionario que dirige los tipos a corto plazo también dirige los tipos a más largo plazo, de acuerdo con la HE. Este resultado se ha mostrado robusto tanto a la consideración de diferentes vectores de rentabilidades de la ETTI como a la elección de diferentes divisas.

Una aportación significativa de este trabajo es que “en la banda de alta frecuencia del espectro”, un único factor explica un elevado porcentaje de las rentabilidades de la ETTI, siendo este resultado robusto, tanto a los plazos de los tipos considerados, como a la divisa. Por el contrario, cuando se considera simultáneamente “todo el espectro de frecuencias” en la ETTI, los modelos unifactoriales y bifactoriales poseen una reducida capacidad explicativa [véase Abad (1998)], siendo este último resultado habitual en mercados de renta fija [véanse por ejemplo, Elton, Gruber y Michaely (1990), Contreras, Ferrer, Navarro y Nave (1996) o Navarro y Nave (1997)]. Este resultado puede deberse a que, dado que los productos financieros derivados surgen con objeto de cubrir los riesgos de los mercados financieros tradicionales, su evolución está estrechamente ligada a estos mercados. Así pues, la evolución de la ETTI del mercado de *IRS* sigue la tendencia marcada por los mercados de renta fija (como se deduce de la existencia de relaciones de cointegración y de la alta correlación entre

algunas de las tendencias del SG y la del SC), junto con otras tendencias específicas del mercado de *IRS*.

En consecuencia, el uso de la ETTI de *IRS* por parte de los agentes de los mercados financieros no puede efectuarse análogamente a las ETTIs de mercados de renta fija de contado, debiendo tenerse en cuenta, entre otras, las siguientes consideraciones. (1) Por una parte, la ETTI de *IRS* únicamente debe ser utilizada para valorar productos con niveles de riesgo y liquidez (en los diferentes plazos) similares a los de estos productos, ya que la evidencia apunta a la existencia de primas en los plazos largos de esta ETTI. (2) Por otra parte, el diseño de estrategias de inmunización debe realizarse sabiendo que la evolución de la ETTI de *IRS* está dirigida por un conjunto reducido de tendencias y que, aunque una de ellas se identifica con la tendencia que dirige los mercados de renta fija, hay una o más tendencias adicionales que son específicas del mercado de *IRS*. De hecho, que los modelos de valoración bifactoriales de *IRS* propongan como factores una rentabilidad de un mercado de renta fija y un segundo factor específico del mercado de swaps es consistente con estos resultados [por ejemplo, Duffie y Singleton (1997)].

Por último, a la vista de estos resultados surgen algunas cuestiones relevantes para investigación posterior. En primer lugar, ¿son estables las relaciones de equilibrio a largo plazo entre los tipos de interés? Para responder a tal cuestión deberían implementarse contrastes de la existencia de cambio estructural en las relaciones que ligan a largo plazo los tipos de la ETTI en fechas desconocidas [por ejemplo, Gregory y Hansen (1996) o Hansen y Johansen (1993)]. En segundo lugar, ¿existen relaciones de equilibrio a largo plazo entre la ETTI en diferentes divisas?, ¿se trata de un mercado internacionalizado? En tercer lugar, ¿se cumplen otras implicaciones de la HE en las diferentes bandas del espectro de frecuencias? por ejemplo, ¿son los tipos *forward* predictores insesgados de los tipos de contado futuros en la banda de alta frecuencia del espectro? En cuarto lugar, ¿cuál es la capacidad predictiva de las relaciones entre rentabilidades presentadas a lo largo del trabajo?

Bibliografía

- Abad, P. (2003), “Inestabilidad en la relación entre los tipos forward y los tipos de contado futuros en la estructura temporal del mercado de swaps de tipos de interés”, *Moneda y Crédito*, en prensa.
- Abad, P. (1998), “Análisis factorial de la estructura temporal del mercado de swaps de tipos de interés nominados en marcos”, mimeo, Universidad Europea de Madrid.
- Bradley, M.G. y Lumpkin, A. (1992), “The treasury curve as a cointegrated system”, *Journal of Finance and Quantitative Analysis*, 27, págs.: 449-463.
- Campbell, J.Y. y Shiller, R. (1987), “Cointegration and tests of present value models”, *Journal of Political Economy*, 95, págs.: 1062-1088.
- Campbell, J.Y. y Shiller, R. (1991), “Yield spread and interest rate movements : A bird’s eye view”, *Review of Economic Studies*, 58, págs.: 495-514.
- Campbell, J.Y., Lo, A.W. y MacKinlay, A.C. (1997), *The econometrics of financial markets*, Princeton University Press, Princeton, New Jersey.
- Contreras, D., Ferrer, R., Navarro, E. y Nave, J.M. (1996), “Análisis factorial de la estructura temporal de los tipos de interés en España”, *Revista Española de Financiación y Contabilidad*, Vol. 25, 86, págs.: 139-160.
- Duffie, D. y Singleton, K. (1997), “An Econometric Model of the Term Structure of Interest Rate Swap Yields”, *Journal of Finance*, Vol. 52, págs.: 1287-1323.
- Domínguez, E. y Novales, A. (2000), “Testing the expectations hypothesis in eurodeposits”, *Journal of International Money and Finance*, 19(5), págs: 713-736.
- Engsted, T. y Tanggaard, C. (1994), “Cointegration and the US term structure”, *Journal of Banking and Finance*, 18, págs.: 167-181.
- Elton, E.J., Gruber, M.J. y Michaely, R. (1990), “The structure of spot rates and immunization”, *Journal of Finance*, Vol. 90, 2, págs.: 629-642.
- Gerlach, S. y Smets, F. (1997), “The term structure of Euro-rates: some evidence in support of the expectations hypothesis”, *The Journal of International Money and Finance*, 16, págs.: 305-323.
- Gonzalo, J. y Granger, C. (1995), “Estimation of common long-memory components in cointegrated systems”, *Journal of Business & Economic Statistics*, Vol. 13, 1, págs.: 27-35.
- Gregory, A.W. y Hansen, B.E. (1996), “Residual-based tests for cointegration in models with regime shifts”, *Journal of Econometrics*, 70, págs.: 321-335.
- Hall, A.D., Anderson, H.M. y Granger, W.J. (1992), “A cointegration analysis of Treasury bill yields”, *The Review of Economics and Statistics*, Vol. LXXIV, nº 1, págs.: 116-126.
- Hansen, H. y Johansen, S. (1993), “Recursive estimation in cointegrated VAR-models”, Institute of Mathematical Statistics, University of Copenhagen.
- Johansen, S. (1988), “Statistical analysis of cointegration vectors”, *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12, págs.: 231-254.
- Johansen, S. (1991a), “Estimation and hypothesis testing of cointegration vectors in gaussian vector autoregressive models”, *Econometrica*, 59, págs: 1551-1580.
- Johansen, S. (1991b), “The power function of the likelihood ratio test for cointegration”, *Lecture Notes in Economics and Mathematical Systems*, 336, págs.: 323-335.
- Johnson, P.A. (1994), “On the number of common unit roots in the term structure of interest rates”, *Applied Economics*, 26, págs.: 815-820.

- Juselius, K. (1995), "Do purchasing power parity and uncovered interest rate parity hold in the long-run? -An example of likelihood inference in a multivariate times-series model", *Journal of Econometrics*, 69, págs: 211-240.
- McCulloch, J.H. (1990), Appendix B: US term structure data, págs: 1946-1987, en R.J. Shiller, The term structure of interest rates, *Handbook of Monetary Economics*, Vol. 1, editado por B.M. Friedman y F.H. Hahn, North-Holland, Amsterdam.
- Navarro, E. y Nave, J.M. (1997), "A two-factor duration model for interest rate risk management", *Investigaciones Económicas*, Vol. 21, 1, págs.: 55-74.
- Novalés, A. y Abad, P. (2002), "Risk Premia in the Term Structure of Swaps in Pesetas", mimeo, Universidad Complutense, Madrid.
- Osterwald-Lenum, M. (1992), "A note with quartiles of the asymptotic distribution of the ML cointegration rank test statistics", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 54, págs.: 461-472.
- Peruga, R. y Fernández, J. L. (1999), "Un contraste ADF secuencial para la detección de cambios en la tendencia estocástica", Documento de Trabajo nº 5/99, Universidad Europea de Madrid.
- Said, S.E. y Dickey, D.A. (1984), "Testing for unit roots in autoregressive-moving average models of unknown order", *Biometrika*, 71, págs.: 599-607.
- Siklos, P.L. y Wohar, M.E.(1996), "Cointegration and the term structure: A multicountry comparison", *International Review of Economics and Finance*, 5, 1, págs.: 21-34.

Tabla 1. Contrastes de raíz unitaria

Plazos	Tipos cupón cero									Variaciones en los tipos cupón cero								
	ADF	PP	INFADF	MEANADF	SUP μ	MEAN μ	SUP μ^R	MEAN μ^R	NSUP μ^R	ADF	PP	INFADF	MEANADF	SUP μ	MEAN μ	SUP μ^R	MEAN μ^R	NINFADF
DEM																		
1 mes	-0.944	-0.968	-2.757	-1.509	3.612	1.960*	2.884*	1.409*	25/12/90	-13.783*	-62.585*	-14.094*	-13.886*	2.876	1.404	0.533	0.073	20/12/90
3 meses	-0.596	-0.514	-2.995	-1.323	4.609	2.434*	3.658*	1.939*	4/5/92	-12.646*	-61.759*	-13.188*	-12.861*	3.655	1.937*	0.661	0.068	20/12/90
6 meses	-0.637	-0.495	-3.083	-1.380	4.563	2.352*	3.473*	1.831*	14/12/90	-11.994*	-63.028*	-12.510*	-12.198*	3.489	1.840*	0.676	0.074	14/12/90
1 año	-0.649	-0.465	-3.163	-1.393	4.425	2.266*	3.390*	1.720*	19/2/90	-11.466*	-62.477*	-11.961*	-11.648*	3.355	1.698	0.701	0.078	19/2/90
2 años	-0.687	-0.417	-3.300	-1.441	4.049	2.172*	3.352*	1.590*	16/2/90	-11.660*	-51.799*	-12.045*	-11.711*	3.355	1.591	0.788	0.087	16/2/90
3 años	-0.650	-0.334	-2.763	-1.406	3.723	2.138*	3.251*	1.582*	16/2/90	-11.740*	-52.124*	-12.189*	-11.879*	3.260	1.587	0.674	0.087	16/2/90
4 años	-0.555	-0.194	-2.477	-1.323	3.441	2.098*	3.174*	1.588*	16/2/90	-11.459*	-53.830*	-11.881*	-11.589*	3.142	1.561	0.620	0.090	16/2/90
5 años	-0.407	-0.113	-2.235	-1.208	3.334	2.153*	3.284*	1.707*	16/2/90	-11.893*	-53.961*	-12.329*	-12.033*	3.249	1.675	0.662	0.085	16/2/90
6 años	-0.271	0.003	-2.060	-1.092	3.308	2.132*	3.320*	1.743*	16/2/90	-11.942*	-53.119*	-12.376*	-12.080*	3.266	1.691	0.716	0.085	16/2/90
7 años	-0.120	0.086	-1.875	-0.950	3.289	2.083*	3.287*	1.763*	16/2/90	-12.245*	-55.278*	-12.657*	-12.379*	3.223	1.702	0.744	0.085	16/2/90
8 años	-0.038	0.124	-1.777	-0.873	3.285	2.054*	3.277*	1.769*	16/2/90	-12.342*	-54.851*	-12.745*	-12.474*	3.203	1.699	0.761	0.084	16/2/90
9 años	0.041	0.141	-1.712	-0.794	3.245	2.011*	3.230*	1.763*	16/2/90	-12.531*	-55.088*	-12.916*	-12.659*	3.154	1.689	0.766	0.083	16/2/90
10 años	0.111	0.124	-1.728	-0.718	3.157	1.952*	3.138*	1.738*	16/2/90	-12.825*	-56.074*	-13.181*	-12.947*	3.067	1.668	0.757	0.081	16/2/90
USD																		
1 mes	-1.448	-1.397	-4.570*	-1.877	4.513*	1.121	2.039	0.591	---	-13.455*	-60.173*	-13.614*	-13.474*	2.033	0.588	0.671	0.064	---
3 meses	-0.998	-0.911	-3.754	-1.314	3.850	1.214	2.942*	0.816	---	-13.106*	-59.571*	-13.442*	-13.147*	2.921	0.808	0.471	0.095	---
6 meses	-1.096	-1.037	-3.517	-1.397	5.016*	1.140	3.734*	0.743	---	-13.358*	-76.132*	-13.864*	-13.391*	3.759	0.746	1.031	0.116	---
1 año	-1.252	-1.136	-3.258	-1.592	3.536	1.097	2.414	0.629	---	-13.619*	-62.282*	-13.828*	-13.640*	2.336	0.634	0.624	0.205	---
2 años	-1.347	-1.100	-3.313	-1.744	3.226	1.137	1.898	0.550	---	-12.711*	-55.373*	-12.833*	-12.723*	1.739	0.525	0.777	0.226	---
3 años	-1.310	-1.023	-3.317	-1.798	3.188	1.230	1.663	0.512	---	-12.711*	-56.032*	-12.809*	-12.721*	1.561	0.497	0.716	0.214	---
4 años	-1.195	-0.949	-3.415	-1.760	3.236	1.298	1.582	0.505	---	-12.801*	-56.320*	-12.887*	-12.810*	1.471	0.481	0.667	0.204	---
5 años	-1.125	-0.900	-3.445	-1.735	3.307	1.332	1.468	0.488	---	-12.897*	-55.663*	-12.968*	-12.904*	1.345	0.458	0.648	0.204	---
6 años	-1.076	-0.842	-3.374	-1.708	3.252	1.342	1.354	0.473	---	-13.098*	-55.837*	-13.155*	-13.104*	1.229	0.445	0.689	0.214	---
7 años	-1.024	-0.796	-3.256	-1.678	3.150	1.349	1.224	0.454	---	-13.402*	-57.368*	-13.446*	-13.408*	1.118	0.429	0.721	0.222	---
8 años	-0.985	-0.772	-3.142	-1.652	3.046	1.350	1.184	0.450	---	-13.456*	-56.772*	-13.497*	-13.461*	1.071	0.424	0.707	0.206	---
9 años	-0.947	-0.757	-3.017	-1.629	2.932	1.353	1.131	0.445	---	-13.541*	-56.738*	-13.578*	-13.546*	1.025	0.418	0.688	0.189	---
10 años	-0.914	-0.752	-2.881	-1.613	2.803	1.361	1.066	0.438	---	-13.654*	-57.352*	-13.688*	-13.659*	0.973	0.413	0.661	0.169	---
JPY																		
1 mes	-0.621	-0.602	-4.010	-1.072	4.627*	1.145	2.992*	0.691	---	-13.097*	-48.738*	-13.146*	-13.127*	3.002	0.694	0.991	0.063	---
3 meses	-0.479	-0.400	-5.437*	-0.634	6.437*	1.522	3.936*	1.087	---	-12.533*	-46.448*	-13.179*	-12.605*	3.959*	1.090	0.648	0.118	---
6 meses	-0.450	-0.400	-5.264*	-0.667	6.162*	1.391	3.561*	0.966	---	-11.667*	-47.152*	-12.215*	-11.731*	3.549	0.961	0.700	0.066	---
1 año	-0.513	-0.413	-4.395*	-0.833	5.099*	1.156	2.787*	0.723	---	-11.852*	-42.906*	-12.194*	-11.890*	2.809	0.728	0.412	0.065	---
2 años	-0.574	-0.365	-3.576	-0.885	4.134*	1.035	2.150	0.614	---	-11.214*	-46.832*	-11.411*	-11.238*	2.072	0.602	0.547	0.163	---
3 años	-0.577	-0.347	-3.157	-1.004	3.697	1.059	2.006	0.549	---	-11.126*	-47.032*	-11.297*	-11.144*	1.930	0.532	0.585	0.191	---
4 años	-0.545	-0.310	-2.825	-1.117	3.405	1.126	2.003	0.540	---	-10.991*	-48.289*	-11.161*	-11.007*	1.912	0.517	0.618	0.198	---
5 años	-0.556	-0.263	-2.691	-1.204	3.260	1.158	1.953	0.524	---	-10.787*	-48.759*	-10.959*	-10.803*	1.902	0.510	0.612	0.212	---
6 años	-0.550	-0.207	-2.575	-1.250	3.202	1.197	1.981	0.529	---	-10.474*	-48.854*	-10.655*	-10.490*	1.925	0.513	0.639	0.236	---
7 años	-0.542	-0.175	-2.458	-1.303	3.126	1.258	2.004	0.535	---	-10.332*	-50.673*	-10.581*	-10.349*	1.939	0.515	0.643	0.260	---
8 años	-0.543	-0.171	-2.456	-1.316	3.132	1.271	2.017	0.535	---	-10.295*	-50.190*	-10.485*	-10.311*	1.957	0.517	0.661	0.264	---
9 años	-0.540	-0.178	-2.451	-1.327	3.140	1.287	2.034	0.537	---	-10.352*	-50.272*	-10.549*	-10.369*	1.984	0.522	0.671	0.265	---
10 años	-0.536	-0.200	-2.442	-1.340	3.145	1.307	2.052	0.540	---	-10.522*	-51.014*	-10.720*	-10.540*	2.016	0.528	0.680	0.262	---

Nota: Tipos cupón cero diarios desde el 3 de abril de 1987 al 31 de diciembre de 1998 (3065 observaciones). Las hipótesis que se contrastan en cada caso son las siguientes, ADF y PP: $H_0: I(1)$ e $H_1: I(0)$, INFADF y MEANADF: $H_0: I(1)$ e $H_1: I(0)$ con cambio en la tendencia estocástica, SUP μ y MEAN μ : $H_0: I(1)$ e $H_1: I(1)$ con cambio en la tendencia estocástica, SUP μ^R y MEAN μ^R : H_0 : no hay cambio en la tendencia e H_1 : hay cambio en la tendencia [imponiendo $I(1)$]. NSUP μ^R y NINFADF estimaciones del punto de cambio en la tendencia estocástica. Valores críticos para tamaño muestral 500 y 90% de confianza: ADF = -2.582, PP = -2.568, INFADF = -4.082, MEANADF = -2.727, SUP μ = 3.886, MEAN μ = 1.786, SUP μ^R = 2.772 y MEAN μ^R = 1.359 [Peruga y Fernández (1999)]. Siguiendo las recomendaciones de Said y Dickey (1984), el número de retardos es igual a la raíz cúbica del tamaño muestral. Un asterisco denota un estadístico significativo al 90% de confianza.

TABLA 2. Contrastes de cointegración sobre sistemas de tipos cupón cero.

SISTEMAS	HIPÓTESIS	DEM			USD			JPY			Valores críticos				
		K	λ_{MAX}	λ_{TRAZA}	C.M.	K	λ_{MAX}	λ_{TRAZA}	C.M.	K	λ_{MAX}	λ_{TRAZA}	C.M.	λ_{MAX} (90%)	λ_{TRAZA} (90%)
SISTEMA A CORTO (R _{1M} , R _{3M} , R _{6M} , R ₁)	$P \leq 0$	8	111.07*	118.25*	0.9993	8	129.20*	248.86*	0.9985	8	130.46*	231.89*	0.9996	18.03	49.92
	$P \leq 1$		54.40*	71.18*	0.9966		86.73*	119.36*	0.9908		176.54*	101.43*	0.9890	14.09	31.88
	$P \leq 2$		15.98*	16.78	0.9671		30.45*	32.63*	0.9422		22.52*	24.86*	0.9546	10.29	17.79
	$P \leq 3$		0.80	0.80			2.17	2.17			2.37	2.37		7.50	7.50
SISTEMA A MEDIO (R ₂ , R ₃ , R ₄ , R ₅)	$P \leq 0$	8	64.75*	89.14*	0.9995	8	129.61*	198.44*	0.9995	8	65.83*	101.97*	0.9995	18.03	49.92
	$P \leq 1$		22.15*	24.39	0.9995		65.49*	68.83*	0.9989		28.86*	36.14*	0.9978	14.09	31.88
	$P \leq 2$		1.88	2.24	0.9858		1.75	3.34	0.9539		4.57	7.28	0.9791	10.29	17.79
	$P \leq 3$		0.36	0.36			1.60	1.60	0.9032		2.71	2.71		7.50	7.50
SISTEMA A LARGO (R ₆ , R ₇ , R ₈ , R ₁₀)	$P \leq 0$	4	63.53*	91.75*	1.0000	4	62.22*	82.59*	0.9994	4	33.79*	68.19*	0.9987	18.03	49.92
	$P \leq 1$		24.28*	28.22	0.9979		13.83	20.38	0.9963		17.76*	31.40	0.9971	14.09	31.88
	$P \leq 2$		3.39	3.94	0.9845		4.78	6.54	0.9948		11.77*	13.64	0.9845	10.29	17.79
	$P \leq 3$		0.55	0.55			1.73	1.76	0.9592		1.88	1.88		7.50	7.50
SISTEMA MIXTO (R _{1M} , R _{3M} , R _{6M} , R ₁ , R ₂ , R ₅ , R ₁₀)	$P \leq 0$	17	187.07*	334.89*	0.9991	17	219.58*	439.75*	0.9995	17	186.44*	434.82*	0.9983	29.54	126.71
	$P \leq 1$		57.92*	147.82*	0.9991		86.91*	220.17*	0.9975		146.12*	248.38*	0.9983	25.51	97.17
	$P \leq 2$		41.74*	89.90*	0.9970		64.04*	133.27*	0.9902		47.88*	102.25*	0.9880	21.74	71.66
	$P \leq 3$		28.56*	48.17	0.9817		42.30*	69.23*	0.9825		26.74*	54.37*	0.9800	18.03	49.92
	$P \leq 4$		14.98*	19.60			21.46*	26.93			18.50*	27.64	0.9715	14.09	31.88
	$P \leq 5$		4.04	4.63			3.49	5.47			6.23	9.14		10.29	17.79
SISTEMA GLOBAL (R _{1M} , R _{3M} , R _{6M} , R ₁ , R ₂ , R ₃ , R ₄ , R ₅ , R ₇ , R ₁₀)	$P \leq 2$	18	77.56*	236.33*	0.9999	18	88.56*	330.31*	0.9995	18	66.57*	236.39*	0.9987	33.02	159.74
	$P \leq 3$		50.88*	158.77*	0.9975		75.08*	241.75*	0.9971		54.54*	169.82*	0.9987	29.54	126.71
	$P \leq 4$		37.64*	107.89*	0.9975		53.37*	166.68*	0.9912		41.60*	115.29*	0.9885	25.51	97.17
	$P \leq 5$		28.34*	70.25	0.9877		51.49*	113.31*	0.9805		31.89*	73.69*	0.9885	21.74	71.66
	$P \leq 6$		24.01*	41.92	0.9823		35.00*	61.81*			18.69*	41.80	0.9851	18.03	49.92
	$P \leq 7$		13.63	17.91			20.98*	26.81			13.42	23.11		14.09	31.88
	$P \leq 8$		3.78	4.28			3.71	5.83			6.47	9.69		10.29	17.79
$P \leq 9$		0.50	0.50			2.13	2.13			3.22	3.22		7.50	7.50	

Nota: Periodos: 3/4/1987 a 31/12/1998, 1/4/1987 a 31/12/1998 y 18/9/1989 a 31/12/1998. Estadísticos traza (λ_{TRAZA}) y máximo autovalor (λ_{MAX}) definidos en Johansen (1988). Sus valores críticos al 90% aparecen en la última columna. Un asterisco denota un valor significativo a dicho nivel de confianza. k denota el número de retardos usados en el contraste. Siempre se incluyo una constante en los vectores de cointegración, pero no en el modelo VAR estimado en primeras diferencias. No se incluyeron tendencias deterministas en ningún caso. El módulo de los autovalores mayores de la *companion matrix* (CM) se presenta para cada sistema.

Tabla 3(DEM). Contrastes de cointegración sobre sistemas de tipos cupón cero en submuestras

Submuestras:			4/87-2/90	2/90-12/98	4/87-8/92	8/92-12/98	Valores críticos (90%)	
SISTEMAS	K	HIPÓTESIS	λ_{MAX} λ_{TRAZA}	λ_{MAX} λ_{TRAZA}	λ_{MAX} λ_{TRAZA}	λ_{MAX} λ_{TRAZA}	λ_{MAX}	λ_{TRAZA}
SISTEMA A CORTO (R _{1M} , R _{3M} , R _{6M} , R ₁)	8	$P \leq 0$	30.13* 63.44*	67.40* 156.98*	55.08* 104.135*	67.40* 156.98*	18.03	49.92
		$P \leq 1$	20.07* 33.32*	55.25* 89.58*	33.61* 49.27*	55.25* 89.58*	14.09	31.88
		$P \leq 2$	7.96 13.25	26.74* 34.33*	8.07 15.66	26.74* 34.33*	10.29	17.79
		$P \leq 3$	5.29 5.29	7.59 7.59	6.96 6.96	7.59 7.59	7.50	7.50
SISTEMA A MEDIO (R ₂ , R ₃ , R ₄ , R ₅)	8	$P \leq 0$	28.64* 57.37*	44.27* 64.59*	34.41* 71.36*	66.60* 108.33*	18.03	49.92
		$P \leq 1$	19.67* 28.76*	13.27* 20.31*	24.61* 36.95*	31.67* 41.70*	14.09	31.88
		$P \leq 2$	7.29 9.06	6.24 7.04	9.86 12.34	8.04 10.03	10.29	17.79
		$P \leq 3$	1.77 1.77	0.80 0.80	2.48 2.48	1.99 1.99	7.50	7.50
SISTEMA A LARGO (R ₆ , R ₇ , R ₈ , R ₁₀)	4	$P \leq 0$	33.36* 56.49*	35.04* 57.26*	46.76* 78.82*	44.26* 75.41*	18.03	49.92
		$P \leq 1$	14.80* 23.13	15.51* 22.22	22.78* 32.06*	23.50* 31.16	14.09	31.88
		$P \leq 2$	4.23 8.33	5.05 6.71	5.14 9.27	5.91 7.66	10.29	17.79
		$P \leq 3$	4.07 4.07	1.66 1.66	4.14 4.14	1.75 1.75	7.50	7.50

Nota: Estadístico traza (λ_{traza}) y estadístico máximo autovalor (λ_{max}) definidos en Johansen (1988). Un asterisco denota significativo al 90% de nivel de confianza. k denota el número de retardos usados en el contraste. Siempre se incluyó una constante en los vectores de cointegración, pero no en el modelo VAR estimado en primeras diferencias. Nunca se incluyeron tendencias deterministas en ninguno.

Tabla 4. Matriz de correlaciones cruzadas entre la tendencia del “sistema a corto” (*tend*) y las del “sistema global” (*tend1*, *tend2*, *tend3*)

TENDENCIAS	DEM				USD			JPY			
	<i>TEND</i>	<i>TEND1</i>	<i>TEND2</i>	<i>TEND3</i>	<i>TEND</i>	<i>TEND1</i>	<i>TEND2</i>	<i>TEND</i>	<i>TEND1</i>	<i>TEND2</i>	<i>TEND3</i>
<i>TEND</i>	1.000	0.802	0.980	0.720	1.000	-0.708	-0.943	1.000	-0.874	0.985	0.993
<i>TEND1</i>	---	1.000	0.706	0.939	---	1.000	0.898	---	1.000	-0.939	-0.922
<i>TEND2</i>	---	---	1.000	0.668	---	---	1.000	---	---	1.000	0.997
<i>TEND3</i>	---	---	---	1.000	---	---	---	---	---	---	1.000

Tabla 5. Contrastes de cointegración entre la tendencia del “sistema a corto” (*tend*) y las tendencias del “sistema global” (*tend1*, *tend2*, *tend3*)

TENDENCIAS	P	DEM			USD		JPY		
		<i>TEND1</i>	<i>TEND2</i>	<i>TEND3</i>	<i>TEND1</i>	<i>TEND2</i>	<i>TEND1</i>	<i>TEND2</i>	<i>TEND3</i>
<i>TEND</i>	$P \leq 0$	1.85 / 2.24	13.13 / 14.23	3.63 / 4.03	1.76 / 3.01	4.68 / 6.05	6.68 / 8.82	14.97 / 17.90	8.02 / 11.30
	$P \leq 1$	0.39 / 0.39	1.10 / 1.10	0.41 / 0.41	1.25 / 1.25	1.37 / 1.37	2.15 / 2.15	2.93 / 2.93	3.28 / 3.28

Nota: En cada celda se presenta el estadístico traza (λ_{traza}) y el estadístico máximo autovalor (λ_{max}) definidos en Johansen (1988) para el contraste de p relaciones de cointegración como máximo. El número de retardos usados en el contraste es 4. Siempre se incluyó una constante en los vectores de cointegración, pero no en el modelo VAR estimado en primeras diferencias. Nunca se incluyeron tendencias deterministas en ninguno. Los valores críticos al 90% de ambos estadísticos para p_0 son 10.29 y 17.79 y para p_1 son 7.50 y 7.50 respectivamente. Un asterisco denota significativo a dicho nivel de confianza.

Tabla 6. Estimación del componente de alta frecuencia de las rentabilidades del sistema a corto $r_{t,i} = \alpha_i + \beta_i \text{tend}_t + u_t$

	DEM				USD				JPY							
Estimación MCO ^a																
Plazo	α_i	β_i	R ²	ADF - PP	α_i	β_i	R ²	ADF - PP	α_i	β_i	R ²	ADF - PP				
1 mes	-0.246 (0.075)	1.271 (0.017)	0.902	-3.454* -3.786*	-0.454 (0.073)	0.683 (0.009)	0.945	-5.932* -6.510*	-0.104 (0.031)	2.380 (0.030)	0.973	-4.679* -5.277*				
3 meses	-0.292 (0.058)	1.285 (0.013)	0.936	-2.779* -3.377*	-0.389 (0.046)	0.680 (0.005)	0.976	-3.989* -4.968*	-0.100 (0.021)	2.360 (0.020)	0.987	-4.068* -4.735*				
6 meses	-0.276 (0.040)	1.279 (0.009)	0.967	-2.613* -3.261*	-0.264 (0.024)	0.672 (0.003)	0.992	-5.019* -8.414*	-0.066 (0.014)	2.310 (0.013)	0.994	-4.114* -4.591*				
1 año	-0.061 (0.019)	1.223 (0.004)	0.993	-3.401* -4.547*	0.111 (0.009)	0.645 (0.001)	0.999	-7.854* -20.281*	0.058 (0.009)	2.215 (0.008)	0.997	-7.165* -9.711*				
Estimación máximo verosímil ^b																
Plazo	p	λ_{MAX}	λ_{TRAZA}	α_i	β_i	ADF - PP	λ_{MAX}	λ_{TRAZA}	α_i	β_i	ADF - PP	λ_{MAX}	λ_{TRAZA}	α_i	β_i	ADF - PP
1 mes	$p \leq 0$	20.91*	21.42*	-0.480	1.317	-3.455*	54.66*	56.25*	-0.570	0.694	-5.937*	44.49*	46.75*	-0.243	2.407	-4.875*
	$p \leq 1$	0.51	0.51	(0.470)	(0.092)	-3.784*	1.62	1.62	(0.210)	(0.022)	-6.530*	2.27	2.27	(0.105)	(0.057)	-5.159*
3 meses	$p \leq 0$	22.03*	22.65*	-0.641	1.354	-2.793*	39.94*	41.78*	-0.557	0.697	-4.016*	41.94*	44.34*	-0.222	2.384	-3.920*
	$p \leq 1$	0.62	0.62	(0.320)	(0.075)	-3.421*	1.84	1.84	(0.169)	(0.017)	-5.017*	2.40	2.40	(0.081)	(0.043)	-4.537*
6 meses	$p \leq 0$	19.44*	20.05*	-0.514	1.326	-2.621*	43.46*	48.88*	-0.317	0.677	-5.023*	39.74*	42.05*	-0.143	2.325	-3.970*
	$p \leq 1$	0.61	0.61	(0.292)	(0.057)	-3.291*	1.42	1.42	(0.089)	(0.009)	-8.388*	2.31	2.31	(0.052)	(0.028)	-4.412*
1 año	$p \leq 0$	27.51*	28.04*	-0.150	1.241	-3.415*	81.31*	82.53*	0.116	0.644	-7.855*	96.94*	99.58*	0.030	2.221	-6.182*
	$p \leq 1$	0.53	0.53	(0.140)	(0.021)	-4.581*	1.22	1.22	(0.024)	(0.002)	-20.267*	2.64	2.64	(0.023)	(0.013)	-8.113*

Nota: (a) Estimación mínimo cuadrática siguiendo el método en dos etapas de Engle y Granger (1987). Desviaciones típicas robustas de Newey-West entre paréntesis. Los contrastes de raíz unitaria Dickey-Fuller aumentado (ADF) y Phillips-Perron (PP) sobre los residuos no incluyen término constante ni tendencia, y el número de retardos usados es 4. Los valores críticos de ambos estadísticos al 10%, 5% y 1% son -1.62, -1.94 y -2.57 respectivamente. Un asterisco denota un estadístico significativo al 90% de nivel de confianza. (b) Estimación máximo verosímil por el procedimiento de Johansen (1988). Desviaciones típicas entre paréntesis. El número de retardos usados en el contraste se denota con k. Estadísticos máximo autovalor (λ_{MAX}) y traza (λ_{TRAZA}) definidos en Johansen (1988) para el contraste de p relaciones de cointegración como máximo. Los valores críticos al 90% de confianza de ambos estadísticos para p0 son 10.29 y 17.79 y para p1 son 7.50 y 7.50 respectivamente. Un asterisco denota significativo al 90% de nivel de confianza.

Tabla 7. Matriz de correlaciones cruzadas entre las componentes de alta frecuencia de las rentabilidades del sistema a corto

Plazo	DEM				USD				JPY			
	1 mes	3 meses	6 meses	12 meses	1 mes	3 meses	6 meses	12 meses	1 mes	3 meses	6 meses	12 meses
1 mes	1.000	0.960	0.956	0.929	1.000	0.901	0.876	-0.450	1.000	0.944	0.966	0.699
3 meses	---	1.000	0.992	0.987	---	1.000	0.910	-0.636	---	1.000	0.997	0.664
6 meses	---	---	1.000	0.961	---	---	1.000	-0.824	---	---	1.000	0.653
12 meses	---	---	---	1.000	---	---	---	1.000	---	---	---	1.000

Tabla 8. Matriz de estadísticos de causalidad en sentido de Granger entre las componentes de alta frecuencia de las rentabilidades del sistema a corto

Plazo	DEM				USD				JPY			
	1 mes	3 meses	6 meses	12 meses	1 mes	3 meses	6 meses	12 meses	1 mes	3 meses	6 meses	12 meses
1 mes	---	6.599 (0.00)	12.262 (0.00)	6.974 (0.00)	---	7.236 (0.00)	48.079 (0.00)	11.574 (0.00)	---	2.371 (0.05)	2.844 (0.02)	7.044 (0.00)
3 meses	15.462 (0.00)	---	3.855 (0.00)	12.981 (0.00)	17.565 (0.00)	---	65.537 (0.00)	35.525 (0.00)	6.727 (0.00)	---	7.083 (0.00)	7.313 (0.00)
6 meses	12.177 (0.00)	1.902 (0.11)	---	13.520 (0.00)	11.618 (0.00)	18.548 (0.00)	---	10.393 (0.00)	6.120 (0.00)	5.439 (0.00)	---	6.829 (0.00)
12 meses	13.475 (0.00)	3.099 (0.01)	2.546 (0.04)	---	12.269 (0.00)	13.996 (0.00)	44.337 (0.00)	---	10.842 (0.00)	10.832 (0.00)	13.592 (0.00)	---

Nota: En cada celda la hipótesis nula que se contrasta es que la componente situada en la fila no causa en sentido de Granger a la componente situada en la columna. Entre paréntesis se muestra el p-valor. El número de retardos usado es 4. Un asterisco indica no rechazo de la hipótesis nula al 85% de nivel de confianza.

Tabla 9. Modelos para las componentes de alta frecuencia de las rentabilidades del sistema a corto

$$(1 - \beta_1 B - \beta_2 B^2 - \beta_3 B^3 - \beta_4 B^4) cr_{t,i} = \alpha + (\lambda_0 - \lambda_1 B - \lambda_2 B^2 - \lambda_3 B^3 - \lambda_4 B^4 - \lambda_5 B^5) cr_{t,1mes} + u_t$$

Plazo	β_1	β_2	β_3	β_4	β_5	α	λ_0	λ_1	λ_2	λ_3	λ_4	λ_5	R ²
DEM													
3 meses	0.624 (0.128)	0.187 (0.029)	0.060 (0.020)	0.062 (0.017)	---	0.051 (0.129)	0.639 (030)	0.426 (0.038)	0.161 (0.026)	---	---	---	0.985
6 meses	0.551 (0.027)	0.191 (0.031)	0.063 (0.027)	0.128 (0.023)	---	0.020 (0.094)	0.396 (0.022)	0.228 (0.025)	0.106 (0.020)	---	0.053 (0.018)	0.029 (0.009)	0.983
12 meses	0.589 (0.029)	0.169 (0.027)	0.082 (0.017)	0.073 (0.017)	---	0.025 (0.061)	0.205 (0.013)	0.136 (0.014)	0.049 (.009)	---	---	---	0.966
USD													
3 meses	0.659 (0.054)	0.172 (0.050)	0.049 (0.021)	---	0.070 (0.022)	0.036 (0.087)	0.410 (0.059)	0.295 (0.062)	0.062 (0.038)	---	---	0.024 (0.013)	0.972
6 meses	0.402 (0.074)	0.160 (0.043)	---	0.147 (0.030)	0.141 (0.035)	0.019 (0.090)	0.133 (0.027)	---	---	---	0.051 (0.020)	0.034 (0.012)	0.897
12 meses	0.407 (0.116)	0.163 (0.037)	0.083 (0.045)	0.102 (0.024)	0.113 (0.032)	0.004 (0.058)	---	0.009 (0.004)	---	---	---	---	0.662
JPY													
3 meses	0.732 (0.031)	0.152 (0.037)	0.040 (0.020)	---	---	0.167 (0.085)	0.587 (0.027)	0.471 (0.031)	0.085 (0.020)	---	---	0.023 (0.008)	0.982
6 meses	0.756 (0.032)	0.177 (0.031)	---	---	---	0.088 (0.039)	0.382 (0.012)	0.307 (0.017)	0.058 (0.012)	---	---	-0.012 (0.004)	0.990
12 meses	0.845 (0.017)	0.066 (0.016)	---	---	---	0.493 (0.106)	0.397 (0.009)	0.395 (0.011)	---	0.019 (0.009)	---	-0.038 (0.007)	0.908

Nota: Estimación mínimo cuadrática. Desviaciones típicas robustas de Newey-West entre paréntesis. El término constante se ha multiplicado por 100. La componente de la rentabilidad con plazo i , se denota $cr_{t,i}$.

Tabla 10. Estimación del componente de alta frecuencia de las rentabilidades del sistema global: $r_{t,i} = \alpha_i + \beta_i \text{tend}1_t + \gamma_i \text{tend}2_t + \eta_i \text{tend}3_t + u_t$

Plazos	Estimación MCO ^a						Estimación máximo verosímil ^b							
	α_i	β_i	γ_i	η_i	R^2	ADF-PP	<i>P</i>	λ_{MAX}	λ_{TRAZA}	α_i	β_i	γ_i	η_i	ADF-PP
DEM														
1 mes	-1.350	2.420	2.113	-2.206	0.969	-6.141*	$P \leq 0$	45.05*	58.52*	-1.268	2.383	2.135	-2.178	-6.122*
	(0.136)	(0.062)	(0.026)	(0.069)		-7.147*	$P \leq 1$	10.40*	13.46*	(0.569)	(0.170)	(0.092)	(0.156)	-7.105*
3 meses	-1.227	2.195	2.127	-1.947	0.982	-4.616*	$P \leq 0$	42.16*	58.76*	-0.957	2.011	2.183	-1.774	-4.372*
	(0.097)	(0.048)	(0.020)	(0.054)		-5.807*	$P \leq 1$	13.16*	16.61*	(0.483)	(0.147)	(0.178)	(0.135)	-5.411*
6 meses	0.990	1.865	2.101	-1.575	0.991	-5.014*	$P \leq 0$	48.26*	64.27*	-0.808	1.748	2.141	-1.468	-4.820*
	(0.068)	(0.035)	(0.014)	(0.040)		-6.778*	$P \leq 1$	12.72*	16.02*	(0.325)	(0.098)	(0.053)	(0.091)	-6.476*
1 año	-0.583	1.357	1.969	-0.998	0.995	-5.754*	$P \leq 0$	71.43*	86.78*	-0.480	1.273	1.988	-0.914	-5.636*
	(0.048)	(0.023)	(0.010)	(0.025)		-8.791*	$P \leq 1$	12.20*	15.35*	(0.180)	(0.055)	(0.029)	(0.051)	-8.631*
2 años	-0.470	0.862	1.563	-0.311	0.997	-4.984*	$P \leq 0$	49.07*	64.83*	-0.408	0.811	1.576	-0.260	-4.804*
	(0.032)	(0.016)	(0.006)	(0.018)		-6.574*	$P \leq 1$	12.48*	15.76*	(0.140)	(0.042)	(0.023)	(0.039)	-6.279*
3 años	-0.479	0.732	1.210	-0.058	0.996	-5.017*	$P \leq 0$	50.24*	66.52*	-0.406	0.676	1.226	-0.005	-4.849*
	(0.034)	(0.017)	(0.007)	(0.020)		-6.416*	$P \leq 1$	12.92*	16.28*	(0.161)	(0.049)	(0.026)	(0.045)	-6.196*
4 años	-0.481	0.718	0.905	0.038	0.995	-5.023*	$P \leq 0$	52.47*	67.80*	-0.385	0.649	0.922	0.105	-4.841*
	(0.035)	(0.018)	(0.007)	(0.020)		-6.595*	$P \leq 1$	12.08*	15.33*	(0.156)	(0.047)	(0.025)	(0.044)	-6.340*
5 años	-0.487	0.736	0.678	0.080	0.995	-4.893*	$P \leq 0$	44.74*	59.44*	-0.450	0.688	0.685	0.133	-4.758*
	(0.033)	(0.016)	(0.006)	(0.017)		-6.133*	$P \leq 1$	11.56*	14.70*	(0.145)	(0.044)	(0.023)	(0.041)	-6.000*
7 años	-0.330	0.799	0.312	0.082	0.997	-6.024*	$P \leq 0$	60.29*	74.78*	-0.306	0.774	0.318	0.107	-5.937*
	(0.021)	(0.011)	(0.004)	(0.012)		-8.297*	$P \leq 1$	11.40*	14.48*	(0.081)	(0.024)	(0.013)	(0.023)	-8.145*
10 años	0.041	0.868	0.064	0.019	0.999	-8.410*	$P \leq 0$	78.30*	90.31*	0.053	0.866	0.066	0.020	-8.403*
	(0.008)	(0.003)	(0.002)	(0.003)		-13.073*	$P \leq 1$	9.15*	12.01*	(0.025)	(0.008)	(0.004)	(0.007)	-13.044*
USD														
1 mes	-0.735	1.588	-1.588	---	0.921	-5.128*	$P \leq 0$	49.42*	53.68*	-0.688	1.758	-1.677	---	-5.172*
	(0.141)	(0.057)	(0.029)			-5.584*	$P \leq 1$	2.92	4.26	(0.426)	(0.182)	(0.089)		-5.659*
3 meses	-0.706	1.577	-1.582	---	0.956	-3.775*	$P \leq 0$	52.54*	57.42*	-0.740	1.786	-1.701	---	-3.878*
	(0.103)	(0.042)	(0.021)			-4.881*	$P \leq 1$	3.59	4.80	(0.316)	(0.137)	(0.067)		-5.030*
6 meses	-0.674	1.519	-1.552	---	0.977	-4.455*	$P \leq 0$	60.66*	64.84*	-0.641	1.641	-1.616	---	-4.828*
	(0.076)	(0.030)	(0.015)			-8.951*	$P \leq 1$	2.85	4.18	(0.204)	(0.088)	(0.043)		-9.036*
1 año	-0.601	1.301	-1.435	---	0.991	-8.678*	$P \leq 0$	122.30*	125.87*	-0.599	1.328	-1.450	---	-8.699*
	(0.047)	(0.018)	(0.008)			-19.570*	$P \leq 1$	2.25	3.59	(0.084)	(0.036)	(0.017)		-19.626*
2 años	-0.165	0.830	-1.184	---	0.994	-4.480*	$P \leq 0$	22.74*	26.31	-0.152	0.825	-1.180	---	-4.482*
	(0.032)	(0.018)	(0.009)			-5.568*	$P \leq 1$	2.31	3.57	(0.158)	(0.067)	(0.033)		-5.560*
3 años	-0.152	0.358	-0.948	---	0.991	-4.323*	$P \leq 0$	21.99*	25.60	-0.147	0.345	-0.940	---	-4.325*
	(0.036)	(0.020)	(0.010)			-5.507*	$P \leq 1$	2.36	3.62	(0.184)	(0.078)	(0.38)		-5.496*
4 años	-0.104	0.002	-0.766	---	0.991	-4.328*	$P \leq 0$	22.09*	25.74	-0.103	-0.015	-0.757	---	-4.331*
	(0.034)	(0.019)	(0.010)			-5.217*	$P \leq 1$	2.40	3.65	(0.177)	(0.075)	(0.037)		-5.216*
5 años	-0.009	-0.278	-0.617	---	0.990	-4.452*	$P \leq 0$	24.40*	28.13	-0.012	-0.302	-0.604	---	-4.458*
	(0.034)	(0.019)	(0.009)			-5.768*	$P \leq 1$	2.47	3.73	(0.167)	(0.071)	(0.035)		-5.764*
7 años	0.030	-0.638	-0.438	---	0.993	-3.973*	$P \leq 0$	29.15*	33.43*	0.033	-0.679	0.415	---	-4.007*
	(0.028)	(0.013)	(0.007)			-5.251*	$P \leq 1$	2.98	4.27	(0.121)	(0.052)	(0.025)		-5.269*
10 años	0.371	-0.899	-0.280	---	0.993	-4.542*	$P \leq 0$	56.68*	61.05*	0.347	-0.956	-0.250	---	-4.633*
	(0.031)	(0.013)	(0.006)			-6.703*	$P \leq 1$	3.04	4.37	(0.089)	(0.038)	(0.019)		-6.815*
JPY														
1 mes	-0.668	0.816	1.931	0.348	0.975	-4.723*	$P \leq 0$	38.51*	67.93*	0.029	0.943	1.139	0.681	-4.454*
	(0.127)	(0.067)	(0.280)	(0.089)		-4.655*	$P \leq 1$	22.52*	29.41	(0.544)	(0.217)	(0.974)	(0.322)	-4.346*
3 meses	-0.262	0.854	1.490	0.514	0.987	-3.767*	$P \leq 0$	40.70*	68.75*	0.500	1.007	0.669	0.868	-3.416*
	(0.093)	(0.048)	(0.203)	(0.064)		-3.955*	$P \leq 1$	21.48*	28.05	(0.429)	(0.168)	(0.753)	(0.251)	-3.527*
6 meses	-0.050	0.787	1.087	0.626	0.993	-4.044*	$P \leq 0$	38.47*	67.92*	0.449	0.888	0.557	0.854	-3.664*
	(0.064)	(0.035)	(0.143)	(0.045)		-4.378*	$P \leq 1$	22.92*	29.46	(0.294)	(0.115)	(0.518)	(0.172)	-3.861*
1 año	-0.070	0.630	0.902	0.616	0.997	-6.818*	$P \leq 0$	78.60*	107.25*	0.117	0.633	0.618	0.723	-6.553*
	(0.065)	(0.018)	(0.117)	(0.041)		-7.821*	$P \leq 1$	21.85*	28.65	(0.112)	(0.045)	(0.202)	(0.067)	-7.483*
2 años	-0.176	0.084	0.019	0.748	0.999	-7.867*	$P \leq 0$	75.00*	104.24*	-0.097	0.058	-0.163	0.808	-8.030*
	(0.020)	(0.008)	(0.038)	(0.013)		-12.240*	$P \leq 1$	21.38*	29.24	(0.048)	(0.020)	(0.088)	(0.029)	-12.764*
3 años	-0.117	-0.313	-0.445	0.755	0.999	-7.025*	$P \leq 0$	62.32*	92.55*	-0.037	-0.345	-0.637	0.816	-7.229*
	(0.023)	(0.010)	(0.047)	(0.016)		-9.982*	$P \leq 1$	22.80*	30.22	(0.062)	(0.025)	(0.113)	(0.037)	-10.753*
4 años	-0.136	-0.610	-0.562	0.663	0.999	-7.811*	$P \leq 0$	75.72*	103.11*	-0.037	-0.642	-0.783	0.735	-8.085*
	(0.021)	(0.010)	(0.044)	(0.014)		-12.600*	$P \leq 1$	19.88*	27.39	(0.054)	(0.021)	(0.098)	(0.032)	-13.688*
5 años	-0.089	-0.754	-0.488	0.554	0.999	-9.570*	$P \leq 0$	109.98*	138.67*	-0.052	-0.772	-0.585	0.585	-9.735*
	(0.017)	(0.007)	(0.033)	(0.011)		-17.081*	$P \leq 1$	21.21*	28.69	(0.031)	(0.012)	(0.056)	(0.018)	-17.705*
7 años	-0.125	-0.911	0.019	0.248	0.999	-7.270*	$P \leq 0$	72.11*	102.15*	-0.074	-0.924	-0.099	0.289	-7.150*
	(0.026)	(0.009)	(0.049)	(0.016)		-10.734*	$P \leq 1$	22.18*	30.03	(0.045)	(0.018)	(0.082)	(0.027)	-10.315*
10 años	-0.047	-0.755	0.967	-0.107	0.999	-6.155*	$P \leq 0$	48.61*	81.33*	-0.048	-0.760	0.947	-0.100	-6.314*
	(0.023)	(0.007)	(0.041)	(0.014)		-9.344*	$P \leq 1$	24.63*	32.72*	(0.046)	(0.019)	(0.083)	(0.027)	-9.215*

Nota: (a) Estimación mínimo cuadrática siguiendo el método en dos etapas de Engle y Granger (1987). Desviaciones típicas robustas de Newey-West entre paréntesis. Los contrastes de raíz unitaria Dickey-Fuller aumentado (ADF) y Phillips-Perron (PP) sobre los residuos no incluyen término constante ni tendencia y el número de retardos usados es 4. El valor crítico de ambos estadísticos al 10% es -1.62. Un asterisco denota significativo al 10% de significación. (b) Estimación máximo verosímil por el procedimiento de Johansen (1988). Desviaciones típicas entre paréntesis. El número de retardos usados en el contraste se denota con k. Estadísticos máximo autovalor (λ_{MAX}) y traza (λ_{TRAZA}) definidos en Johansen (1988) para el contraste de p relaciones de cointegración como máximo. Los valores críticos al 10% de ambos estadísticos para $p \leq 0$ son 14.09 y 31.88 y para $p \leq 1$ son 10.29 y 17.79 respectivamente. Un asterisco denota significativo al 10% de significación.

Tabla 11. Matriz de correlaciones cruzadas entre las componentes de alta frecuencia de las rentabilidades del sistema global

Plazos	1 mes	3 meses	6 meses	1 año	2 años	3 años	4 años	5 años	7 años	10 años
DEM										
1 mes	1.000	0.862	0.830	0.712	0.735	0.743	0.724	0.667	0.578	-0.139
3 meses	---	1.000	0.952	0.891	0.956	0.962	0.943	0.889	0.826	0.111
6 meses	---	---	1.000	0.919	0.953	0.965	0.947	0.900	0.863	0.061
1 año	---	---	---	1.000	0.913	0.936	0.939	0.906	0.859	0.011
2 años	---	---	---	---	1.000	0.978	0.976	0.939	0.944	0.157
3 años	---	---	---	---	---	1.000	0.962	0.935	0.890	0.129
4 años	---	---	---	---	---	---	1.000	0.953	0.891	0.157
5 años	---	---	---	---	---	---	---	1.000	0.847	-0.075
7 años	---	---	---	---	---	---	---	---	1.000	0.207
10 años	---	---	---	---	---	---	---	---	---	1.000
USD										
1 mes	1.000	0.929	0.894	0.531	-0.474	-0.534	-0.581	-0.601	-0.815	-0.906
3 meses	---	1.000	0.945	0.585	-0.504	-0.571	-0.615	-0.630	-0.863	-0.950
6 meses	---	---	1.000	0.688	-0.412	-0.489	-0.543	-0.554	-0.813	-0.942
1 año	---	---	---	1.000	0.160	0.080	0.021	0.013	-0.245	-0.548
2 años	---	---	---	---	1.000	0.988	0.974	0.976	0.850	0.461
3 años	---	---	---	---	---	1.000	0.986	0.977	0.875	0.533
4 años	---	---	---	---	---	---	1.000	0.985	0.895	0.582
5 años	---	---	---	---	---	---	---	1.000	0.910	0.619
7 años	---	---	---	---	---	---	---	---	1.000	0.820
10 años	---	---	---	---	---	---	---	---	---	1.000
JPY										
1 mes	1.000	0.932	0.917	0.692	-0.055	-0.196	-0.103	-0.177	-0.089	-0.210
3 meses	---	1.000	0.985	0.741	-0.037	-0.197	-0.110	-0.168	-0.005	-0.116
6 meses	---	---	1.000	0.755	-0.170	-0.329	-0.206	-0.252	-0.058	-0.134
1 año	---	---	---	1.000	-0.275	-0.364	-0.153	-0.196	0.132	-0.102
2 años	---	---	---	---	1.000	0.870	0.828	0.558	0.542	-0.016
3 años	---	---	---	---	---	1.000	0.863	0.553	-0.118	-0.329
4 años	---	---	---	---	---	---	1.000	0.745	-0.076	-0.378
5 años	---	---	---	---	---	---	---	1.000	0.167	0.049
7 años	---	---	---	---	---	---	---	---	1.000	0.885
10 años	---	---	---	---	---	---	---	---	---	1.000

Tabla 12. Matriz de estadísticos de causalidad en sentido de Granger entre las componentes de alta frecuencia de las rentabilidades del sistema global

Plazos	1 mes	3 meses	6 meses	1 año	2 años	3 años	4 años	5 años	7 años	10 años
DEM										
1 mes	---	2.500 (0.04)	9.427 (0.00)	8.567 (0.00)	1.597* (0.17)	1.341* (0.25)	2.126 (0.08)	2.631 (0.03)	2.149 (0.07)	6.350 (0.00)
3 meses	9.702 (0.00)	---	15.579 (0.00)	26.689 (0.00)	3.611 (0.01)	2.953 (0.02)	3.575 (0.01)	2.816 (0.02)	3.520 (0.01)	4.979 (0.00)
6 meses	6.395 (0.00)	2.631 (0.03)	---	23.822 (0.00)	1.485* (0.20)	0.910* (0.46)	1.546* (0.19)	0.436* (0.78)	2.130 (0.07)	4.005 (0.00)
1 año	6.397 (0.00)	1.798 (0.13)	6.471 (0.00)	---	5.040 (0.00)	0.561* (0.69)	0.916* (0.45)	2.029 (0.09)	3.430 (0.01)	2.241 (0.06)
2 años	9.503 (0.00)	1.635* (0.16)	5.524 (0.00)	29.778 (0.00)	---	2.340 (0.05)	1.504* (0.20)	0.882* (0.47)	2.704 (0.03)	4.982 (0.00)
3 años	8.945 (0.00)	1.312* (0.26)	7.016 (0.00)	30.237 (0.00)	4.135 (0.00)	---	2.670 (0.03)	1.405* (0.23)	3.289 (0.01)	3.728 (0.00)
4 años	9.387 (0.00)	1.172* (0.32)	6.136 (0.00)	25.753 (0.00)	2.342 (0.05)	2.977 (0.02)	---	1.738* (0.14)	3.505 (0.01)	3.905 (0.00)
5 años	8.059 (0.00)	1.136* (0.34)	4.095 (0.00)	18.119 (0.00)	0.962* (0.43)	1.772 (0.13)	0.788* (0.53)	---	2.252 (0.06)	4.965 (0.00)
7 años	6.885 (0.00)	1.469* (0.21)	1.533 (0.19)	8.492 (0.00)	1.226* (0.30)	1.660* (0.16)	0.839* (0.50)	0.430* (0.79)	---	3.057 (0.02)
10 años	4.773 (0.00)	2.823 (0.02)	0.199 (0.07)	3.794 (0.00)	0.839* (0.50)	0.886* (0.47)	0.919* (0.45)	1.214* (0.30)	0.252* (0.91)	---
USD										
1 mes	---	5.792 (0.00)	10.035 (0.00)	3.365 (0.00)	5.251 (0.00)	5.097 (0.00)	3.824 (0.00)	4.589 (0.00)	7.885 (0.00)	8.868 (0.00)
3 meses	14.666 (0.00)	---	14.747 (0.00)	2.879 (0.01)	10.014 (0.00)	9.515 (0.00)	4.711 (0.00)	5.886 (0.00)	6.774 (0.00)	14.080 (0.00)
6 meses	7.343 (0.00)	0.946* (0.45)	---	4.235 (0.00)	3.854 (0.00)	4.119 (0.00)	2.681 (0.02)	1.846 (0.10)	8.170 (0.00)	3.727 (0.00)
1 año	10.382 (0.00)	11.175 (0.00)	1.131* (0.34)	---	10.441 (0.00)	9.028 (0.00)	1.974 (0.08)	3.505 (0.00)	6.738 (0.00)	1.774* (0.11)
2 años	12.813 (0.00)	6.297 (0.00)	1.366* (0.23)	1.468* (0.20)	---	0.048* (0.79)	1.818* (0.11)	3.332 (0.01)	4.966 (0.00)	1.336* (0.25)
3 años	10.641 (0.00)	5.624 (0.00)	1.292* (0.26)	1.018* (0.41)	3.487 (0.00)	---	4.198 (0.00)	5.750 (0.00)	5.730 (0.00)	1.336* (0.25)
4 años	7.477 (0.00)	3.118 (0.01)	0.750* (0.59)	1.072* (0.37)	10.579 (0.00)	10.723 (0.00)	---	10.868 (0.00)	4.512 (0.00)	2.043 (0.07)
5 años	9.432 (0.00)	5.733 (0.00)	1.969 (0.08)	1.844 (0.10)	1.577* (0.16)	1.960 (0.08)	1.101* (0.36)	---	3.750 (0.00)	1.881 (0.09)
7 años	9.136 (0.00)	8.122 (0.00)	1.927 (0.09)	1.886 (0.09)	2.472 (0.03)	2.883 (0.01)	2.533 (0.03)	0.936* (0.46)	---	2.868 (0.01)
10 años	9.481 (0.00)	7.166 (0.00)	7.482 (0.00)	5.017 (0.00)	1.525* (0.18)	1.580* (0.16)	2.782 (0.02)	2.141 (0.06)	2.531 (0.03)	---
JPY										
1 mes	---	1.060* (0.38)	5.425 (0.03)	5.087 (0.00)	2.078 (0.07)	3.584 (0.00)	3.049 (0.01)	2.931 (0.01)	2.056 (0.07)	1.255* (0.28)
3 meses	7.355 (0.00)	---	3.608 (0.00)	8.356 (0.00)	1.439* (0.21)	2.126 (0.06)	1.375* (0.23)	0.862* (0.51)	2.128 (0.06)	2.613 (0.02)
6 meses	5.974 (0.00)	3.459 (0.00)	---	7.724 (0.00)	1.361* (0.24)	1.836 (0.10)	2.370 (0.04)	1.563 (0.17)	0.256 (0.05)	2.735 (0.02)
1 año	5.218 (0.00)	0.623* (0.68)	2.875 (0.01)	---	1.932 (0.09)	3.696 (0.00)	1.991 (0.08)	2.491 (0.03)	9.466 (0.00)	6.721 (0.00)
2 años	1.340* (0.24)	4.544 (0.00)	1.915 (0.09)	2.869 (0.01)	---	2.488 (0.03)	1.411* (0.25)	1.555* (0.17)	4.208 (0.00)	4.665 (0.00)
3 años	0.912* (0.47)	3.993 (0.00)	1.556* (0.17)	1.458* (0.20)	1.005* (0.41)	---	4.597 (0.00)	2.099 (0.06)	2.638 (0.01)	4.104 (0.00)
4 años	1.464* (0.20)	2.800 (0.02)	1.619* (0.15)	1.182* (0.32)	3.244 (0.01)	3.541 (0.00)	---	0.641* (0.67)	1.464* (0.20)	2.543 (0.03)
5 años	2.235 (0.05)	0.975* (0.43)	2.979 (0.01)	1.989 (0.08)	4.987 (0.00)	5.675 (0.00)	4.471 (0.00)	---	2.133 (0.06)	1.327* (0.25)
7 años	2.316 (0.04)	2.013 (0.07)	2.527 (0.03)	2.387 (0.04)	2.611 (0.02)	6.279 (0.00)	5.238 (0.00)	4.792 (0.00)	---	3.573 (0.00)
10 años	0.745* (0.59)	1.046* (0.39)	2.584 (0.02)	1.154* (0.33)	3.034 (0.00)	4.753 (0.00)	4.510 (0.00)	2.574 (0.02)	2.296 (0.04)	---

Nota: En cada celda se contrasta la hipótesis nula de que la componente situada en la fila no causa en sentido de Granger a la componente situada en la columna. Entre paréntesis se muestra el p-valor. El número de retardos usado es 5. Un asterisco indica no rechazo de la hipótesis nula al 85% de confianza.

Tabla 13. Modelos para las componentes de alta frecuencia de las rentabilidades del sistema global

$$(1 - \beta_1 B - \beta_2 B^2 - \beta_3 B^3 - \beta_4 B^4) cr_{t,i} = \alpha + (\lambda_0 - \lambda_1 B - \lambda_2 B^2 - \lambda_3 B^3 - \lambda_4 B^4 - \lambda_5 B^5) cr_{t,1mes} + u_t$$

Plazo	β_1	β_2	β_3	β_4	β_5	α	λ_0	λ_1	λ_2	λ_3	λ_4	λ_5	R ²
DEM													
3 meses	0.663 (0.025)	0.185 (0.028)	0.047 (0.020)	0.057 (0.015)	---	0.003 (0.104)	0.429 (0.023)	0.287 (0.024)	0.111 (0.018)	---	---	---	0.963
6 meses	0.575 (0.025)	0.171 (0.027)	0.047 (0.022)	0.080 (0.026)	0.067 (0.022)	0.001 (0.096)	0.279 (0.022)	0.148 (0.020)	0.060 (0.015)	---	0.045 (0.012)	---	0.937
1 año	0.608 (0.022)	0.073 (0.028)	0.114 (0.025)	0.041 (0.025)	0.087 (0.025)	0.003 (0.092)	0.102 (0.018)	0.048 (0.016)	---	0.034 (0.010)	---	---	0.879
2 años	0.648 (0.025)	0.170 (0.031)	0.080 (0.024)	---	0.053 (0.017)	0.000 (0.046)	0.086 (0.010)	0.053 (0.010)	0.025 (0.007)	---	---	---	0.930
3 años	0.665 (0.024)	0.165 (0.129)	0.058 (0.024)	---	0.062 (0.021)	0.000 (0.052)	0.089 (0.012)	0.057 (0.011)	0.023 (0.007)	---	---	---	0.931
4 años	0.662 (0.022)	0.136 (0.029)	0.064 (0.025)	0.055 (0.024)	0.034 (0.021)	-0.002 (0.055)	0.073 (0.012)	0.042 (0.011)	0.022 (0.007)	---	---	---	0.923
5 años	0.683 (0.022)	0.145 (0.028)	0.085 (0.025)	---	0.047 (0.017)	0.002 (0.047)	0.029 (0.006)	---	0.023 (0.006)	---	---	---	0.931
7 años	0.660 (0.031)	0.152 (0.037)	0.057 (0.026)	0.076 (0.022)	---	0.000 (0.038)	0.041 (0.009)	0.026 (0.007)	0.016 (0.005)	---	---	0.05 (0.003)	0.889
10 años	0.606 (0.026)	0.162 (0.032)	0.091 (0.031)	---	0.069 (0.018)	-0.004 (0.020)	-0.011 (0.002)	---	0.004 (0.002)	---	---	0.006 (0.002)	0.792
USD													
3 meses	0.643 (0.045)	0.229 (0.047)	---	---	0.065 (0.017)	0.036 (0.113)	0.562 (0.052)	0.423 (0.076)	0.122 (0.052)	-0.048 (0.014)	---	0.022 (0.012)	0.976
6 meses	0.393 (0.107)	0.216 (0.031)	0.083 (0.031)	0.107 (0.025)	0.072 (0.022)	0.005 (0.140)	0.563 (0.045)	0.263 (0.073)	0.107 (0.034)	---	0.031 (0.017)	---	0.916
1 año	0.562 (0.064)	0.154 (0.039)	---	0.078 (0.021)	0.085 (0.021)	0.010 (0.142)	0.428 (0.047)	0.365 (0.059)	0.077 (0.035)	-0.034 (0.013)	---	---	0.754
2 años	0.662 (0.032)	0.167 (0.025)	0.071 (0.029)	0.074 (0.019)	---	-0.006 (0.054)	---	0.014 (0.004)	---	---	-0.012 (0.004)	---	0.937
3 años	0.642 (0.031)	0.202 (0.026)	---	0.089 (0.026)	0.042 (0.022)	-0.006 (0.063)	---	0.019 (0.005)	---	---	-0.017 (0.005)	---	0.937
4 años	0.623 (0.053)	0.219 (0.037)	0.084 (0.027)	---	0.048 (0.017)	-0.005 (0.058)	-0.023 (0.005)	---	---	-0.010 (0.006)	---	-0.010 (0.004)	0.945
5 años	0.593 (0.049)	0.179 (0.031)	0.114 (0.029)	0.082 (0.020)	---	-0.005 (0.061)	-0.023 (0.004)	---	---	---	---	-0.019 (0.004)	0.933
7 años	0.523 (0.095)	0.190 (0.037)	0.110 (0.030)	0.086 (0.030)	0.052 (0.025)	-0.011 (0.044)	-0.090 (0.011)	-0.051 (0.015)	-0.016 (0.007)	---	-0.009 (0.005)	-0.009 (0.004)	0.950
10 años	0.460 (0.076)	0.217 (0.034)	0.099 (0.032)	0.104 (0.025)	---	0.017 (0.052)	-0.138 (0.014)	-0.077 (0.020)	-0.023 (0.010)	---	-0.014 (0.006)	---	0.936
JPY													
3 meses	0.759 (0.035)	0.157 (0.036)	0.039 (0.019)	---	---	0.147 (0.094)	0.471 (0.032)	0.386 (0.038)	0.054 (0.022)	---	---	---	0.984
6 meses	0.748 (0.027)	0.126 (0.029)	0.074 (0.027)	---	---	0.103 (0.075)	0.326 (0.028)	0.273 (0.028)	---	0.030 (0.015)	---	---	0.978
1 año	---	0.908 (0.025)	---	---	---	-0.003 (0.086)	0.209 (0.027)	0.221 (0.027)	---	---	---	-0.029 (0.010)	0.909
2 años	0.630 (0.032)	0.137 (0.037)	0.064 (0.034)	---	0.078 (0.017)	0.006 (0.053)	-0.009 (0.006)	---	---	---	-0.009 (0.006)	---	0.747
3 años	0.630 (0.033)	0.158 (0.037)	0.061 (0.035)	---	0.079 (0.018)	-0.008 (0.053)	-0.019 (0.006)	---	---	---	-0.018 (0.006)	---	0.800
4 años	0.577 (0.038)	0.197 (0.044)	0.052 (0.038)	---	0.079 (0.019)	0.014 (0.059)	-0.013 (0.007)	---	---	---	-0.013 (0.007)	---	0.732
5 años	0.564 (0.038)	0.143 (0.040)	0.077 (0.035)	---	0.069 (0.021)	0.010 (0.054)	-0.019 (0.006)	---	---	---	-0.017 (0.006)	---	0.631
7 años	0.673 (0.035)	0.135 (0.032)	0.091 (0.032)	---	0.046 (0.023)	0.038 (0.045)	-0.009 (0.005)	---	---	---	-0.008 (0.005)	---	0.821
10 años	0.649 (0.028)	0.144 (0.033)	0.089 (0.027)	---	0.066 (0.020)	0.019 (0.033)	-0.038 (0.006)	0.037 (0.007)	---	---	---	---	0.851

Nota: Estimación mínimo cuadrática. Desviaciones típicas robustas de Newey-West entre paréntesis. El término constante ha sido multiplicado por 10². La componente de la rentabilidad con plazo i se denota $cr_{t,i}$.

Figura 1

Evolución de los tipos cupón cero de la ETTI del mercado de IRS a
1 mes, 5 y 10 años. Observaciones diarias

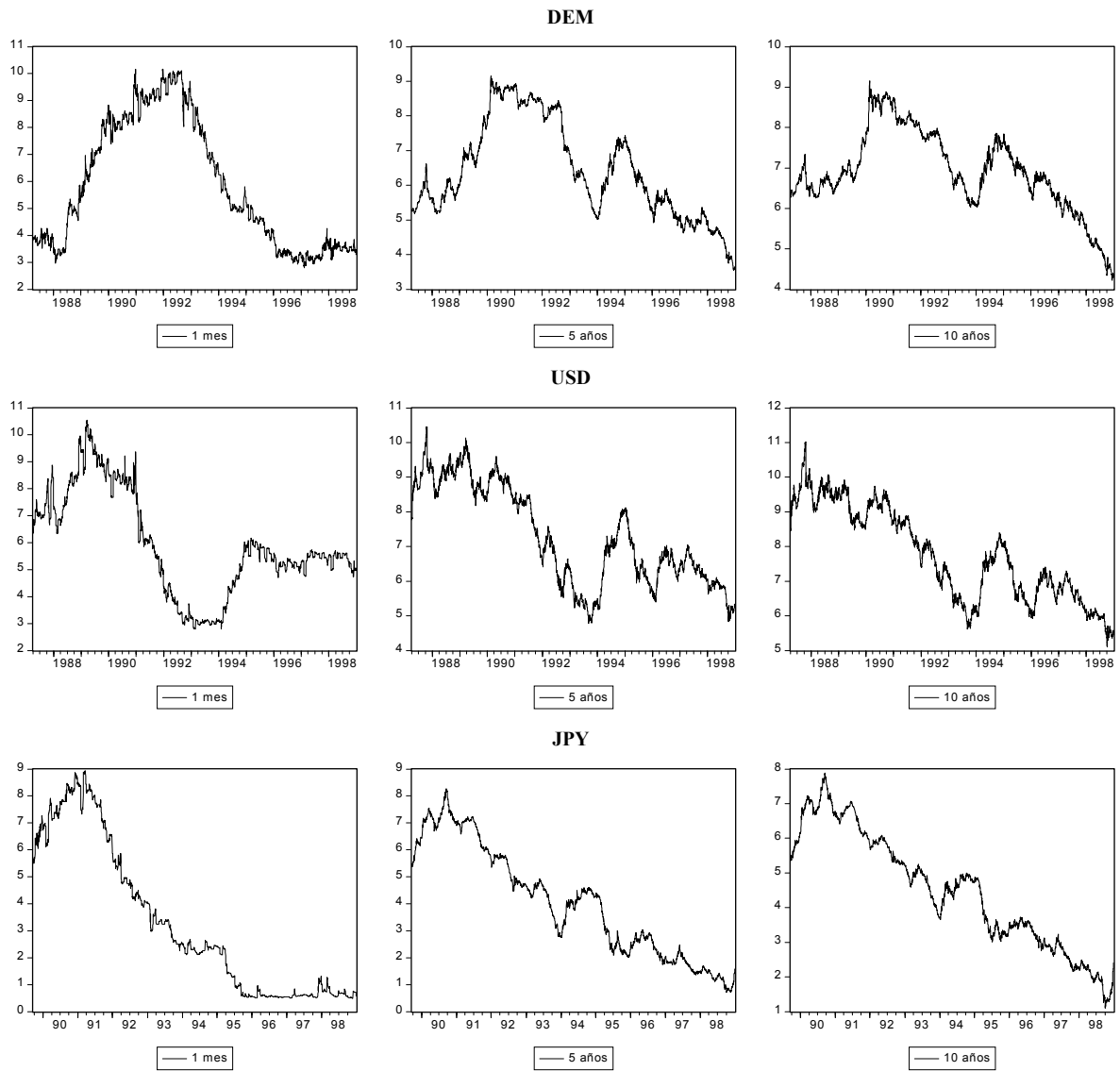


Figura 2

Gráficos de la tendencia común entre los tipos del sistema a corto

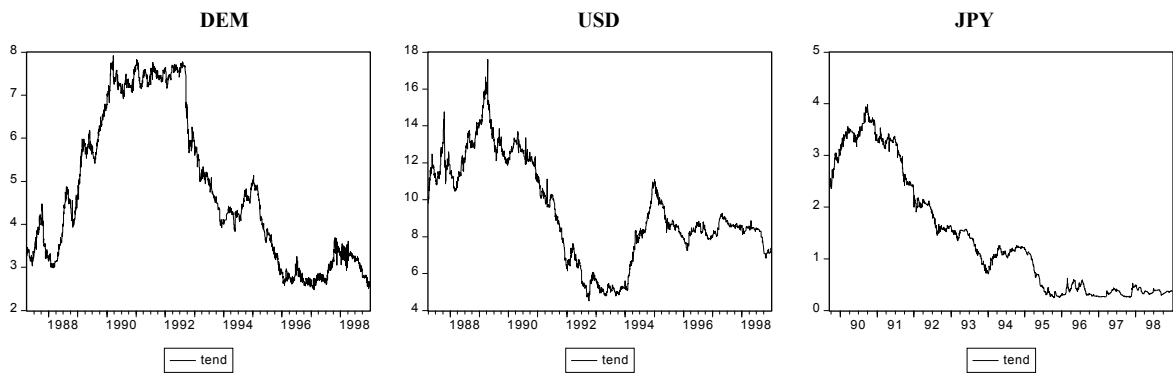
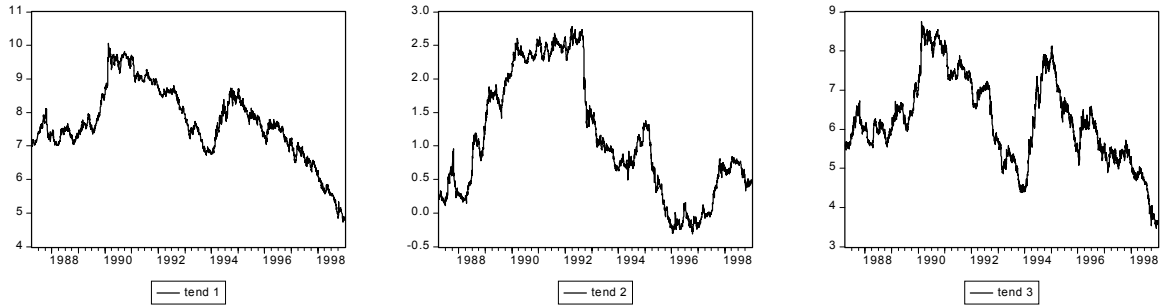


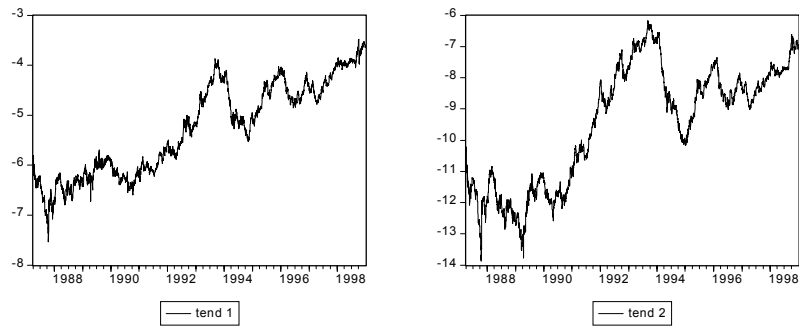
Figura 3

Gráficos de la tendencia común entre los tipos del sistema global

DEM



USD



JPY

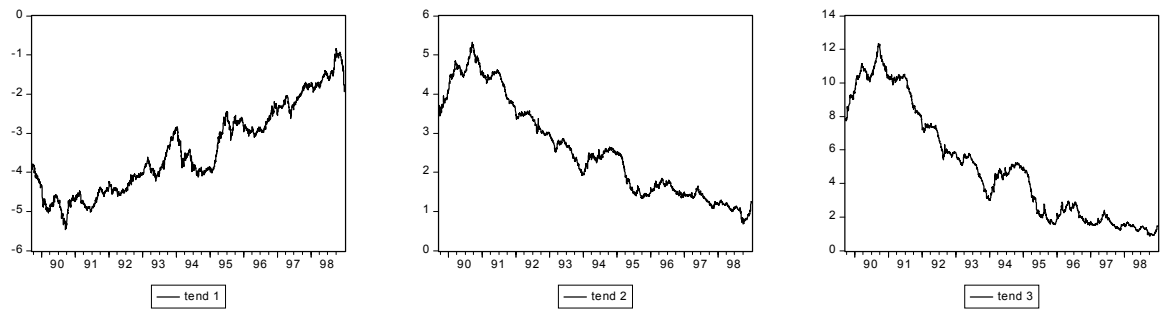


Figura 4

Relación entre las tendencias comunes del SG (tend1, tend2, y tend3) y la del SC (tend).

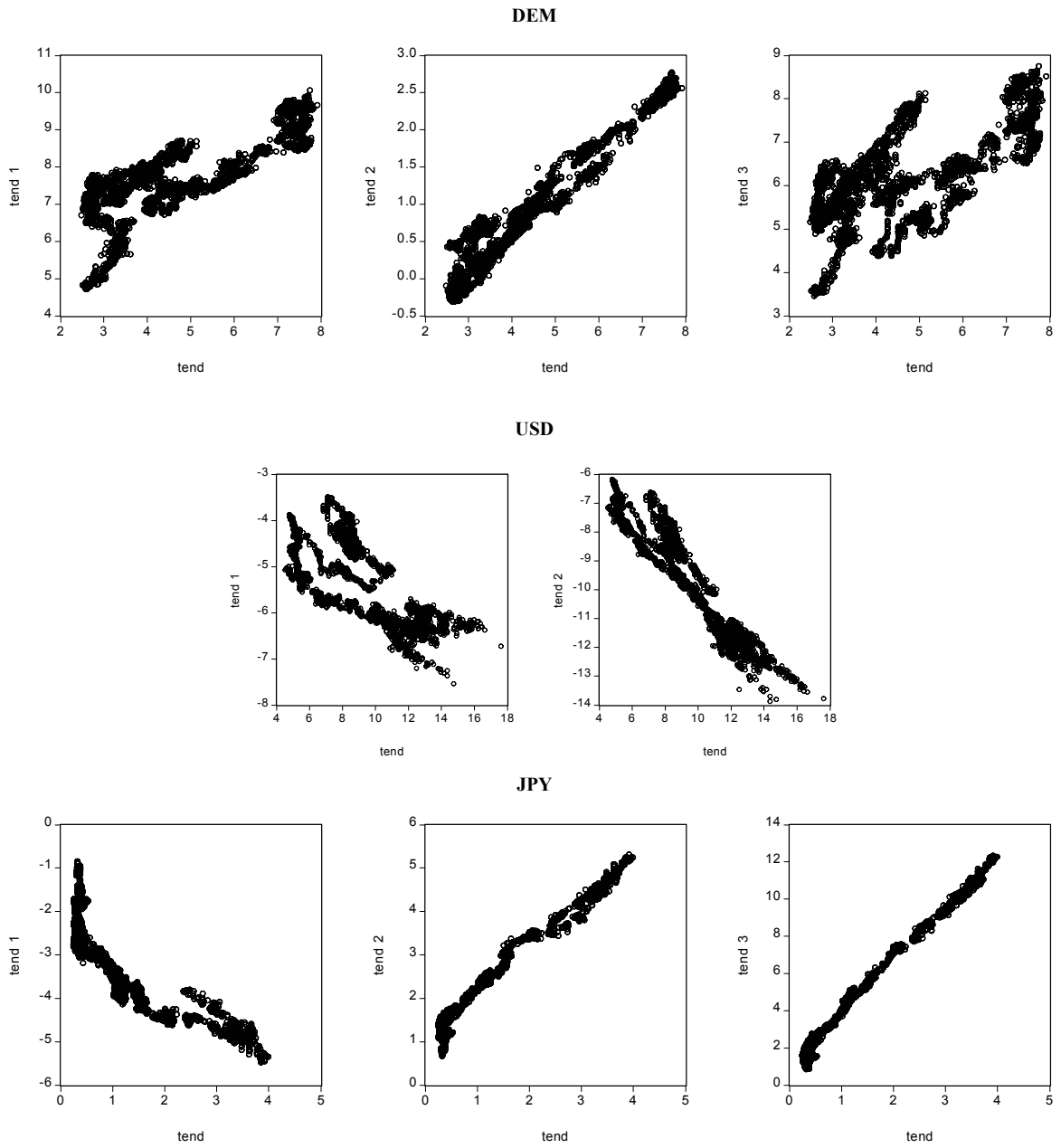
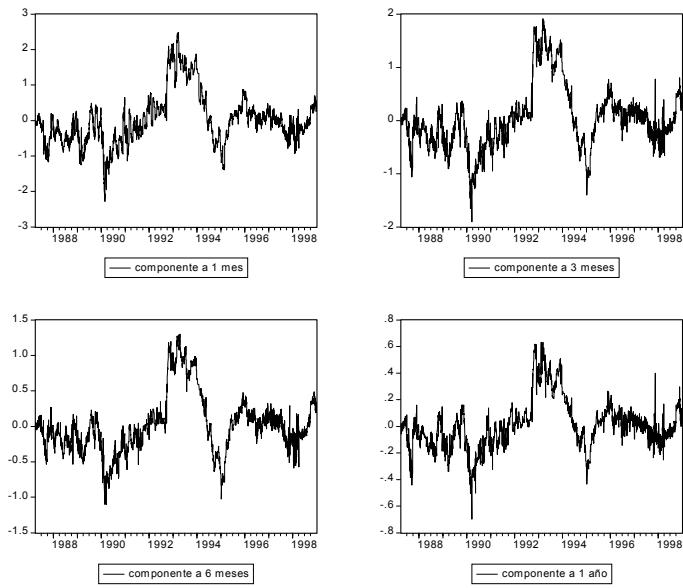


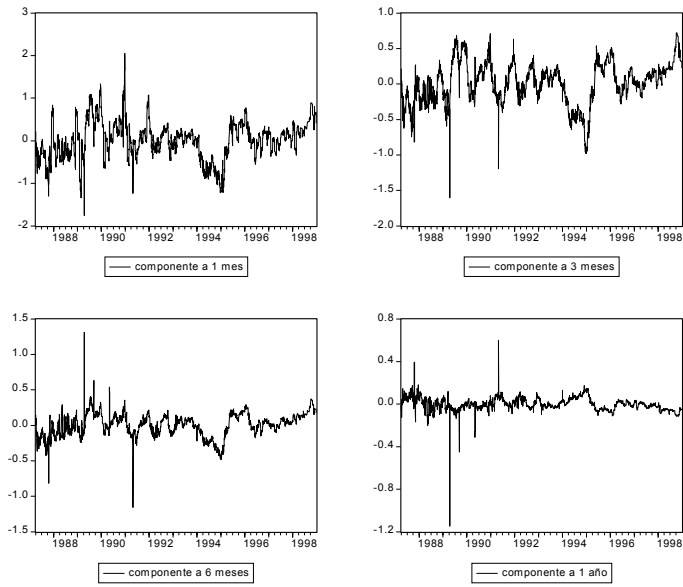
Figura 5.

Gráficos de la componente de alta frecuencia de los tipos del sistema a corto

DEM



USD



JPY

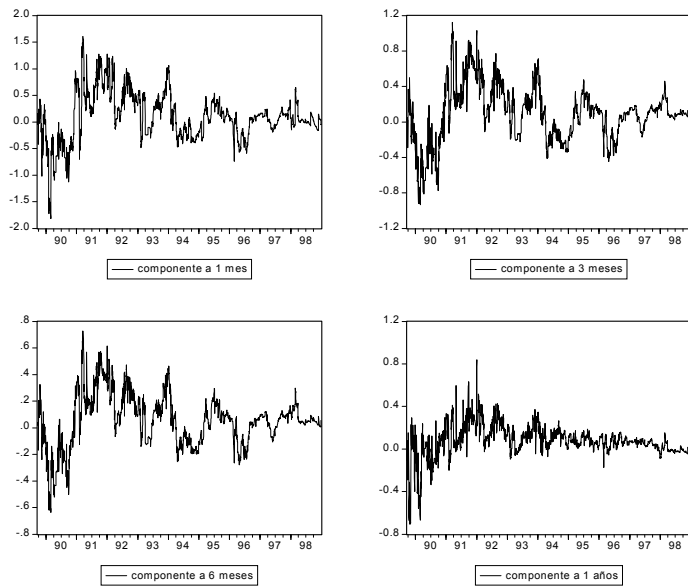
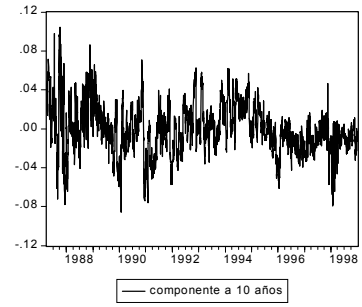
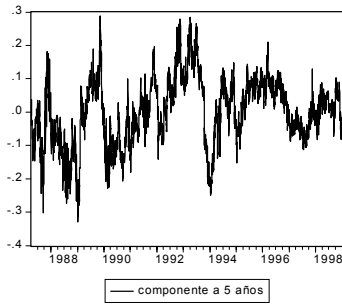
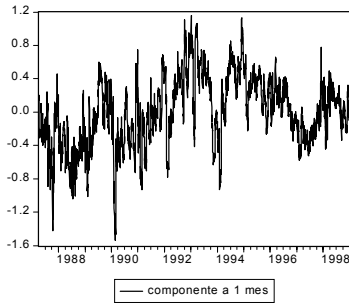


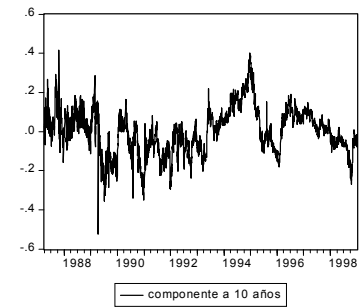
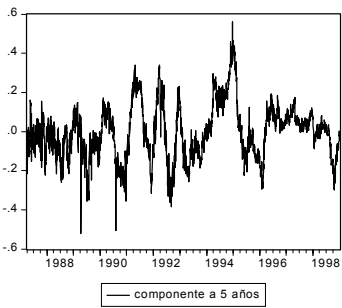
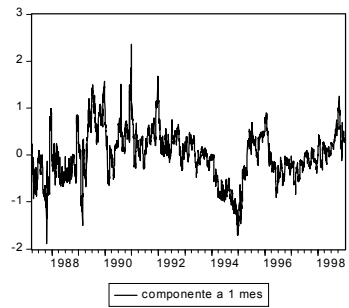
Figura 6.

Gráficos de la componente de alta frecuencia de los tipos a 1 mes, 5 y 10 años del sistema global

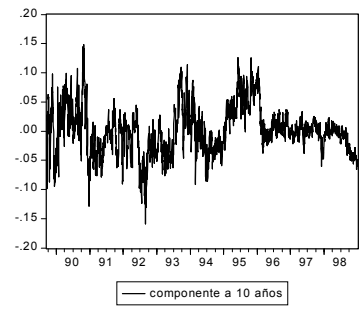
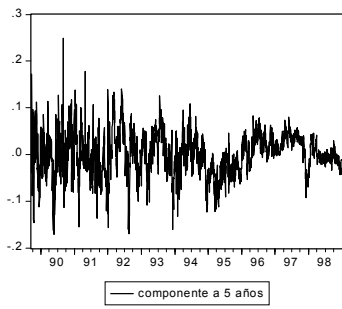
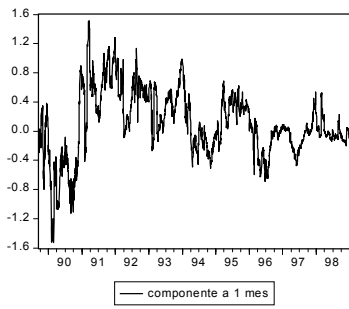
DEM



USD



JPY



Relación de Documentos de Trabajo publicados

- 9901 Philippe Polomé: Experimental Evidence on Voting Manipulation in Referendum Contingent Valuation with Induced Value
- 9902 Xosé M. González y Daniel Miles: Análisis Envolvente de Datos: Un Estudio de Sensibilidad
- 9903 Philippe Polomé: Combining contingent valuation and revealed preferences by simulated maximum likelihood
- 9904 Eva Rodríguez: Social value of health programs: is the age a relevant factor?
- 9905 Carlos Gradín y M^a Soledad Giráldez: Incorporación laboral de la mujer en España: efecto sobre la desigualdad en la renta familiar
- 9906 Carlos Gradín: Polarization by sub-populations in Spain, 1973-91
- 9907 Carlos Gradín: Polarization and inequality in Spain: 1973-91
- 0001 Olga Alonso, José María Chamorro: How do producer services affect the location of manufacturing firms?. The role of information accessibility
- 0002 Coral del Río Otero: Desigualdad Intermedia Paretiana
- 0003 Miguel Rodríguez Méndez: Margins, Unions and the Business Cycle in High and Low Concentrated Industries
- 0004 Olga Alonso Villar: Large metropolies in the Third World: an explanation
- 0005 Xulia González y Daniel Miles: Wage Inequality in a Developing Country: Decrease of Minimum Wage or Increase of Education Returns
- 0006 Daniel Miles: Infrecuencia de las Compras y Errores de Medida
- 0007 Lucy Amigo: Integración de los Mercados de Cambio: Análisis rentabilidad-riesgo de la cotización Peseta/Dólar
- 0008 Eduardo L. Giménez y Manuel González-Gómez: Efficient Allocation of Land Between Productive Use and Recreational Use.
- 0009 Manuel González-Gómez, P. Polomé y A. Prada Blanco: Sesgo sobre la Información Obtenida y la Estimación de Beneficios en Entrevistas a Visitantes de un Espacio Natural
- 0010 M. Xosé Vázquez Rodríguez y Carmelo León: Preferencias Imprecisas y Contexto en la Valoración de Cambios en la Salud.
- 0011 Begoña Alvarez: Can we Identify Fraudulent Behaviour?. An Application to Sickness Absence in Spain
- 0012 Xulia González, Xosé M. González y Daniel Miles: La Transición de la Universidad al Trabajo: una Aproximación Empírica.
- 0013 Olga Cantó: Climbing out of poverty, Falling back in: Low Incomes' Stability in Spain
- 0101 Arancha Murillas: Investment and Development of Fishing Resources: A Real Options Approach
- 0102 Arancha Murillas: Sole Ownership and Common Property Under Management Flexibility: Valuation, Optimal Exploitation and Regulation
- 0103 Olga Alonso Villar; José-María Chamorro Rivas y Xulia González Cerdeira: An análisis of the Geographic Concentration of Industry in Spain
- 0104 Antonio Molina Abrales y Juan Pinto-Clapés: A Complete Characterization of Pareto Optimality for General OLG Economies
- 0105 José María Chamorro Rivas: Communications technology and the incentives of firms to suburbanize
- 0106 Luci Amigo Dobaño y Francisco Rodríguez de Prado: Incidencia del efecto día en los valores tecnológicos en España

- 0107 Eva Rodríguez-Míguez; C. Herrero y J. L. Pinto-Prades: Using a point system in the management of waiting lists: the case of cataracts
- 0108 Xosé M. González y D. Miles: Análisis de los incentivos en el empleo público
- 0109 Begoña Álvarez y D. Miles: Gender effect on housework allocation: evidence from spanish two-earned couples
- 0110 Pilar Abad: Transmisión de volatilidad a lo largo de la estructura temporal de swaps: evidencia internacional
- 0111 Pilar Abad: Inestabilidad en la relación entre los tipos forward y los tipos de contado futuros en la estructura temporal del mercado de swaps de tipos de interés
- 0112 Xulia González, Consuelo Pazó y Jordi Jaumandreu: Barriers to innovation and subsidies effectiveness
- 0201 Olga Cantó, Coral del Río y Carlos Gradín: What helps households with children in leaving poverty?: Evidence from Spain in contrast with other EU countries
- 0202 Olga Alonso-Villar, José María Chamorro-Rivas, Xulia González: Agglomeration economies in manufacturing industries: the case of Spain
- 0203 Lucy Amigo Dobaño, Marcos Álvarez Díaz y Francisco Rodríguez de Prado: Efficiency in the spanish stock market. A test of the weak hypothesis based on cluster prediction technique
- 0204 Jaime Alonso-Carrera y María Jesús Freire-Serén: Multiple equilibria, fiscal policy, and human capital accumulation
- 0205 Marcos Álvarez Díaz y Alberto Álvarez: Predicción no-lineal de tipos de cambio. Aplicación de un algoritmo genético
- 0206 María J. Moral: Optimal multiproduct prices in differentiated product market
- 0207 Jaime Alonso-Carrera y Baltasar Manzano: Análisis dinámico del coste de bienestar del sistema impositivo español. Una explotación cuantitativa
- 0208 Xulia González y Consuelo Pazó: Firms' R&D dilemma: to undertake or not to undertake R&D
- 0209 Begoña Álvarez: The use of medicines in a comparative study across European interview-based surveys
- 0210 Begoña Álvarez: Family illness, work absence and gender
- 0301 Marcos Álvarez-Díaz e Alberto Álvarez: Predicción no-lineal de tipos de cambio: algoritmos genéticos, redes neuronales y fusión de datos
- 0302 Marcos Álvarez-Díaz, Manuel González Gómez e Alberto Álvarez: Using data-driven prediction methods in a hedonic regression problem
- 0303 Marcos Álvarez-Díaz e Lucy Amigo Dobaño: Predicción no lineal en el mercado de valores tecnológicos español. Una verificación de la hipótesis débil de eficiencia
- 0304 Arancha Murillas Maza: Option value and optimal rotation policies for aquaculture exploitations
- 0305 Arancha Murillas Maza: Interdependence between pollution and fish resource harvest policies
- 0306 Pilar Abad Romero: Un contraste alternativo de la hipótesis de las expectativas en Swaps de tipos de interés

