

## DIFERENCIALES CUPÓN CERO SWAPS DE TIPOS DE INTERÉS EN PESETAS - DEUDA PÚBLICA ESPAÑOLA. EVIDENCIA EMPÍRICA<sup>(\*)</sup>

Rodríguez Osés, J.E.  
Ayala Calvo, J.C.  
Universidad de La Rioja

### RESUMEN

El diferencial existente, para un plazo dado, entre los tipos cupón cero swaps de tipos de interés (IRS) y los de su correspondiente deuda pública se debe principalmente a la prima que es preciso incorporar por la iliquidez del mercado swap y por el riesgo de incumplimiento de las contrapartes.

El análisis de los diferenciales diarios existentes entre los tipos de interés cupón cero de los EuroIRS en pesetas y de la Deuda Pública Española, obtenidos respectivamente por el método *bootstrapping* y básicamente por el modelo econométrico de Svensson (1994), para el período comprendido entre el 31/12/93 y el 05/02/98, permite afirmar que existen diferencias estadísticamente significativas entre las medias de dichos diferenciales para todos los plazos, que el valor medio de la prima es positivo y, que ésta si exceptuamos el plazo de 10 años, va disminuyendo a medida que los vencimientos son mayores.

En determinados momentos se produjeron diferenciales negativos, que pueden ser explicados por el aumento del nivel de incertidumbre sobre la evolución previsible de los tipos de interés en el mercado.

**PALABRAS CLAVE:** Swaps de tipos de interés; Diferenciales cupón-cero IRS-Deuda Pública en pesetas; Análisis de la varianza; Primas exigidas al mercado de IRS; ETTI; Método *bootstrapping*; Método de Svensson; Tipos cupón-cero.

### INTRODUCCIÓN

Desde el punto de vista teórico, el valor mínimo al que debe cotizar un swap de tipos de interés (IRS) se podría expresar como la rentabilidad ofrecida por la deuda pública, a un plazo equivalente a la vida del IRS, más una prima de riesgo en función de la calidad crediticia de la contraparte, y más una prima por iliquidez, en el caso de que se manifieste este último riesgo en el segmento de mercado correspondiente. Analíticamente:

$$i_s = r_{l.r.} + p_{inc.} + p_{liq.}^1 \quad (1.)$$

donde:

$i_s$  el tipo de interés del IRS.

$r_{l.r.}$  el tipo de interés libre de riesgo de la deuda pública, para un plazo equivalente al del IRS.

$p_{inc.}$  la prima de riesgo por la posibilidad de incumplimiento de la contraparte del IRS.

$p_{ilíqu.}$  la prima de riesgo por la iliquidez del mercado de IRS a ese plazo.

Aunque tradicionalmente se ha señalado el importante peso que la prima por el riesgo de incumplimiento de las contrapartes tiene en la explicación del diferencial cotizaciones IRS-Deuda Pública, conviene tener presente que los tipos swaps corresponden al mercado interbancario y sirven como referencia para agentes económicos de la máxima calidad crediticia.

Nuestro trabajo pretende, por una parte, contrastar empíricamente la relación mostrada en la expresión (1.) y, por otra, conocer si los diferenciales ( $i_s - r_{l,r.}$ ) son idénticos independientemente del plazo considerado -2, 3, 4, 5, 7 y 10 años-.

Para ello, y a diferencia de trabajos previos<sup>2</sup>, que se centran en el estudio de las diferencias entre los TIRs del mercado de los IRS y los TIRs teóricos de la deuda pública correspondientes a cada vértice, nos basaremos en el análisis de los diferenciales resultantes de tipos de interés cupón cero. Esto supone, en nuestra opinión, la supresión de posibles sesgos procedentes de las características propias de los activos financieros, que inevitablemente incorporan sus TIRs<sup>3</sup>, como son cuantía y fechas de pago de los cupones, plazo hasta la liquidación de las operaciones, etc. De ese modo, el diferencial obtenido describirá efectivamente la situación que presentan dichos activos financieros, y mostrará con claridad, sin verse empañado o distorsionado por divergencias, la prima global existente entre el mercado de swaps y el de deuda pública para cada plazo.

Los tipos de interés cupón cero de los EuroIRS en pesetas y de la Deuda Pública Española, que definen los diferenciales diarios existentes han sido obtenidos respectivamente por el método *bootstrapping* y básicamente por el modelo econométrico de Svensson (1994), a partir de las cotizaciones de sus correspondientes mercados, para el período comprendido entre el 31/12/93 y el 05/02/98.

Debemos precisar que no pretendemos cuantificar la magnitud de las primas de riesgo de incumplimiento y de iliquidez que para cada plazo presenta el mercado de swaps. No porque este hecho carezca de interés, sino porque en estos momentos siguen existiendo enormes dificultades para medir aisladamente dichos riesgos, debido a la falta de una teoría financiera suficientemente desarrollada sobre cómo deben ser incorporadas en el precio del IRS.

El estudio, en lo que resta, se estructura de la siguiente forma: el apartado segundo está dedicado básicamente a describir la base de datos que empleamos, destacando las características que posee y la metodología que ha sido preciso utilizar para crearla a partir de las cotizaciones de los mercados de swaps y de deuda pública; el tercero presenta el estudio empírico de los diferenciales diarios cupón-cero EuroIRS-deuda pública en pesetas, para el período comprendido entre el 31/12/93 y el 05/02/98, y el análisis de los principales resultados conseguidos; por último, el cuarto y quinto muestran, respectivamente, las conclusiones obtenidas y la bibliografía consultada para su desarrollo.

## DIFERENCIALES CUPÓN-CERO: CARACTERÍSTICAS DE LA BASE DE DATOS Y METODOLOGÍA UTILIZADA

El diferencial cupón cero ( $Dif_{cc_j}^t$ ), entre las cotizaciones EuroIRS en pesetas y las de la Deuda Pública Española, correspondiente al plazo  $j$  en el momento  $t$  deberá ser obtenido sim-

plemente restando a los tipos cupón cero de los EuroIRS en pesetas a dicho plazo, y en ese instante, los de la deuda pública. Esto es:

$$Dif_{cc_j}^t = IRS_{cc_j}^t - Deuda_{cc_j}^t \quad (2.)$$

donde:

$IRS_{cc_j}^t$  es el tipo de interés cupón cero EuroIRS del plazo  $j$ , en el momento  $t$ . En nuestro caso,  $j = 2, 3, 4, 5, 7$  ó  $10$  años y  $t$  puede ser cualquier día hábil de mercado, comprendido entre el 31/12/93 y el 05/02/98, para el que dispongamos simultáneamente de cotizaciones para los EuroIRS en pesetas y para la Deuda Pública Española.

$Deuda_{cc_j}^t$  es el tipo de interés cupón cero de la Deuda Pública Española para el plazo  $j$ , en la fecha  $t$ .

Teniendo en cuenta que el diferencial ( $Dif_{cc_j}^t$ ) recoge fundamentalmente la prima que es preciso incorporar por la iliquidez del mercado swap y por el riesgo de incumplimiento de las contrapartes y que éste puede considerarse prácticamente nulo<sup>4</sup>; si demostráramos la relación prima-plazo, sería posible defender la existencia de vínculo liquidez-plazo.

### Tipos cupón cero EuroIRS en pesetas

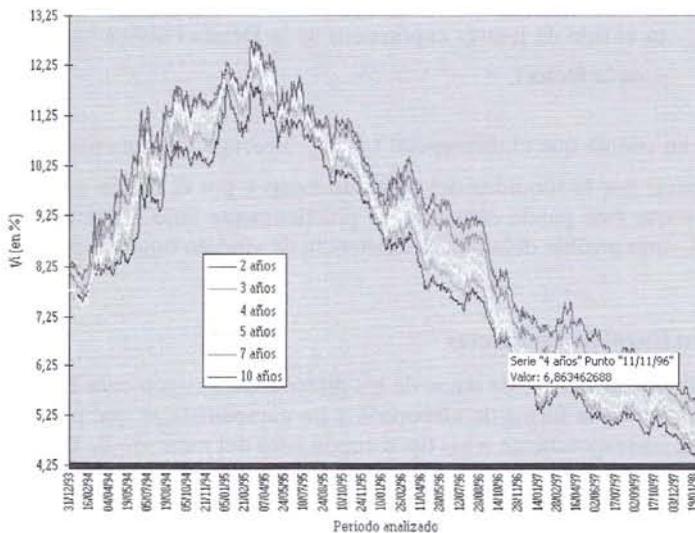
Antes de describir la base de datos de los diferenciales cupón cero EuroIRS en pesetas - Deuda Pública Española, la forma de elaborarla y las características que posee, vamos a analizar la información correspondiente a los tipos cupón cero del mercado de IRS y la metodología utilizada para su cálculo. Este análisis, al ser dichos tipos una de las componentes de los diferenciales, nos permitirá detectar algunas de sus peculiaridades.

Partimos de los precios medios diarios de compra y de venta de los EuroIRS en pesetas cotizados a las 16 horas, suministrados por "Datastream"<sup>5</sup>, para el período comprendido entre el 31/12/93 y el 05/02/98. Como dichos precios son la TIR correspondiente al hipotético bono a la par que define la rama fija del swap, para transformarlos en sus correspondientes tasas cupón cero hemos utilizado el método *bootstrapping*. Éste, dadas las cotizaciones swaps, que representan tipos internos de rendimiento a distintos vencimientos, es la tasa que iguala a cero el valor actual de la rama fija del swap a dicho plazo), e identificados los flujos que proporciona la rama fija del swap con los de una obligación a tipo fijo que cotiza a la par, consiste básicamente en obtener el factor de descuento cupón cero correspondiente al primer período y, apoyándonos en éste, los de los períodos sucesivos. Por tanto, es un método recursivo o iterativo<sup>6</sup>.

La toma de los datos correspondientes al euromercado de swaps de tipos de interés en pesetas se debe a que son precios mucho más indicativos que los del segmento doméstico, tanto por la liquidez que presentan como porque proporcionan una ETTI menos sesgada (fiscalmente, etc.).

Como puede observarse en la figura nº 1, que muestra la evolución de los tipos cupón cero obtenidos de los EuroIRS cotizados en pesetas para todos los plazos, en el período estudiado se aprecia, a partir de finales de marzo de 1995, una inversión en la tendencia de la serie: ésta se vuelve bajista (las caídas más significativas se producen en mayo de 1995, en noviembre y diciembre del mismo año, septiembre y noviembre de 1996 y a partir de la mitad de abril de 1997). Por otra parte, se hace patente que el rango de los tipos de los distintos plazos resulta más acentuado a partir de mayo del 96, coincidiendo con una reducción progresiva de los tipos de interés. Por contra, entre enero y agosto del 95, período al que corresponden los niveles de tipos de interés más altos, se observan las diferencias más pequeñas entre los precios cupón cero EuroIRS a los distintos plazos. Por supuesto, dichos precios incorporan los movimientos provocados por la inestabilidad en el mercado, las expectativas existentes, etc.

**Figura 1.** Tipos cupón cero EuroIRS en pesetas a distintos plazos.



Debido a la gran amplitud del período al que se refieren los datos, el rango, o diferencia entre el tipo de interés cupon cero swap máximo y mínimo, es superior a 7 puntos porcentuales para todos los plazos (ver cuadro nº. 1.). Es interesante destacar que, en el intervalo de tiempo estudiado, el tipo de interés cupón cero medio aumenta a medida que crece el plazo, lo cual apunta la existencia de una ETTI creciente en media.

Indudablemente, en un período tan extenso como el analizado, los precios pueden presentar determinadas tendencias (alcistas, bajistas, de estabilidad o inestabilidad), lo cual influye en la forma de la distribución de los precios. El análisis descriptivo de las series de precios nos ha mostrado que, con independencia del plazo, las distribuciones de los precios son platicúrticas y con asimetría negativa (ver cuadro nº. 1.).

**Cuadro nº. 1.** Características de los tipos de interés cupón cero EuroIRS en pesetas para el período comprendido entre el 31/12/93 y el 5/2/98.

Plazo (en años)	2	3	4 (cifras en %)	5	7	10
Media	8,125	8,354	8,563	8,723	9,010	9,260
Moda	4,455	4,773	4,954	5,128	5,396	5,690
Desv.típica	2,216	2,300	2,310	2,274	2,186	2,070
Varianza	4,910	5,288	5,338	5,169	4,778	4,284
Asimetría	-0,084	-0,066	-0,074	-0,087	-0,136	-0,198
Curtosis	-1,319	-1,351	-1,363	-1,359	-1,322	-1,285
Máximo	11,916	12,279	12,487	12,569	12,764	12,756
Mínimo	4,445	4,591	4,772	4,935	5,236	5,536
Rango	7,471	7,688	7,714	7,634	7,528	7,220
1 <sup>er</sup> Cuartil	5,844	5,961	6,148	6,367	6,789	7,196
Mediana	8,189	8,340	8,573	8,735	9,159	9,485
3 <sup>er</sup> Cuartil	10,250	10,555	10,790	10,925	11,060	11,191
Nº. casos	1.070	1.070	1.070	1.070	1.070	1.070

Con el fin de eliminar el efecto tendencia, que puede seguir presente en los tipos cupón cero, obtenidos mediante el método *bootstrapping* a partir de las cotizaciones IRS de mercado, nos ha parecido conveniente transformar los tipos cupón cero en variaciones de tasa continua.

Así, la variación de los tipos cupón cero swaps  $r_j^t$  de cada vértice o plazo  $j$  en el momento  $t$ , viene dado por:

$$r_j^t = \text{Log} \left( \frac{z_j^t}{z_j^{t-1}} \right) \quad (3.)$$

donde:

$z_j^t$  es la tasa IRS cupón-cero del plazo  $j$  correspondiente al momento  $t$ . En nuestro caso, el plazo  $j = 2, 3, 4, 5, 7$  ó  $10$  años y  $t$  puede ser cualquier día hábil del mercado EuroIRS en pesetas, comprendido entre el 31/12/93 y el 05/02/98.

$z_j^{t-1}$  es la tasa IRS cupón-cero del vértice  $j$  en la fecha  $t-1$ .

Una vez transformadas las series, que reflejan aproximadamente en escala logarítmica las tasas de variación de los tipos de interés cupón cero EuroIRS en pesetas generadas en cada jornada respecto a la anterior, calculamos los coeficientes de correlación de Pearson para dichas series de tipos de interés y en todos los plazos. Los resultados obtenidos, que aparecen recogidos en el cuadro nº. 2., nos muestran:

1- Que existe una correlación positiva y muy alta ( $>0,80$ ) entre las tasas de variación de los tipos de interés cupón cero EuroIRS en pesetas a todos los plazos, lo que pone en evidencia

la fuerte relación existente entre los diferentes segmentos (en función del plazo de vencimiento) del mercado de swaps.

2- La máxima correlación se da entre los valores de las series de tipos cupón cero de un vencimiento ( $t$ ) y los de la serie con vencimiento inmediatamente posterior ( $t+1$ ), excepto para el plazo a 3 años que posee una correlación más alta con el de 5 años que con el de 4 años.

**Cuadro n.º. 2.** Correlaciones de las variaciones de los tipos de interés cupón cero EuroIRS en pesetas a distintos plazos (a partir de logaritmos del cociente de tipos), para un nivel de significación del 0,01.

Plazo (en años)	Precios cupón cero EuroIRS en pesetas					
	2	3	4	5	7	10
2	1					
3	0,9293	1				
4	0,8723	0,9361	1			
5	0,8762	0,9470	0,9500	1		
7	0,8330	0,9074	0,9167	0,9598	1	
10	0,8086	0,8907	0,8988	0,9434	0,9679	1
N.º. casos	1.069	1.069	1.069	1.069	1.069	1.069

Eliminada la tendencia de las series nos propusimos contrastar la hipótesis nula  $H_0$ : “la distribución de la variable tipos de interés cupón-cero EuroIRS en pesetas para los distintos plazos, expresados en rendimientos en tasa continua, sigue una Normal”. El test utilizado al efecto fue el de Kolmogorov-Smirnov. Éste rechaza la hipótesis de normalidad cuando el estadístico de contraste supera un valor previamente tabulado para distintos niveles de significación. Observando los resultados, que se incluyen en el cuadro n.º. 3., podemos rechazar dicha hipótesis para todos los plazos, lo que indica que existen valores extremos muy alejados de la media, que sobrepasan lo propio de una distribución normal.

**Cuadro n.º. 3.** Estadística descriptiva y análisis de normalidad de las variaciones de los tipos de interés cupón-cero EuroIRS en pesetas a partir de logaritmos en base 10 del cociente de tipos (Test de normalidad Kolmogorov-Smirnov).

Plazo (en años)	2	3	4	5	7	10
Media	-0,0002	-0,0002	-0,0002	-0,0002	-0,0002	-0,0002
Desv. típica	0,0037	0,0041	0,0044	0,0042	0,0041	0,0040
est. K-S Z	3,1635	2,5593	2,6153	2,3843	2,2021	2,3653
2-Tailed $p$	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0001	0,0000
Asimetría	0,526	0,583	0,407	0,462	0,477	0,491
Curtosis	3,958	4,124	4,362	3,363	2,798	2,289
N.º. casos	1.069	1.069	1.069	1.069	1.069	1.069

Los resultados muestran, además, una variación media decreciente de los tipos EuroIRS cupón cero en pesetas respecto al del día anterior para todos los plazos. En cuanto a la forma de

las distribuciones de las tasas de variación de los EuroIRS en escala logarítmica, es preciso señalar que presentan asimetría positiva para todos los plazos y son leptocúrticas.

### Diferenciales cupón cero EuroIRS en pesetas-Deuda Pública Española

La amplia base de datos de diferenciales tipos cupón cero swap-deuda sobre la que hemos trabajado, con el objeto de que los resultados puedan ser generalizados, proviene de los precios IRS cotizados diariamente en Europesetas, y de los precios de la deuda pública suministrados por el banco de España.

Para determinar los tipos de interés cupón cero de la deuda una alternativa podría ser aplicar el método *bootstrapping*, como se ha hecho con las cotizaciones swaps. No obstante, hemos preferido utilizar modelos econométricos porque resultan más cómodos y sencillos. Como las cotizaciones de la deuda no corresponden a plazos estandarizados y los títulos pueden diferenciarse en algunas de sus características (cuantía y fechas de pago de los cupones, ...), el empleo del método *bootstrapping* requiere que se aplique previamente a su utilización algún tipo de interpolación a los precios del mercado, con el objeto de así poder estimar bonos teóricos para los vértices estándar.

En nuestro caso, los tipos de interés cupón cero de la deuda se han estimado a partir de los precios de mercado de la Deuda Pública, mediante el empleo del modelo econométrico de Nelson y Siegel (1987) y la extensión efectuada por Svensson (1994)<sup>7</sup>, sustituyendo, en sus ecuaciones, los parámetros que rigen el comportamiento de la estructura temporal de tipos de interés de nuestro mercado. La especificación de la función de tipos de interés mediante el método de Nelson y Siegel (1987) está limitada por la escasa flexibilidad de la estructura: únicamente permite la existencia de un máximo o un mínimo interior en la función. Para salvar dicha limitación, Svensson (1994) propuso incorporar un término adicional a la forma funcional del tipo a plazo instantáneo.

Habría sido deseable aplicar únicamente el método de Svensson (1994) para todo el período de análisis; no obstante, para el primer año, concretamente hasta el 30/12/94 inclusive, se ha utilizado el modelo de Nelson y Siegel (1987), y a partir del 02/01/95, el método de Svensson (1994), ya que de la estimación de los parámetros  $\beta_3$  y  $\tau_2$  que precisa este último método, realizada por el Banco de España, sólo está disponible para dicho intervalo temporal.

Nuestro posicionamiento respecto a la utilización de estos modelos para el cálculo del tipo cupón-cero de la deuda se debe fundamentalmente a que:

1. Los resultados que proporcionan son comparables con las estimaciones swap cupón cero obtenidas mediante el método *bootstrapping*<sup>8</sup>. Aleatoriamente hemos seleccionado algunas fechas para las que se han tomado los precios de la deuda, calculado sus bonos teóricos que resultan equivalentes para los plazos estandarizados y aplicado el método *bootstrapping*, la finalidad fue analizar si se producían diferencias significativas dependiendo del método utilizado para estimar los tipos de interés cupón cero de la deuda. En este aspecto, podemos señalar que los resultados son muy homogéneos, produciéndose diferencias poco significativas a 7 y 10 años respecto a los tipos que estiman los modelos econométricos, derivadas a nuestro parecer de la propia naturaleza del método *bootstrapping*, al ser un procedimiento iterativo.

2. Los precios así estimados, a partir de los datos correspondientes a la deuda pública, contienen únicamente los efectos derivados del plazo; mientras que si se utilizase directamente

los precios de mercado (TIR de los títulos) estarían sesgados por sus propias características (fechas de pago de los cupones, plazo hasta la liquidación de las operaciones, forma de cálculo del cupón corrido, régimen de negociación en las fechas próximas al pago del cupón, etc.), e incluso por distinta fiscalidad<sup>9</sup>. Fijémonos que esto es enormemente importante desde el punto de vista del análisis que realizamos, puesto que es el único modo de que al compararlos con los tipos swaps cupón cero nos proporcionen resultados realmente descriptivos de la iliquidez y/o el riesgo de incumplimiento que presenta este mercado.

3. A pesar de ser modelos diferentes ofrecen resultados muy cercanos en la estimación de los tipos cupón cero. En las ecuaciones (4.) y (5.) puede observarse como el modelo de Svensson (1994) supone sólo una ampliación del de Nelson y Siegel (1987).

Una vez descritos los motivos que hacen aconsejable la utilización de dichos modelos, pasamos a indicar brevemente la formulación que hemos introducido en hoja de cálculo para determinar los tipos al contado siguiendo el método de Nelson y Siegel (1987). Dichos tipos se obtienen simplemente sustituyendo el vector de parámetros  $(\beta_0, \beta_1, \beta_2 \text{ y } \tau_1)$ , estimado de forma no lineal o por máxima verosimilitud a partir de los precios de la deuda, en la siguiente ecuación matemática:

$$z_{0,m} = \beta_0 + (\beta_1 + \beta_2) \frac{\tau_1}{m} \left( 1 - \exp\left(-\frac{m}{\tau_1}\right) \right) - \beta_2 \exp\left(-\frac{m}{\tau_1}\right) \quad (4.)$$

El método de Svensson (1994) exige aplicar los parámetros  $\beta_0, \beta_1, \beta_2, \beta_3, \tau_1 \text{ y } \tau_2$  en la siguiente formula:

$$z_{0,m} = \beta_0 + (\beta_1 + \beta_2) \frac{\tau_1}{m} \left( 1 - \exp\left(-\frac{m}{\tau_1}\right) \right) - \beta_2 \exp\left(-\frac{m}{\tau_1}\right) + \\ + \beta_3 \frac{\tau_2}{m} \left( 1 - \exp\left(-\frac{m}{\tau_2}\right) \right) - \beta_3 \exp\left(-\frac{m}{\tau_2}\right) \quad (5.)$$

donde,  $z_{0,m}$  y los parámetros<sup>10</sup>  $\beta_0, \beta_1, \beta_2, \beta_3, \tau_1 \text{ y } \tau_2$  pueden explicarse del siguiente modo:

$z_{0,m}$  es el tipo de interés al contado para el vencimiento  $m$  (en años).

$\beta_0$  fija el valor asintótico del tipo a plazo y de contado.

$\beta_1$  determina la pendiente de la ETTI.

$\beta_2$  define la existencia de un máximo interior ( $\beta_2 > 0$ ), un mínimo interior

$(\beta_2 < 0)$  o monotocidad ( $\beta_2 = 0$ ) en la estructura de tipos *forward*, es decir, la curvatura que existe.

- $\beta_3$  permite incorporar la existencia de un máximo y de un mínimo interior en la función de tipo *forward* instantáneo.
- $\tau_1$  recoge la tasa a la que el tipo *forward* instantáneo se acerca a su nivel asintótico, por tanto, incorpora la velocidad de convergencia.
- $\tau_2$  define la velocidad de convergencia de la segunda tasa interior, que se utiliza para estimar la ETTI en el modelo de Svensson (1994).

Para determinar los diferenciales cupón cero swap-deuda se ha depurado exhaustivamente la información de ambas bases de datos, haciendo coincidir exactamente las fechas de aquéllas: en la base de datos de precios Euroswaps nos encontramos con mayor número de referencias que en la de Deuda Pública, por lo que hemos procedido eliminando en la primera aquellos días para los que no existía cotización en el mercado de Deuda Pública española y, en la de Deuda Pública, el resto de fechas que no fueran idénticas. De este modo, nuestra base de datos de diferenciales cupón cero recoge, finalmente, un total de 6.102 datos, referidos únicamente a los plazos que realmente aparecían cotizaciones significativas en el mercado de swaps (2, 3, 4, 5, 7 y 10 años).

A nuestro juicio, el análisis de los diferenciales cupón cero swap-deuda a 1, 6, 8 y 9 años no resulta representativo. Los datos correspondientes a 1 año son la conexión entre el mercado de Eurodepósitos interbancarios y el mercado de cotizaciones Euroswaps, y el resto de los plazos (6, 8 y 9 años) son meras interpolaciones lineales de las cotizaciones reales del mercado de swaps.

Antes de adentrarnos en el objeto principal del estudio (contrastar empíricamente si los diferenciales cupón cero EuroIRS en pesetas - Deuda Pública son diferentes según el plazo), consideramos de interés conocer la correlación entre las variaciones de los tipos de interés cupón cero de ambos mercados, así como las características de la serie de datos de diferenciales con los que trabajamos.

Dadas las variaciones, en escala logarítmica, de los tipos de interés EuroIRS cupón cero en pesetas, y las de los tipos cupón cero de la Deuda Pública Española, para un determinado vencimiento ( $z$ ), la correlación entre ambas variables guarda una relación inversa a medida que aumenta el plazo hasta el vencimiento del título. Relación que se produce en el mismo sentido, cuando se analizan las variaciones de los tipos EuroIRS cupón cero en pesetas, para un plazo  $t$ , y las de la Deuda Pública para un plazo superior (es decir, para  $z > t$ , siendo  $t = 2, 3, 4, 5, 7, 10$  años). Por otra parte, dadas las variaciones de los tipos cupón cero de la Deuda Pública, para un determinado plazo ( $z = 2, 3, 4, 5, 7$ ), y las de los tipos cupón cero para los EuroIRS en pesetas, para un plazo  $t$  inferior al valor de  $z$ ; (es decir,  $z < t$ ) se observa que, cuanto más grande es la diferencia entre  $z$  y  $t$ , más pequeña es la correlación entre las citadas variables (ver cuadro nº. 4).

Lo anterior parece indicar que las variaciones en los tipos cupón cero de los IRS no pueden ser totalmente explicadas por las de la deuda pública. Ello sugiere que aunque sus cotizaciones están relacionadas, existen otros factores económicos<sup>11</sup> significativos en su explica-

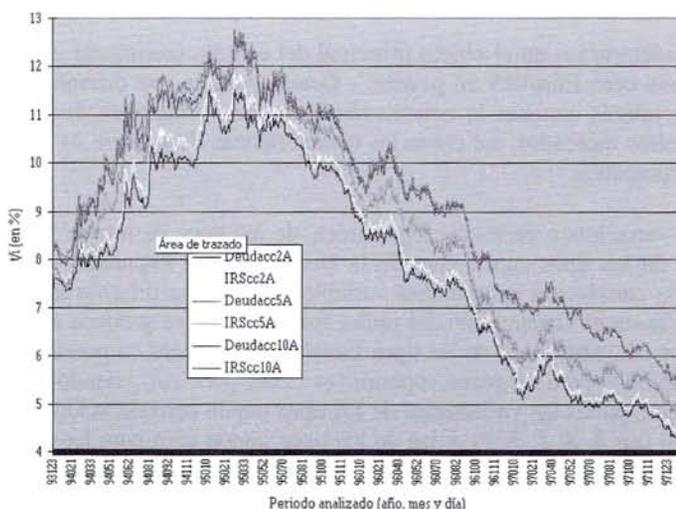
ción, como pueden ser: el tipo de ETTI existente en el mercado, los tipos de interés a corto plazo y su evolución prevista, el diferencial existente entre la financiación empresarial sobre la deuda pública y el mercado interbancario, el nivel medio del diferencial entre el tipo interbancario a determinados plazos y los rendimientos de las cuentas del Tesoro Público, los tipos a futuros negociados en MEFF Renta Fija, las posiciones que mantiene el *dealer* activo en el mercado de swaps en el libro de swaps que gestiona, ...

**Cuadro nº. 4.:** Correlaciones de los tipos de interés cupón cero EuroIRS en pesetas-Deuda Pública Española (a partir de logaritmos del cociente) con un nivel de significación del 0,01.

		EuroIRS c-c en pesetas						
D	Plazo (en años)	2	3	t= 4	5	7	10	Nº Casos
e	z= 2	0,6221	0,5901	0,5728	0,5490	0,5117	0,4745	1.016
u	z= 3	0,6180	0,6036	0,5985	0,5805	0,5460	0,5101	1.016
d	z= 4	0,5950	0,5889	0,5939	0,5815	0,5573	0,5236	1.016
a	z= 5	0,5706	0,5684	0,5811	0,5735	0,5620	0,5311	1.016
	z= 7	0,5282	0,5280	0,5482	0,5487	0,5608	0,5361	1.016
c-c	z=10	0,4948	0,4947	0,5089	0,5182	0,5474	0,5316	1.016
	Nº Casos	1.016	1.016	1.016	1.016	1.016	1.016	

Como puede observarse en la figura nº 2, en determinadas fechas se produjeron en algunos plazos, o simultáneamente en todos ellos, diferenciales cupón cero EuroIRS en pesetas-Deuda Pública negativos.

**Figura 2.** Tipos cupón cero EuroIRS en pesetas y Deuda Pública Española a 2, 5 y 10 años.



Dichos diferenciales negativos, de escasa magnitud, se dieron ocasionalmente para prácticamente todos los plazos en los períodos comprendidos entre enero y mitad de febrero del 94, julio y septiembre del mismo año, marzo y junio del 95, reiteradamente desde abril a principios

de julio del 96 (para el plazo a 5 años), y durante casi todo el año 96 para los plazos largos (7 y 10 años)<sup>12</sup> (ver las figuras nº. 1.A., 2.A., 3.A., 4.A., 5.A. y 6.A. del anexo 1). A nuestro parecer, esta situación se debe al incremento del nivel de incertidumbre sobre la evolución previsible de los tipos de interés en el mercado y al comportamiento racional de los inversores ante las reducciones experimentadas, tratando de redenominar sus deudas a tipos flotantes.

La estadística descriptiva de la serie, en p.b., de los diferenciales cupón-cero IRS-Deuda pública a distintos plazos nos ha proporcionado los resultados contenidos en el cuadro nº. 5. En él puede observarse el amplio rango que presenta los diferenciales IRS-cupón cero en el período tan extenso que analizamos: oscilan entre 88 p.b. para el plazo a 2 años y 123 p.b. para 10 años. El diferencial medio más grande corresponde a 2 años, estrechándose progresivamente a medida que aumenta el plazo de vencimiento, lo que podría estar indicando una relación directa liquidez-plazo. Si bien es preciso interpretar estos datos con cautela, ya que la presencia de múltiples diferenciales negativos en los plazos a 5, 7 y 10 años reduce sensiblemente los valores medios obtenidos.

**Cuadro nº. 5.** Estadística descriptiva de la serie de los diferenciales tipos cupón-cero EuroIRS en pesetas y Deuda Pública Española.

Plazo (en años)	2	3	4 (valores en p.b.)	5	7	10
Media (p.b.)	21,91	16,65	11,62	5,81	2,90	4,56
Moda	-11,9	8,1	-18,6	-30,1	-25,4	-38,0
Desv.típica	0,1036	0,0761	0,0724	0,0784	0,0964	0,153
Varianza	0,011	0,006	0,005	0,006	0,009	0,024
Asimetría	1,207	2,001	1,822	0,632	0,305	0,329
Curtosis	2,110	10,790	13,075	6,483	2,259	0,300
Máximo	76,96	87,64	79,68	65,78	65,34	84,83
Mínimo	-11,93	-8,13	-18,57	-30,10	-25,42	-38,05
Rango	88,9	95,8	98,3	95,9	90,88	122,9
1 <sup>er</sup> Cuartil	14,3	12,2	7,9	1,5	-3,0	-6,1
Mediana	19,3	15,2	11,1	6,3	3,8	3,5
3 <sup>er</sup> Cuartil	27,5	19,9	14,5	9,7	8,2	14,8
Nº. casos	1.017	1.017	1.017	1.017	1.017	1.017

Por otra parte, los datos muestran que para ninguno de los plazos los diferenciales siguen una distribución de probabilidades normal. Más concretamente, las distribuciones de los diferenciales cupón cero swap-deuda, para cada plazo, son leptocúrticas y presentan asimetría positiva.

Como los precios IRS cupón cero y la deuda están afectados por la tendencia existente en las series cotizadas, los diferenciales obtenidos de aquéllas también lo estarán. Con el fin de eliminar dichas tendencias, y debido a la imposibilidad de tomar directamente logaritmos, puesto que algunos de los diferenciales son negativos, hemos procedido como sigue:

$$a.) \quad \text{Dividiendo } \frac{IRS_{ccj}^t}{Deuda_{ccj}^t} \quad (6.)$$

Este cociente, siempre positivo, proporciona un valor superior a 1 cuando el diferencial existente en tanto por uno sobre el valor de la deuda es positivo; si dicho diferencial es negativo, el cociente es menor que 1.

b.) Tomando logaritmos en base 10 del citado cociente (6.), obteniendo así en escala logarítmica el tipo y cuantía del diferencial cupón cero swap existente sobre la deuda.

Transformada la serie, nos propusimos de nuevo contrastar, utilizando el test de Kolmogorov-Smirnov, si la distribución de la variable “diferenciales cupón cero IRS-deuda, para los distintos plazos”, siguen una ley Normal. De acuerdo con los resultados, que se incluyen en el cuadro n.º. 6., podemos rechazar la hipótesis nula para los plazos correspondientes a 2, 4, 7 y 10 años.

Podemos afirmar, concretando, que las formas de las distribuciones son leptocúrticas. Sin embargo, los coeficientes de curtosis no son muy elevados (el máximo, para el vencimiento a 7 años, es de 6,272 y el mínimo, 2,942, para el vencimiento a 2 años).

Los coeficientes de asimetría de las series de diferenciales varían en un rango comprendido entre 0,338 para el diferencial de vencimiento a 5 años y 1,044 para el de 7 años, lo que indica un desplazamiento de las distribuciones a la derecha (asimetría positiva).

Se observa, además, una variación del diferencial medio cupón cero IRS-deuda positivo para todos los plazos, y que muestra una relación inversa con el plazo.

**Cuadro n.º. 6.** Análisis descriptivo y de normalidad de la serie de los diferenciales cupón-cero IRS-Deuda, a partir del logaritmo del cociente de tipos de interés cupón cero.

Plazo (en años)	2	3	4	5	7	10
Media	0,0118	0,0094	0,0069	0,0042	0,0030	0,0040
Desv. típica	0,0037	0,0037	0,0038	0,0039	0,0032	0,0046
est. K-S Z	2,0417	1,3078	1,7111	1,1300	2,5463	2,2941
2-Tailed p	0,0005	0,0654	0,0057	0,1555	0,0000	0,0001
Asimetría	0,828	0,928	0,742	0,338	1,044	0,795
Curtosis	2,942	4,560	3,585	2,486	6,272	3,175
Nº. casos	1.016	1.016	1.016	1.016	1.016	1.016

## ESTUDIO EMPÍRICO DE LOS DIFERENCIALES CUPÓN-CERO EUROIRS EN PESETAS -- DEUDA PÚBLICA ESPAÑOLA. ANÁLISIS DE LOS RESULTADOS

Conocidas algunas de las características de la serie de diferenciales cupón cero EuroIRS en pesetas-Deuda Pública Española, intentamos analizar el comportamiento de la variable dependiente (el diferencial cupón cero existente entre los tipos EuroIRS en pesetas y la Deuda

Pública Española) en las  $k$  subpoblaciones establecidas por los valores de la independiente (en nuestro caso, los distintos plazos).

De acuerdo con los resultados del análisis de la varianza podemos rechazar, para un nivel de significación del 0,01, la hipótesis nula de que el valor medio del diferencial cupón cero IRS-deuda es idéntico para todos los plazos. Teniendo en cuenta que, según la prueba de Tukey-B para un nivel de significación del 0,05, existen diferencias significativas entre las medias de todos los plazos, podemos afirmar que existe relación plazo-prima. Más concretamente, exceptuando el plazo más extenso (10 años), el valor medio de la prima va disminuyendo a medida que los vencimientos son mayores (ver cuadro n°. 7.).

**Cuadro n°. 7.** Análisis de la varianza de los diferenciales tipos cupón cero EuroIRS en pesetas-Deuda Pública Española.

<b>Período analizado: Desde el 31/12/93 al 05/02/98</b>					
Factor (variable independiente): plazo hasta el vencimiento					
Variable dependiente: diferenciales tipos cupón cero EuroIRS/Deuda Pública Española					
FUENTE	Grados de libertad	Suma de cuadrados	Media de cuadrados	Estadístico F	F Prob.
Entre grupos	5	28,8994	5,7799	569,3119	0,0000
Dentro de grupos	6.096	61,8890	0,0102		
TOTAL	6.101	90,7884			
Plazo (en años)	Media (en p.b.)	Desviación típica	Standard Error	Mínimo (en p.b.)	Máximo (en p.b.)
2	21,91	0,1036	0,0032	-11,93	76,96
3	16,65	0,0761	0,0024	-8,13	87,64
4	11,62	0,0724	0,0023	-18,57	79,68
5	5,81	0,0784	0,0025	-30,10	65,78
7	2,90	0,0964	0,0030	-25,42	65,34
10	4,56	0,1539	0,0048	-38,05	84,83
Número de casos: 1.017 por plazo					
Nivel de significación: 0,01 (significativo al 99% de confianza)					
Test de Levene para la homogeneidad de la varianza: est. 184,3946 y 2-tail Sig. 0,000					
Test Tukey-B con nivel de significación del 0,05: 4,04 (6° paso)					

Los test nos indican que el diferencial medio correspondiente a cada plazo, procedente de su respectiva población, depende de su segmento de mercado y es diferente del resto.

Con otras palabras, ante las previsiones de caída de los tipos de interés existentes durante el período estudiado, y que paulatinamente se han ido materializando, las compañías no financieras, y aquellos prestatarios endeudados a tipo de interés fijo a largo plazo estaban interesados en vender swaps en los que recibían fijo y pagaban variable. Lo cual supuso un incremento de la oferta de swaps y, por tanto, una disminución de sus precios; lo que explicaría la tendencia decreciente de los diferenciales con el plazo.

A un prestatario endeudado a largo plazo, el tipo de interés cupón cero está indicándole el coste de su deuda si la mantiene hasta vencimiento. En un contexto de bajadas generalizadas de los tipos de interés, dichos prestatarios son conscientes de que mantener deudas a más corto plazo, refinanciándolas según las nuevas condiciones de mercado, permite reducir el coste de su financiación. Es decir, se trata de acortar la duración financiera de su deuda, con lo cual presionarían por realizar swaps como pagadores variables y, en consecuencia, estarían dispuestos a aceptar recibir un interés fijo más bajo.

Además, resulta lógico que presionen los tipos de interés swaps a la baja quienes desean entrar a un plazo más amplio que quienes lo hacen a corto plazo, puesto que se ven afectados en mayor medida por los compromisos que tienen en vigor en ese momento en condiciones inadecuadas en comparación con la evolución existente en el mercado.

El comportamiento del diferencial a 10 años aparentemente anormal, puede ser debido simplemente a la incertidumbre existente en los mercados financieros mundiales. Es mucho más difícil prever el tipo de interés que sería ventajoso a un plazo de 10 años, si la empresa puede o no seguir manteniendo su calidad crediticia, si aparecerán activos financieros sustitutivos más eficaces, ...

## CONCLUSIONES

El análisis de los tipos cupón cero de los EuroIRS en pesetas (obtenidos mediante el método *bootstrapping* a partir de los precios medios EuroIRS en pesetas cotizados a distintos plazos) confirma que estos no se distribuyen según una ley de población normal y que, en los períodos con niveles de tipos de interés más altos aparecen las diferencias más pequeñas entre los valores de dichos tipos para los distintos plazos. Sin embargo, en las épocas que se producen reducciones progresivas de los tipos se acentúan notablemente dichas diferencias entre los tipos cupón cero.

Ello parece lógico, pues al producirse reducciones en los tipos de interés siempre existe incertidumbre de que sufra variaciones el ritmo de dicha tendencia, se estabilice o se den posibles repuntes; lo cual supone indudablemente mayor nivel de riesgo para los plazos medios y largos. Por tanto, los tipos cupón cero IRS a más largo plazo tendrán un menor margen de bajada, lo que provocará distanciamientos en los precios para los distintos plazos.

Para el periodo analizado, del 31/12/93 al 05/02/98, los diferenciales medios cupón cero EuroIRS en pesetas - deuda pública española resultaron positivos para todos los plazos, aunque se produjeron diariamente de forma ocasional diferenciales negativos, de escasa magnitud, para todos los plazos entre enero y mitad de febrero del 94, julio y septiembre del mismo año, marzo y junio del 95, reiteradamente desde abril a principio de julio del 96 (para el plazo a 5 años), y prácticamente durante todo el año 96 para los plazos largos (7 y 10 años). En consecuencia, en términos generales se corrobora la relación teórica esperada entre ambos mercados, pudiendo explicar las situaciones extraordinarias (diferenciales negativos) por el aumento del nivel de incertidumbre sobre la evolución previsible de los tipos de interés en el mercado.

Los resultados del análisis de la varianza de los diferenciales diarios existentes entre los tipos de interés cupón cero de los EuroIRS en pesetas y de la Deuda Pública Española, obtenidos respectivamente por el método *bootstrapping* y básicamente por el modelo econométrico de Svensson (1994), para el período estudiado nos permiten afirmar:

- 1º) que existen diferencias estadísticamente significativas entre los valores medios del diferencial para todos los plazos,
- 2º) que el valor medio de la prima es positivo y,
- 3º) que si exceptuamos el plazo de 10 años, el diferencial cupón cero IRS-deuda va disminuyendo a medida que los vencimientos son mayores.

El incremento de la oferta de swaps que provoca un entorno de reducciones generalizadas de tipos de interés constituye una explicación racional de esta última tendencia. Dicha oferta puede producirse, por ejemplo, por parte de algunos agentes económicos endeudados a largo plazo a tipo de interés fijo, debido a la necesidad de tomar posiciones vendedoras en los swaps por las que reciban fijo y paguen variable.

Sin embargo, y aunque los resultados nos permiten defender la importante significación que el tipo de interés libre de riesgo de la Deuda Pública tiene en la explicación de los tipos de interés de los IRS, hemos de hacer constar que aquel no es el único elemento a considerar para fijar el nivel que alcanzan éstos. Además, nuestros datos apuntan que cuanto mayor es el plazo hasta el vencimiento del IRS, menor la participación del tipo de interés de la deuda en la explicación del precio de mercado IRS.

## NOTAS

- (\*) Deseamos expresar nuestro agradecimiento a Soledad Núñez (Banco de España) y Victorico Rubio (Banco de Santander) por los datos facilitados, así como a la Universidad de La Rioja por la ayuda financiera concedida para el desarrollo de este proyecto (API99/A15).
- (1) Si en el mercado encontráramos un  $r_{i,t} > i_t$ , significaría que es posible obtener beneficios sin correr ningún riesgo.
  - (2) Véase, por ejemplo, Sun, *et al.* (1993, págs. 86 y ss.) y Brown, *et al.* (1994, págs. 61 y ss.) sobre los mercados swaps y de deuda en dólares americanos, o en pesetas los estudios de Ezquiaga, *et al.* (1994, págs. 181 y ss.) y Lamothe y Soler (1996, págs. 141 y ss.)
  - (3) La TIR de un título asume implícitamente que se produce reinversión de los flujos intermedios generados por el activo financiero a dicha tasa, asumiendo una ETTI plana. La TIR es simplemente una media geométrica ponderada de los tipos de interés cupón cero aplicables a los distintos flujos que proporciona un determinado título hasta su vencimiento, su valor describe únicamente la estructura temporal existente en dicho mercado en un momento concreto. Por tanto, la comparación de TIRs de títulos con distintas características no resulta realmente representativa de la situación y expectativas existentes en sus correspondientes mercados.
  - (4) Recordemos que las cotizaciones swaps corresponden al mercado interbancario y sirven como referencia para agentes de la máxima calidad crediticia.
  - (5) Son precios obtenidos de los principales contribuidores de información activos en el mercado londinense de IRS en pesetas (Intercapital Brokers Limited, Prebon Yamane, Chase Manhattan, J.P. Morgan, Citibank, Bank of America, Salomon Brothers, Deutschebank y Banco Santander).
  - (6) El desarrollo de este procedimiento puede encontrarse en Flavell, R. (1991); Fabozzi, F.J. (1995) y Rodríguez Osés, J.E. (1998), entre otros.
  - (7) Para una descripción exhaustiva de los modelos ver Nelson y Siegel (1987) y Svensson (1994). Además, en Núñez, S. (1995) puede consultarse una interesante descripción de los mismos y los resultados que proporcionan para el caso español, comparados con otros modelos econométricos, en el período enero 1991-mayo 1995.
  - (8) A este respecto, véase los resultados obtenidos por Nuñez, S. (1997, pág. 66 y ss.) para la peseta, marco, franco francés, libra, lira y dólar USA con el método *bootstrapping* y el modelo de Svensson (1994). Las diferencias significativas entre utilizar uno u otro tipo de métodos pueden aparecer en la estimación de la curva *forward*, limitación que no afecta a nuestro estudio, ya que empleamos exclusivamente los tipos de interés al contado estimados.
  - (9) No obstante, en los diferenciales cupón cero EuroIRS en pesetas - Deuda Pública Española sigue presente el diferente tratamiento fiscal al que están sometidas las inversiones en activos del mercado de la deuda pública (sujetos a retención para los inversores domésticos) frente a las operaciones swaps.
  - (10) En Gómez, I. y Novales, A. (1997, págs. 16 y ss.) puede verse una descripción más completa de los parámetros, así como de la forma de la ETTI en función de los valores que adopten aquéllos, en las tres funciones que recogen el comportamiento de la senda de tipos *forward* instantáneos a distintos plazos.

- (11) Véase los resultados que han proporcionado los trabajos empíricos de Sun, *et al.* (1993); Brown, *et al.* (1994) y Malhotra (1997).
- (12) La lectura de los diferenciales negativos a 7 y 10 años debe realizarse con una dosis de prudencia, dada la propia naturaleza del método *bootstrapping* al ser un procedimiento iterativo.

## BIBLIOGRAFÍA

- ARAK, M.; ESTRELLA, A.; GOODMAN, L. y SILVER, A. (1988): "Interest Rate Swaps: An Alternative Explanation". *Financial Management*, Vol. 17, núm. 2, Summer, págs. 12-18.
- BLAIS, B. (1990): "Formation des Prís sur les Marchés de Contrepartie. Une Synthèse de la Litterature Recente". *Revue Economique*, Vol. 41, núm. 5, September, págs. 755-787.
- BICKSLER, J. y CHEN, A.H. (1986): "An Economic Analysis of Interest Rate Swaps". *Journal of Finance*, núm. 41, July, págs. 645-656.
- BROWN, K.C. y SMITH, D.J. (1993): "Default Risk and Innovations in the Design of Interest Rate Swaps". *Financial Management*, Vol. 22, núm. 2, Summer, págs. 94-103.
- BROWN, K.C.; HARLOW, W.V. y SMITH, D.J. (1994): "An Empirical Analysis of Interest Rate Swap Spread". *Journal of Fixed Income*, Vol. 3, núm. 4, March, págs. 61-78.
- BROWN, R.H. y SCHAEFER, S.M. (1994): "The Term Structure of Real Interest Rates and the COX, INGERSOLL, and ROSS Model". *Journal of Financial Economics*, Vol. 35, págs. 3-42.
- CAKS, J. (1977): "The Coupon Effect on Yield to Maturity". *The Journal of Finance*, Vol. 32, núm. 1, March, págs. 103-115.
- CALATAYUD, F. y MORINI, S. (1995): "Estimación de la ETTI en el mercado español de D.P.A.". *Actualidad Financiera*, núm. 48, Diciembre, págs. F1945-1977.
- CARLETON, W.T. y COOPER, I.A. (1976): "Estimation and Uses of the Term Structure of Interest Rates". *The Journal of Finance*, Vol. 31, núm. 4, September, págs. 1067-1083.
- COX, J.C.; INGERSOLL, J.E.Jr. y ROSS, S.A. (1985): "A Theory of the Structure of Interest Rates". *Econometrica*, Vol. 53, núm. 2, págs. 385-407.
- DAS, S. (1994): *Swaps & Financial Derivatives*. IFR Publishing, Vol. 1 y 2, (2ª edición), London.
- DATTATREYA, R.E. y VENKATESH, R.E.S. y VENKATESH, V.E. (1994): *Interest Rate and Currency Swaps (The Markets, Products and Applications)*. Probus Publishing Company, Chicago, Illinois.
- DÍAZ, A. y NAVARRO, E. (1997): "El diferencial de rentabilidad en la deuda privada española". *Revista de Economía Aplicada*, Vol. V, núm. 14, págs. 51-79.
- DUFFIE, D. y HUANG, M. (1996): "Swaps Rates and Credit Quality". *The Journal of Finance*, Vol. 51, núm. 3, July, págs. 921-949.
- DUFFIE, D. y SINGLETON, K.J. (1997): "An Econometric Model of the Term Structure of Interest-Rate Swap Yields". *The Journal of Finance*, Vol. 52, núm. 4, September, págs. 1287-1321.
- EZQUIAGA, I.; GÓMEZ, I. y JARA, J.R. (1994): "Una metodología para la estimación de la curva de tipos cupón-cero y su aplicación al mercado español". *Moneda y Crédito*, núm. 199, págs. 157-197.
- FABOZZI, F.J. (1995): *Bond Markets, Analysis and Strategies*. Prentice-Hall International, New Jersey.
- FLAVELL, R. (1991): *Swaps Training Manual*. Euromoney Publications, London.
- FONS, J. (1994): "Using Default Rates to Model the Term Structures of Credit Risk". *Financial Analysts Journal*, September-October, págs. 25-32.
- FREIXAS, X. (1990): "Riesgo de interés y riesgo de crédito en el contrato Swap". *Cuadernos de Economía y Finanzas*. FEDEA (Fundación de Estudios de Economía Aplicada), núm. 1, págs. 1-32.
- FREIXAS, X. (1992): "Estructura temporal de los tipos de interés: hipótesis teóricas y resultados empíricos". *Investigaciones Económicas*, Vol. 16, núm. 2, págs. 187-203.
- GÓMEZ, I. y NOVALES, A. (1997): "Estrategias de inmunización ante desplazamientos de la estructura temporal". *Análisis Financiero*, Diciembre-Enero, págs. 15-39.
- GRINBLATT, M. (1995): "An Analytical Solution for Interest Rate Swap Spreads". UCLA, Working Paper.
- LAMOTHE FERNÁNDEZ, P. y SOLER RAMOS, J.A. (1996): *Swaps y otros derivados OTC en tipos de interés*. McGraw-Hill, Madrid.
- LAMOTHE FERNÁNDEZ, P.; SOLER RAMOS, J.A. y LEBER, M. (1995): "Un estudio sobre la estructura temporal de los tipos cupón cero. Aproximación práctica al caso español". *Actualidad Financiera*, núm. 30, Julio, págs. F1069-1108.
- LITZENBERGER, R.H. (1992): "Swaps: Plain and Fancy". *Journal of Finance*, núm. 47, págs. 831-850.
- MALHOTRA, D.K. (1997): "An Empirical Examination of the Interest Rate Swap Market". *Quarterly Journal of Business Economics*, Vol. 36, núm. 2, Spring, págs. 19-29.
- MERTON, R.C. (1990): *Continuous-Time Finance*. Blackwell Cambridge MA & Oxford UK, USA.
- MINTON, B.A. (1997): "An Empirical Examination of Basic Valuation Models for Plain Vanilla U.S. Interest Rate Swap". *Journal of Financial Economics*, núm. 44, págs. 251-277.
- MIRON, P. y SWANNEL, P. (1991): *Pricing and Hedging Swaps*. Euromoney publications, London.

- MORRIS, S. (1997): "Risk, Uncertainty and Hidden Information". *Theory and Decision*, Vol. 42, núm. 3, May, págs. 235-269.
- NELSON, C.R. y SIEGEL, A.F. (1987): "Parsimonious Modeling of Yield Curves for U.S. Treasury Bills". *Journal of Business*, Vol. 60, núm. 4, págs. 473-489.
- NÚÑEZ RAMOS, S. (1995): "Estimación de la estructura temporal de tipos de interés en España: Elección entre métodos alternativos". *Banco de España, Servicio de Estudios*. Documento de trabajo, núm. 9.522, págs. 14-17.
- NÚÑEZ RAMOS, S. (1997): "Estimación de estructuras temporales para diversas monedas: el método de Svensson frente al de sustitución sucesiva". *Boletín Económico del Banco de España*, Octubre, págs. 65-72.
- PEÑA SÁNCHEZ DE RIVERA, D. (1995): *Estadística. Modelos y métodos*. Alianza Universidad Textos, Madrid (2ª edic.).
- RENDLEMAN, R.J.Jr. (1993): "How Risks are Shared in Interest Rate Swaps" *Journal of Financial Services Research*, núm. 7, January, págs. 5-34.
- RODRÍGUEZ OSÉS, J.E. (1998): "Análisis y valoración de los swaps de tipos de interés". Tesis doctoral, Universidad del País Vasco, Bilbao.
- SABER, N. (1994): *Interest Rate Swaps: Valuation, Trading, and Processing*. Irwin Professional Publishing, New York.
- SOLNIK, B. (1990): "Swap Pricing and Default Risk: a Note". *Journal of International Financial Management and Accounting*, núm. 2, vol. 1, págs. 79-91.
- SOOD, A. (1988): "The Long and Short of Interest Rate Swap Spreads". *Risk*, April, págs. 24-26.
- SORENSEN, E.H. y BOLLIER, T.F. (1994): "Pricing Swap Default Risk". *Financial Analysts Journal*, May-June, págs. 23- 33.
- SUN, T.; SUNDARESAN, S. y WANG, C. (1993): "Interest Rate Swaps: An Empirical investigation". *Journal of Financial Economics*, Vol. 34, núm. 1, August, págs. 77-99.
- SVENSSON, L. (1994): "Estimating and Interpreting Forward Interest Rates: Sweden 1992-1994". *Institute for International Economic Studies*, Stockholm (Sweden), Seminar Paper, núm. 579, págs. 1-26.

ANEXO 1

Figura n°1.A: Diferenciales cupón cero EuroIRS en pesetas-Deuda Pública Española a 2 años.

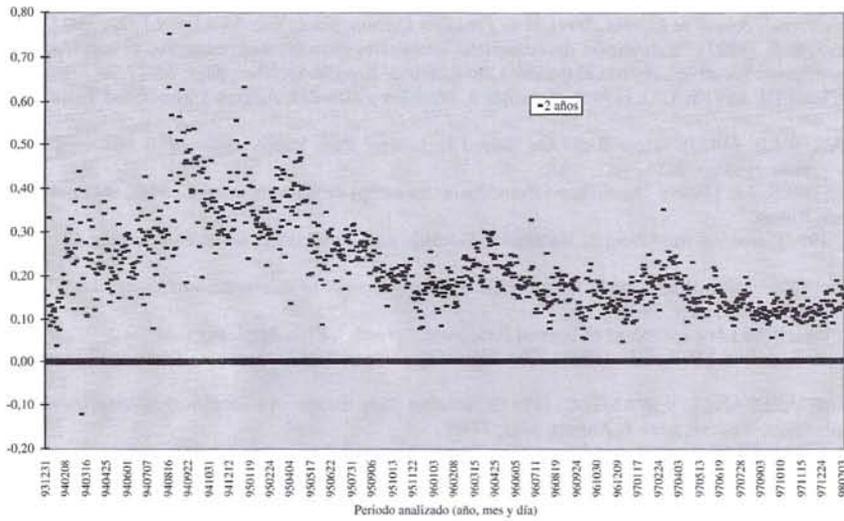


Figura n°2.A: Diferenciales cupón cero EuroIRS en pesetas-Deuda Pública Española a 3 años.

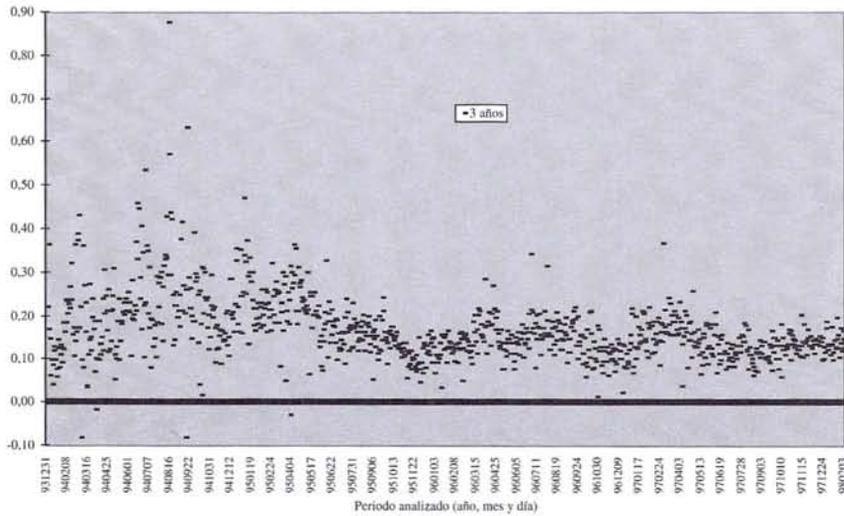


Figura nº3.A: Diferenciales cupón cero EuroIRS en pesetas-Deuda Pública Española a 4 años.

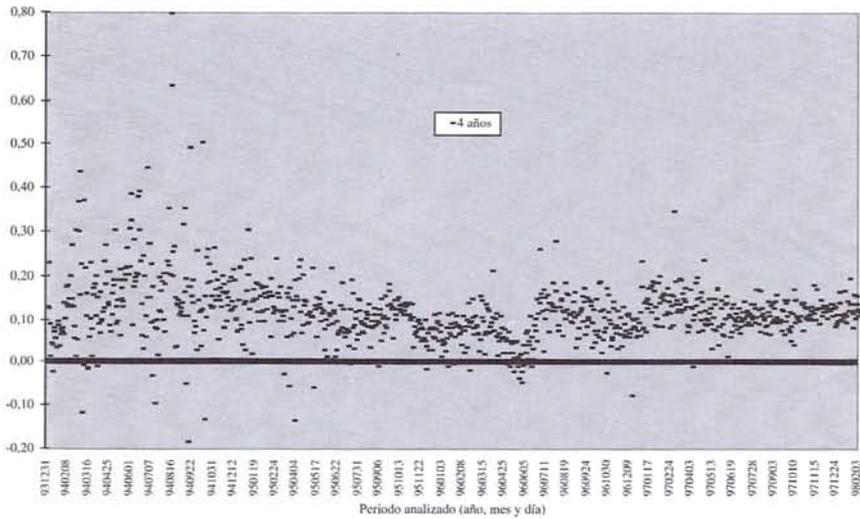


Figura nº4.A: Diferenciales cupón cero EuroIRS en pesetas-Deuda Pública Española a 5 años.

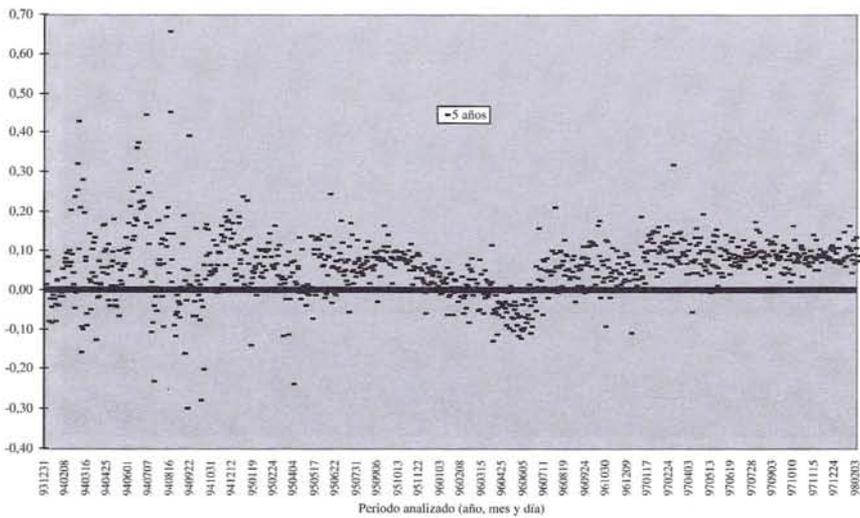


Figura nº5.A: Diferenciales cupón cero EuroIRS en pesetas-Deuda Pública Española a 7 años.

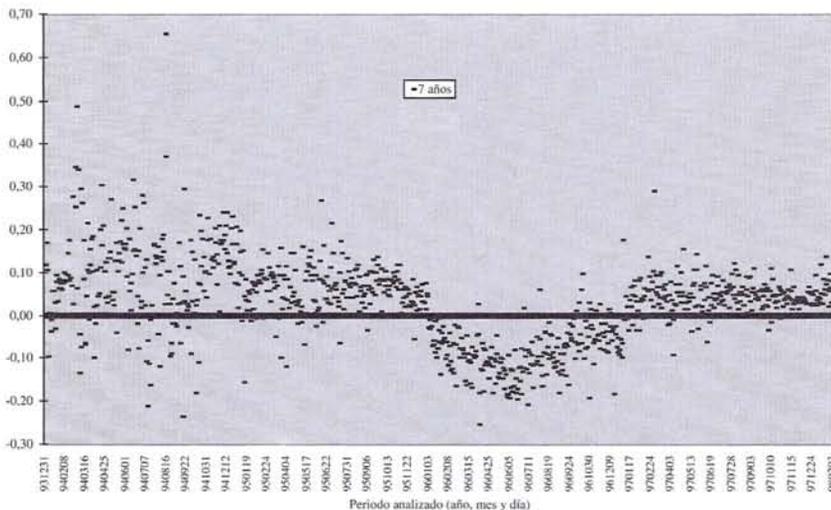


Figura nº6.A: Diferenciales cupón cero EuroIRS en pesetas-Deuda Pública Española a 10 años.

