

**¿INCORPORAN LOS TIPOS DEL INTERBANCARIO
UNA EVALUACION DEL RIESGO?**

por

Juan Ayuso

Alfonso Novales

M^a Luisa de la Torre

Documento 90-08

INDICE

1. Introducción
2. Estructura intertemporal y primas de riesgo
3. ¿Están premiados los plazos en el mercado interbancario?
 - 3.1 Evolución temporal de las primas
 - 3.2 Interpretación de los valores extremos en las primas
 - 3.3 Estimación de las primas por plazos
4. El nivel de los tipos de interés como medida de riesgo
5. La volatilidad de los tipos de interés como indicador de riesgo de mercado
 - 5.1 Nivel de los tipos frente a su volatilidad como indicadores de riesgo
 - 5.2 Los valores extremos de r_t como indicadores de riesgo
 - 5.3 Importancia de la volatilidad de los tipos en la determinación de la prima
6. ¿Contienen el nivel y la volatilidad de los tipos de interés información diferente con respecto a las primas de riesgo?

Conclusiones

Referencias

Apéndice

1. Introducción

Las características fundamentales del mercado interbancario español han sido objeto importante de atención de los investigadores durante los últimos años. Además de trabajos relacionados con el papel que dicho mercado juega en el proceso de control monetario (véase Arasa (1987), Ariztegui (1984), y Ariztegui y Fernández (1987)) o de estudios destinados a elaborar modelos de determinación de sus tipos de interés (como en Escrivá (1989), Aznar et al. (1990)), parte de la atención se ha centrado recientemente en la discusión acerca de la estructura intertemporal de dichos tipos (Pérez de Villarreal (19xx), Ezquiaga (1989) y (1990), y Ayuso y de la Torre (1990)). Estos estudios tratan de determinar la relación que existe entre los tipos de interés del mercado interbancario a los distintos plazos. Ante la variedad de modelos teóricos acerca de la estructura de tal relación, es importante analizar los mecanismos de formación de las expectativas de tipos futuros, así como el grado en que la incertidumbre acerca de la evolución futura del mercado incide sobre la relación entre tipos a corto y largo plazo.

Alcanzar cierto grado de conocimiento acerca de la estructura intertemporal de los tipos de interés es importante para las autoridades monetarias, quienes únicamente tienen la capacidad de incidir sobre los tipos a más corto plazo; sin embargo, son los tipos a largo plazo quienes supuestamente inciden sobre las decisiones de ahorro, consumo e inversión de los agentes privados, por lo que para diseñar una política que

tenga un determinado efecto sobre la demanda agregada, conocer la estructura temporal de los tipos de interés es crucial.

Tal conocimiento es asimismo relevante para los agentes que participan en el mercado interbancario, puesto que la posible existencia de sesgos en las rentabilidades que, en términos relativos, ofrece el mercado a la inversión a corto plazo frente a largo plazo, o recíprocamente, debe ser un determinante fundamental de sus decisiones de demanda y oferta de préstamos a los distintos plazos.

Este trabajo se concentra en este último aspecto y discute la posible existencia de primas a plazo en el mercado interbancario, es decir, diferencias entre tipos a largo y a corto que reflejen algo más que simplemente las expectativas actuales de tipos a corto futuros. En este sentido, es una continuación de la línea emprendida en Ayuso y de la Torre (1990) pues al igual que en dicho artículo, se construyen indicadores de la magnitud del riesgo que los participantes en el mercado interbancario asocian a la incertidumbre actual acerca de los tipos de mercado futuros. En el presente trabajo se profundiza en el análisis del papel que dichos indicadores de riesgo puedan jugar en la determinación, en cada periodo, de la estructura intertemporal de los tipos de interés del mercado interbancario.

En la sección 2 se describe el esquema conceptual que subyace a la consideración de primas de riesgo en el mercado interbancario, y se discute el enfoque de análisis adoptado en este trabajo. En la sección 3 se discute la evidencia empírica

acerca de la existencia de tales primas en los distintos plazos considerados. En la sección 4 se utiliza el nivel de los tipos de interés como determinante de las primas, mientras que en la sección 5 se introduce la volatilidad de los tipos como factor explicativo del tamaño de las primas. Tras algunas consideraciones acerca del tratamiento de los valores extremos en los tipos de interés, en la sección 6 se consideran el nivel y la volatilidad, simultáneamente, en un modelo de determinación de la prima. Finalmente, el artículo termina con las conclusiones que se derivan del análisis empírico presentado.

2. Estructura intertemporal y primas de riesgo

El objeto de este artículo es doble: por un lado, en él tratamos de obtener medidas del nivel de riesgo que se ha registrado históricamente en el mercado interbancario debido a la incertidumbre existente acerca de su evolución futura; en segundo lugar, se analiza si dichos indicadores del riesgo asumido por un inversor pueden explicar las primas implícitas en los tipos de interés a distintos plazos.

La existencia de incertidumbre inherente al mercado es importante porque ésta no puede diversificarse mediante recomposiciones de la cartera de activos. Sin embargo, para el inversor es crucial distinguir entre la parte del riesgo que es debida al mercado y la que asume en su específica selección de cartera. Para ello, el problema fundamental que hay que resolver es que el grado de incertidumbre del mercado, o el riesgo asumido por los agentes que en él participan, no es observable, por lo que es preciso construir variables artificiales que aproximen tal concepto.

Por estructura intertemporal de los tipos de interés entendemos la relación que existe, en un momento determinado, entre los rendimientos que ofrece un activo financiero que se emite a diversos plazos. Si denotamos, por ejemplo, por r_t^1 y r_t^2 los tipos del mercado interbancario a una y dos semanas en el instante t , la relación existente entre r_t^1 y r_t^2 es interesante por varias razones: en primer lugar, porque la diferencia entre ambos puede considerarse como un indicador del tipo futuro a

una semana, r_{t+1}^1 . De hecho, si suponemos que estos son tipos continuos, puede definirse el tipo forward implícito F_t^1 , como:

$$(1) \quad F_t^1 = 2r_t^2 - r_t^1$$

y el grado en que F_t^1 anticipa o, en general, contiene información acerca de r_{t+1}^1 ha sido una cuestión extensivamente estudiada en diversos mercados y países (Fama (1976) (1984, a) y (1984, b), Mankiw y Summers (1984), Cox, Ingersoll y Roll (1981) y (1989), Jones y Roley (1983)).

De acuerdo con la teoría de las expectativas en la estructura intertemporal de tipos de interés, debería tenerse $F_t^1 = {}_t r_{t+1}^1$, donde por ${}_t r_{t+1}^1$ denotamos la expectativa actual del mercado acerca de los tipos continuos a una semana que prevalecerán dentro de una semana. Sin embargo, los contrastes de tal hipótesis no son generalmente positivos, tendiendo a rechazar la hipótesis citada¹.

También es cierto que tales contrastes precisan de un determinado supuesto acerca del mecanismo de formación de expectativas, que es no observable. Por tanto, se contrasta conjuntamente la estructura de la relación entre F_t^1 y ${}_t r_{t+1}^1$, junto con el mecanismo de formación de expectativas supuesto.

¹ Para el caso del mercado interbancario español puede verse Ezquiaga (1990), cap.7, o Ayuso y de la Torre (1990), mientras que para el mercado repo de Letras del Tesoro, véase Ezquiaga y Freixas (1989), y para el mercado de Pagares, véase Bergés y Valero (1988).

Por el contrario, parece existir en los distintos mercados una diferencia entre ambos tipos, que parece ser, además, estocásticamente variable en el tiempo. De este modo, como (1) es una identidad que define a F_t^1 , es claro que se tiene siempre: $2r_t^2 - r_t^1 - F_t^1 = 0$, a pesar de lo cual,

$$(2) \quad 2r_t^2 - r_t^1 - {}_t r_{t+1}^1$$

es generalmente distinto de cero en cada periodo.

La diferencia entre ambos valores:

$$(3) \quad P_t = F_t - {}_t r_{t+1}^1$$

se denomina prima de riesgo siendo, por tanto, igual al valor numérico de la diferencia (2). La idea conceptual es que los inversores tienen un cierto grado de preferencia por la liquidez, tanto por: a) no incurrir en el coste de oportunidad de perder otras alternativas de inversión, como por b) el riesgo que para su inversión genera la posible ocurrencia de acontecimientos imprevistos. En tal situación, un inversor preferiría, ceteris paribus, renovar su inversión semanalmente que atar su dinero por dos semanas; para convencerle de lo contrario, sería preciso incentivar la segunda opción, ofreciéndole un tipo r_t^2 , superior a $(r_t^1 + {}_t r_{t+1}^1)/2$. De este modo, en un contexto de estabilidad de tipos, la prima al riesgo sería generalmente positiva.

Este argumento, que quizá resulte muy intuitivo para el ahorrador privado que ofrece su ahorro para financiar una determinada inversión, resulta menos sólido para el caso del mercado interbancario, en el que todos los participantes

son bancos y entidades de crédito, con una determinada demanda (positiva o negativa) en cada uno de los plazos. Que una entidad resulte ser oferente o demandante en un determinado plazo dependerá de sus necesidades de liquidez en ese y otros plazos y de las necesidades de los demás participantes, así como de los drenajes o inyecciones de liquidez debidas a la política de control monetario. Esta es, sin duda, una cuestión importante que precisa de un estudio detallado, pero que queda al margen del análisis que realizaremos en este artículo.

En esta situación, cabe hablar más de preferencia por uno u otro plazo que de prima de riesgo. En definitiva, el riesgo asumido por préstamos entre tales entidades no es muy elevado, mientras que la necesidad de satisfacer los requisitos decenales propios del control monetario por un lado, y las necesidades de financiación del sector público por otro, pueden sesgar las necesidades generales del mercado interbancario ya sea hacia el plazo corto o hacia el plazo largo. De este modo, debería esperarse que la prima de riesgo sea positiva en el primer caso, y negativa en el segundo². En todo caso, cualquiera de estas dos situaciones genera discrepancias entre F_t^1 y ${}_t r_{t+1}^1$ que seguiremos denominando "primas de riesgo" en este trabajo y que pretendemos caracterizar³.

² Véase la tabla 2 del capítulo 8 en Ezquiaga (1990) o el cuadro 1 en Ayuso y de la Torre (1990) acerca de la evolución temporal del signo y magnitud de las primas de riesgo en el mercado interbancario.

³ A pesar de que creemos que la denominación de "primas por plazo" sería más acorde con la realidad.

Sin duda que una cuestión de indudable interés consistiría en explicar las variables que determinan las preferencias del mercado por uno u otro plazo. Sin necesidad de entrar en tal análisis -que debemos dejar para ocasiones posteriores-, descomponemos la explicación de la prima de riesgo entre: 1) la explicación de su signo, como acabamos de mencionar, y 2) la explicación de su magnitud, o su valor absoluto, y nos concentramos en este segundo aspecto.

La justificación de tal separación consiste en la percepción de que la situación de liquidez del mercado -en parte determinada por la actuación de la autoridad monetaria- determina el plazo preferido, es decir, el signo de la prima, mientras que su magnitud es función de factores internos al mercado interbancario y, en particular, de la evaluación del riesgo por parte de los agentes que en el mercado participan. La estrategia de análisis que proponemos incorpora, además, el supuesto de simetría en la determinación de la magnitud de la prima; la importancia del papel jugado por sus determinantes sería la misma, con independencia de si la prima es positiva o negativa.

3. ¿Están premiados los plazos en el mercado interbancario?

3.1 Evolución temporal de las primas

La primera cuestión por analizar se refiere a la magnitud de la prima que entra implícitamente en la relación entre tipos de interés a distinto plazo en el mercado interbancario y, en particular, si dichas primas son estadísticamente significativas. Para describir todo el espectro de plazos, comparamos los tipos a una semana frente a los de dos semanas, los de 2 semanas frente a los tipos a 1 mes, estos últimos con los tipos a 3 meses y finalmente, los tipos a 3 meses con los tipos a 6 meses. Los gráficos 1 y 2 muestran la evolución de las primas, en las comparaciones de plazos citadas, durante el periodo muestral considerado (observaciones semanales desde enero 1985 a junio 1989, inclusive). La parte superior de cada gráfico muestra las primas que surgen de introducir en la expresión (3) la previsión obtenida de un modelo univariante en sustitución de ${}_t r_{t+1}$; llamaremos a estas primas en lo sucesivo primas ex-ante.

La parte inferior muestra las primas ex-post⁴, que se obtienen al sustituir ${}_t r_{t+1}$ por su valor realizado r_{t+1} .

⁴ Estos son los casos considerados en Ayuso y de la Torre (1990), como dos posibilidades que son, en cierto modo, extremas. En un caso, el mercado utiliza la mínima información de que dispone, los valores pasados de los tipos de interés para obtener previsiones de los tipos futuros; en el caso opuesto, las previsiones de mercado coinciden con los valores posteriormente realizados.

PRIMAS DE RIESGO

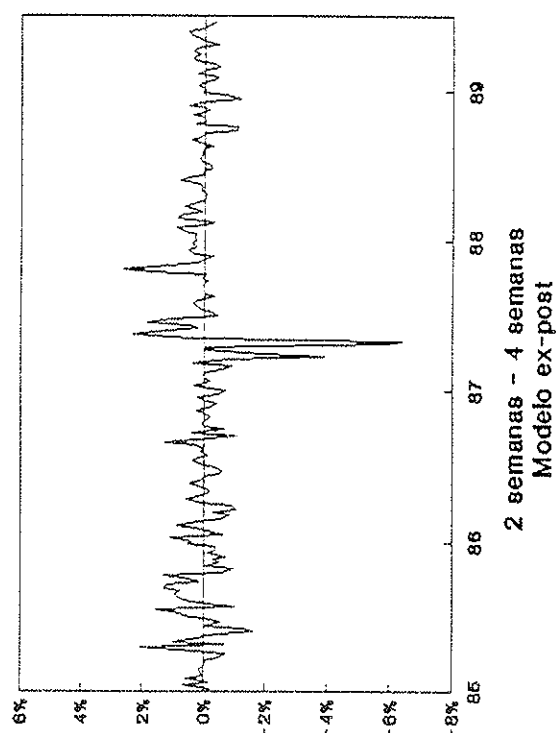
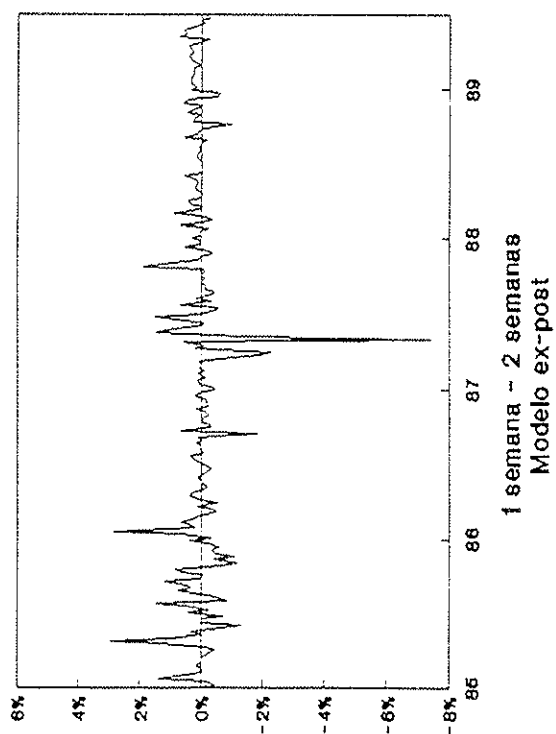
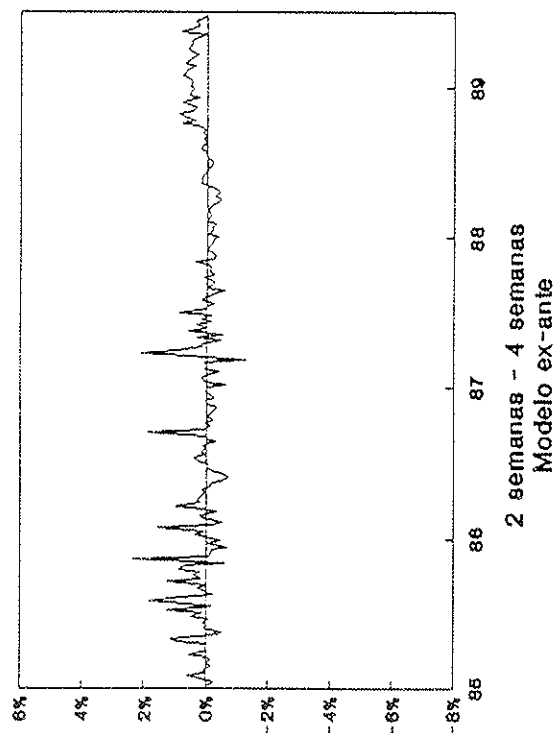
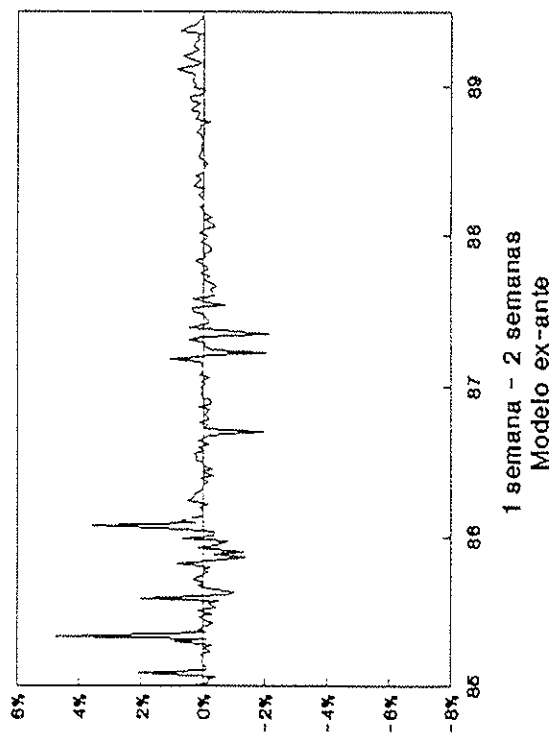


Gráfico 1

PRIMAS DE RIESGO

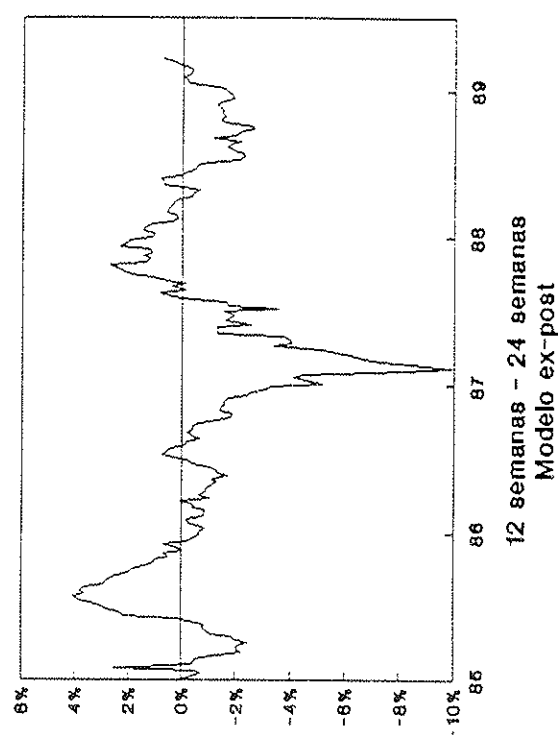
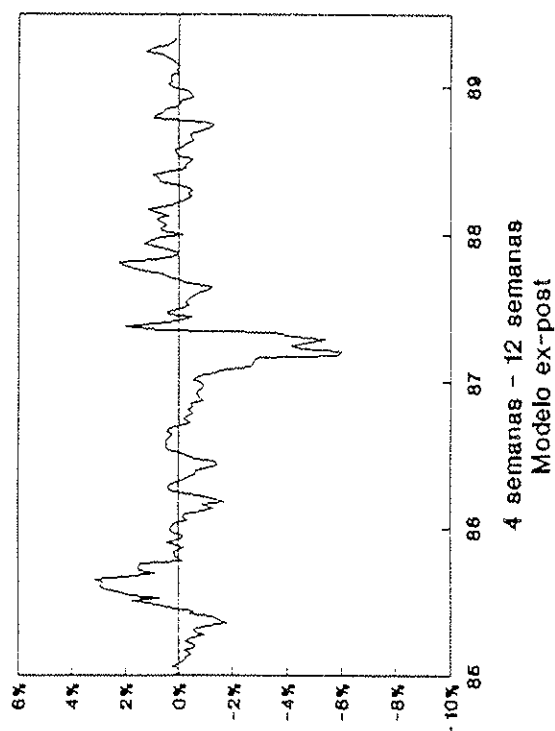
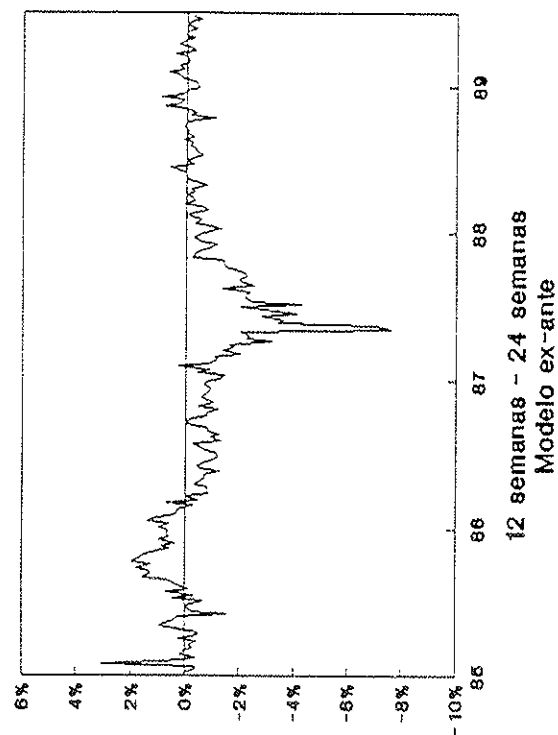
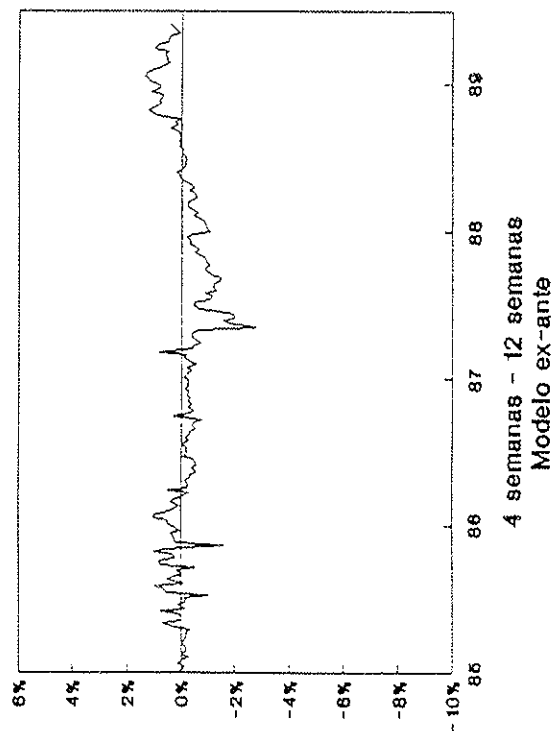


Gráfico 2

Todas ellas comparten varias características: 1) alternan en signo, 2) presentan valores extremos de magnitud poco habitual, 3) dichos valores extremos están concentrados en los años 1985 y 1987, 4) las series no son estacionarias en media, lo que se refleja, entre otras cosas, en las rachas de valores de igual signo, 5) las primas son más volátiles en unos periodos que en otros, lo que sugiere no estacionariedad en varianza, 6) las primas ex-ante son más erráticas que las primas ex-post, lo que se aprecia muy bien en los plazos largos, 7) además, las primas crecen al aumentar el plazo de comparación. Salvo valores extremos, sus rangos aproximados oscilan entre $(-1,0\% ; 0,5\%)$ para los plazos cortos, y $(-4,0\% ; 2,0\%)$ para los más largos, todo ello en el caso ex-ante.

Estas observaciones sugieren el interés por el contraste de significatividad estadística de los valores observados, lo que vamos a llevar a cabo especificando un modelo constante y analizando si su valor estimado difiere significativamente de cero. Sin embargo, para evitar sesgos en la estimación, comenzamos realizando un análisis de intervención de los principales valores extremos, cuya relación aparece en el cuadro 1; todas las intervenciones realizadas son de tipo impulso y representan, por tanto, efectos transitorios⁵. Una descripción detallada de los datos utilizados se

⁵Muchas de las intervenciones en las primas ex-post, aunque no todas, coinciden con las realizadas en las primas ex-ante, que se muestran en el cuadro 1. Las posibles diferencias podrían ser fuente de un análisis interesante en cuanto a proporcionar información acerca del funcionamiento del mercado.

presenta en el Apéndice 1, al final de artículo.

3.2 Interpretación de los valores extremos en las primas

Cómo veremos más adelante en el artículo, los modelos univariantes estimados para los tipos de interés son todos del tipo camino aleatorio, es decir: $r_t = r_{t-1} + u_t$ donde u_t es impredecible a priori, por tener estructura de ruido blanco; sólo en algún caso acepta r_t una estructura autorregresiva de orden 1. Si además tenemos en cuenta que en la comparación 15 días vs. 1 mes, por ejemplo, ${}_t r_{t+1}$ denota la expectativa actual de los tipos de interés dentro de 4 semanas, puede apreciarse que, incluso con un estructura AR(1), la previsión univariante de r_{t+1} será, esencialmente⁶, el valor actual, r_t . En esta situación, la prima de riesgo: $P_t = 2r_t^2 - r_t^1 - {}_t r_{t+1}^1$ resulta ser igual a $2(r_t^2 - r_t^1)$, es decir, el doble del "spread" entre tipos actuales a largo y corto plazo.

Por consiguiente, un valor extremo en la serie ex-ante refleja un elevado e inesperado diferencial entre ambos tipos. Debe esperarse que, generalmente, tales discrepancias se han producido por un movimiento en los tipos a corto plazo al que no han respondido los tipos a largo⁷. Las dos explicaciones más razonables de tal suceso

⁶ Dicha previsión será exactamente igual a r_t si el tipo de interés es un camino aleatorio.

⁷ Cuando los valores extremos son positivos, pueden explicarse por descensos en los tipos a corto, no seguidos por descensos similares en los tipos a largo plazo. También podrían explicarse como una sobrerreacción de los tipos a largo ante alzas en los tipos a corto, pero esta justificación parece menos probable.

PRIMAS EX-ANTE

Plazo	Numero	Fechas			
7 días - 15 días	9	1/2/85	1/5/85	1/8/85	2/11/85
		4/1/86	2/9/86		
		1/3/87	3/3/87	1/5/87	
15 días - 30 días	8	2/7/85	1/8/85	3/9/85	2/11/85
		4/1/86	2/9/86		
		1/3/87	3/3/87		
30 días - 90 días	2	2/11/85			
		1/5/87			
90 días - 180 días	3	1/2/85			
		1/5/87	1/7/87		

TIPOS DE INTERES

Plazo	Numero	Fechas			
7 días	9	1/2/85	1/5/85	1/8/85	4/10/85
		4/1/86			
		1/4/87(2)	1/5/87(4)	4/6/87(2)	4/10/87(3)
15 días	10	2/5/85	2/6/85	2/8/85	
		1/2/86	2/9/86		
		1/4/87	1/5/87(2)	4/5/87	4/6/87 4/10/87
30 días	5	2/11/85			
		2/3/87	1/4/87	1/5/87(2)	4/10/87(2)
90 días	4	1/4/87	1/5/87(3)	4/10/87(4)	
		1/10/88			

Entre parentesis aparece el numero de parametros estimados en la intervencion

consisten en una intervención de control monetario por parte de las autoridades económicas, o una situación de exceso o defecto de liquidez al cierre de decena bancaria. Así, por ejemplo, aparecen generalmente valores extremos negativos de la prima en 1987, cuando una política monetaria restrictiva hizo subir los tipos de interés con una transmisión sólo gradual de tal subida a los tipos a plazos más largos.

Se aprecia una gran correspondencia entre las intervenciones realizadas en las series de primas y de tipos de interés de los plazos más cortos; (comparar ambos paneles del cuadro 1) perdiéndose parte de tal relación en los plazos más largos. Las primas requieren menos intervenciones que los tipos de interés, reflejando el hecho de que saltos de similar magnitud en los tipos a corto y largo plazo dejarían aproximadamente inalterada la prima; sin embargo, existen algunas intervenciones en las primas que no se justifican por valores extremos en los tipos, por lo que es interesante analizar su posible coincidencia con los cierres de decena bancaria.

En el cuadro 2 se presentan, las estimaciones de modelos univariantes para las primas correspondientes a las diferentes comparaciones de plazos considerados, tanto en su valor numérico original como en términos absolutos. En todos los casos, una estructura IMA (1,1) es apropiada⁸; el valor del parámetro de media móvil decrece al aumentar la longitud temporal de los

⁸ En la única excepción de 1 vs. 3 meses, con la prima en valor absoluto, el parámetro MA(4) es tan pequeño que podemos equiparar este modelo a todos los restantes.

MODELOS UNIVARIANTES DE PRIMAS DE RIESGO

	PRIMA	VALOR ABSOLUTO
7 dias - 15 dias	IMA(1,1)	IMA(1,1)
	0,91 (0,03)	0,83 (0,04)
	s.e. = 0,24	s.e. = 0,17
15 dias - 1 mes	IMA(1,1)	IMA(1,1)
	0,80 (0,04)	0,84 (0,04)
	s.e. = 0,29	s.e. = 0,22
1 mes - 3 meses	IMA(1,1)	IMA(1,1)*MA(4)
	0,43 (0,06)	(1 - .33 B)(1 - .18B ⁴) (0,06) (0,07)
	s.e. = 0,33	s.e. = 0,25
3 meses - 6 meses	IMA(1,1)	IMA(1,1)
	0,49 (0,06)	0,53 (0,06)
	s.e. = 0,47	s.e. = 0,41

plazos considerados, mientras que el error de previsión crece.

3.3 Estimación de las primas por plazos

En definitiva, una vez depuradas las series de las primas de sus valores extremos, se especificó un modelo de regresión constante para explicar su comportamiento temporal (en valor absoluto):

$$(4) \quad |\text{Prima}_t| = \alpha + v_t$$

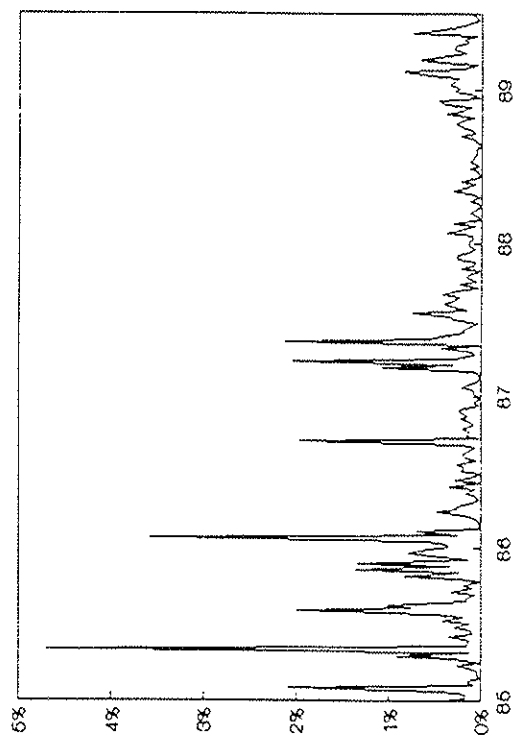
$$(5) \quad \phi(B) \cdot v_t = \epsilon_t, \text{ donde } \epsilon_t / \Omega_{t-1} \sim N(0, q_t^2)$$

$$(6) \quad q_t^2 = d_0 + d_1 \cdot \left(\sum_{i=1}^p w_i \epsilon_{t-i}^2 \right)$$

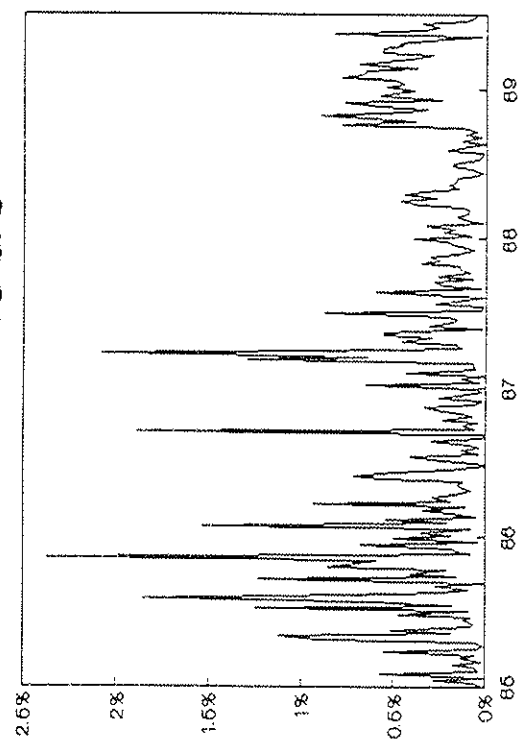
Los gráficos 3 y 4 muestran la magnitud de las primas, es decir, el valor absoluto de las variables representadas en los gráficos 1 y 2. Los paneles inferiores representan la magnitud de la prima, una vez intervenidos los valores extremos reseñados en el cuadro 1. Como puede verse en el eje de ordenadas, tales intervenciones permiten reducir el rango de valores de la prima de modo apreciable.

De acuerdo con este simple modelo, el valor absoluto de la prima entre dos plazos determinados sería constante en el tiempo, excepto por un componente aleatorio v_t ; dicho componente puede, sin embargo, no ser independiente en el tiempo, lo que implicaría un carácter de cierta predictibilidad del mismo. Suponemos que la estructura de autocorrelación puede aproximarse por un término autorregresivo representado por el

MAGNITUD DE LAS PRIMAS DE RIESGO



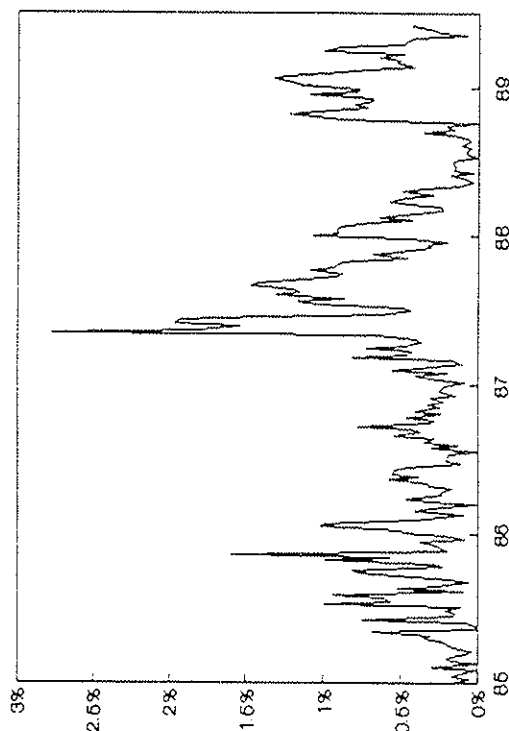
1 semana - 2 semanas



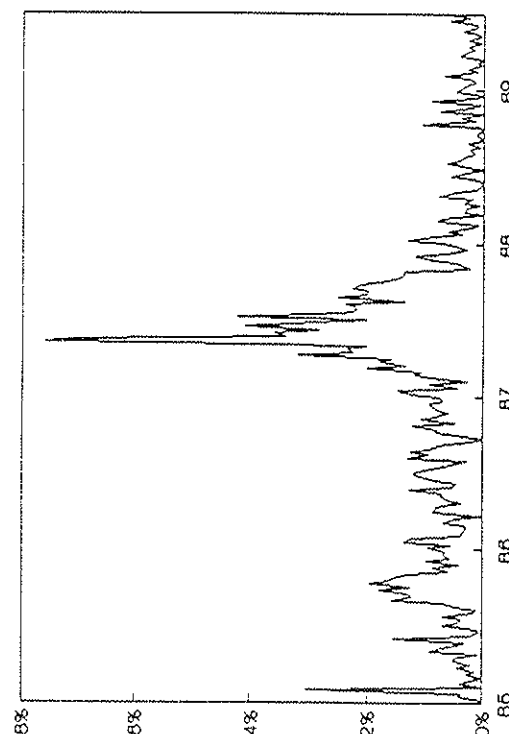
2 semanas - 4 semanas

Modelo ex-ante

Con valores extremos



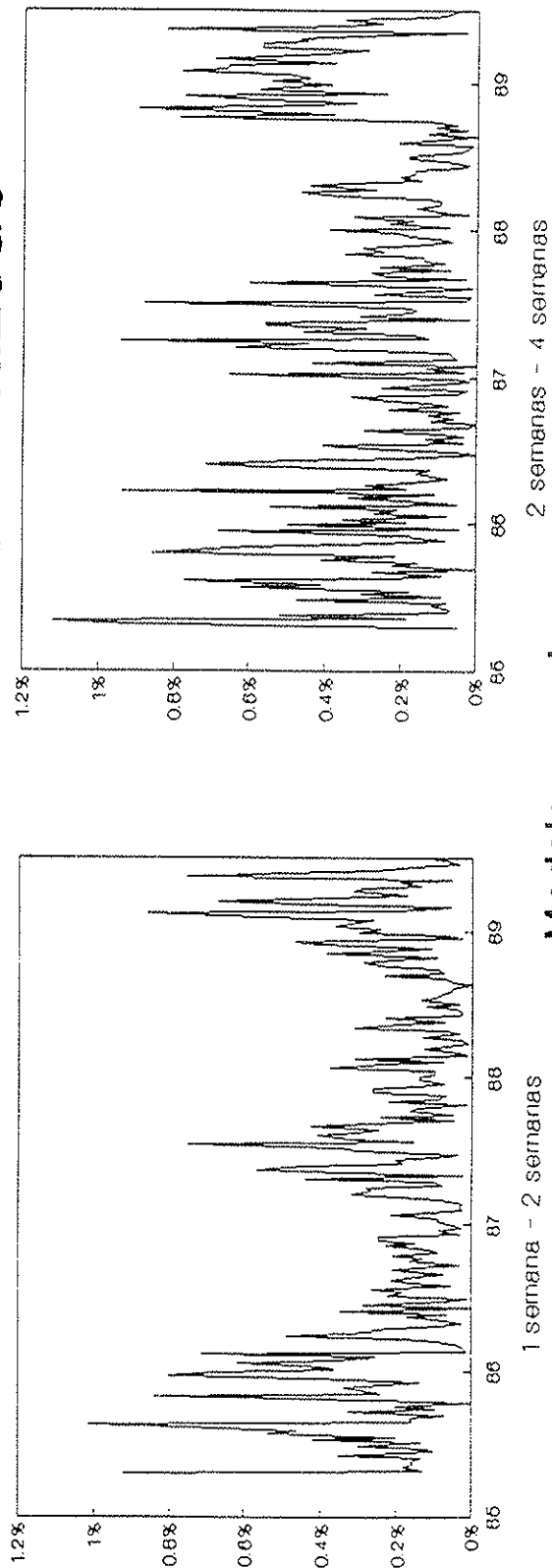
4 semanas - 12 semanas



12 semanas - 24 semanas

Gráfico 3.

MAGNITUD DE LAS PRIMAS DE RIESGO



Modelo ex-ante

Sin valores extremos

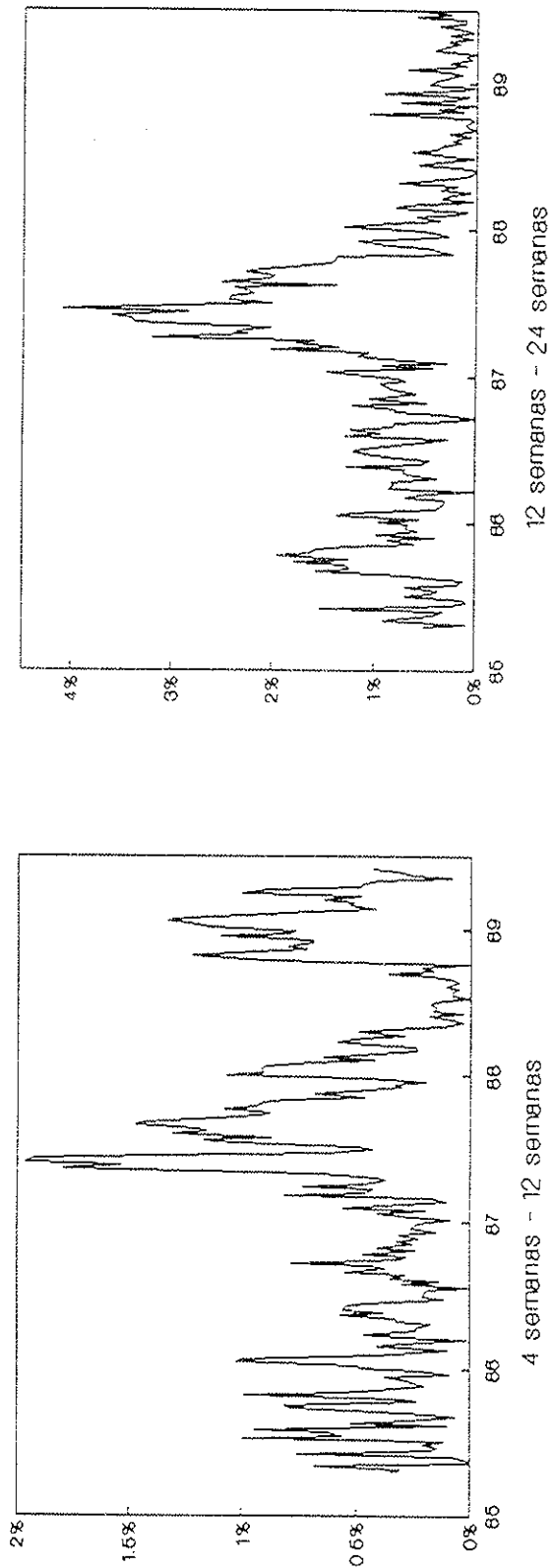


Gráfico 4

polinomio⁹ $\phi(B)$. De este modo, el componente aleatorio de la prima depende, en cada período, de sus valores previos y del término aleatorio fundamental ϵ_t , que es ruido blanco. Sin embargo, permitimos que la varianza de ϵ_t condicional en su historia pasada -ya conocida-, q_t^2 , sea variable en el tiempo. Representamos el modo en que dicha varianza fluctúa en el tiempo mediante una estructura ARCH (véase Engle et al. (1987)) y adoptamos en ella -ecuación (6)- la parametrización habitual en la literatura, que reduce el número de parámetros a estimar en dicha ecuación a dos.

La innovación con respecto a las especificaciones ARCH usuales estriba en la existencia de autocorrelación en el término de error del modelo de regresión. Parece natural que, en tal situación, el supuesto de heterocedasticidad se efectúe sobre el ruido blanco ϵ_t . Sin embargo, es claro que la varianza de v_t , condicional en la información disponible al comienzo del período, Ω_{t-1} , es: $\text{Var}_{t-1} v_t = \text{Var } \epsilon_t = h_t^2$, por lo que el supuesto de estructura ARCH en ϵ_t se traduce en un supuesto similar para v_t . De acuerdo con esta especificación, la varianza q_t^2 tiene dos componentes: uno constante, representado por el parámetro δ_0 , y otro que evoluciona con cierta suavidad en el tiempo, introduciendo cierta apariencia de autocorrelación en los valores de la varianza q_t^2 .

La estimación eficiente de este modelo exigiría estimar α , (δ_0, δ_1) y el polinomio $\phi(\cdot)$

⁹ Por supuesto, generalmente dicha estructura podría obedecer un modelo ARIMA cualquiera, pero hemos encontrado en nuestro trabajo que representaciones AR son suficientes.

simultáneamente. Sin embargo, puede probarse que la matriz de información está formada por dos bloques a lo largo de la diagonal: uno conteniendo la matriz de covarianzas de los coeficientes del polinomio ϕ , y otro constituido por la matriz de covarianzas del vector $(\alpha, (\delta_0, \delta_1))$. Por esta razón, el habitual procedimiento para la estimación máximo-verosímil del modelo puede descomponerse en dos algoritmos iterativos correspondientes a los dos subvectores indicados.

Los resultados de los cuadros 3 y 4 muestran estimaciones significativas del parámetro α . Ello quiere decir que, sistemáticamente, los participantes en el mercado interbancario no son indiferentes entre llevar a cabo su inversión a un plazo determinado -por ejemplo, 3 meses- frente a la alternativa de rotar una inversión a plazo más corto -un mes, por ejemplo-. Nuestro modelo no puede determinar si las preferencias netas del mercado se centran en el corto o largo plazo, pero la simple observación de los gráficos de las primas (gráficos 1 a 4) muestra claramente que dichas preferencias cambian en el tiempo si bien con un cierto grado de inercia. Puede verse en nuestras estimaciones cómo dichas primas aumentan claramente con la longitud del intervalo temporal considerado para la inversión, desde .17 en la comparación de 1 semana frente a 2 semanas hasta .67 en los plazos más largos, en el caso ex-ante, y desde tres décimas en la comparación 1 semana vs. 2 semanas, hasta algo más de un punto porcentual en la comparación de 3 meses vs. 6 meses en el caso ex-post. Aunque no son estrictamente comparables, estos valores son superiores a los estimados en Engle et al. (1987) para la curva de rendimientos de los bonos del Tesoro USA.

CUADRO 3. Modelos ARCH simples para las primas ex-ante.

Plazo	a'_0	a_0	d_0	d_1	Φ (B)	log L	T	C
1 sem.	.11	.17	.005	.95	1-.38B	74.554	201	45%
2 sem.	(.01)		(.003)	(.19)	(.06)			
2 sem.	.16	.27	.039	.16	1-.24B-.16B ²	22.010	201	46%
4 sem.	(.02)		(.013)	(.28)	(.07) (.07)			
4 sem.	.12	.49	.032	.48	1-.76B	-1.945	195	64%
12 sem.	(.02)		(.009)	(.17)	(.05)			
12 sem.	.07	.67	.089	.47	1-.54B-.35B ²	-98.145	201	10%
24 sem.	(.03)		(.030)	(.19)	(.07) (.07)			

NOTAS:

- Errores estándar entre paréntesis.
- C es el nivel de significación del test para estructura ARCH residual.
- El orden ARCH es 4 para el primer plazo y 12 para los restantes.
- $a'_0 = a_0 \cdot \Phi(1)$

CUADRO 4. Modelos ARCH simples para las primas ex-post.

Plazo	a'_0	a_0	d_0	d_1	Φ (B)	log L	T	C
1 sem.	.18	.29	.039	.53	1-.23B-.14B ⁴	-17.592	196	89%
2 sem.	(.02)		(.009)	(.18)	(.07) (.07)			
2 sem.	.26	.38	.068	.39	1-.30B-.17B ³	-61.963	189	74%
4 sem.	(.02)		(.018)	(.17)	(.07) (.07)			
4 sem.	.06	.61	.060	.61	1-1.06B+.16B ²	-83.356	184	54%
12 sem.	(.03)		(.018)	(.16)	(.07) (.07)			
12 sem.	.07	1.14	.148	.46	1-.94B	-141.570	189	19%
24 sem.	(.04)		(.045)	(.20)	(.02)			

NOTAS:

- Errores estándar entre paréntesis.
- C es el nivel de significación del test para estructura ARCH residual.
- El orden ARCH es 4 para el primer plazo y 12 para el resto.
- $a'_0 = a_0 \cdot \Phi(1)$

El orden del polinomio autorregresivo del término de error decrece al aumentar el plazo de la inversión, lo que sugiere que tal autocorrelación refleja alguna característica estructural de funcionamiento del mercado interbancario.

La estructura ARCH que hemos especificado resultó claramente significativa en todos los plazos considerados excepto el de 2 semanas vs. 4 semanas en el caso ex-ante. Esta es la única comparación de plazos para la que por razones que no podemos explicar, no aparece evidencia estadística de estructura tipo ARCH -aunque sí aparece en el caso ex-post. Esta característica se mantiene en todos los modelos que presentamos posteriormente. El número de residuos incorporados en la ecuación de q_t^2 fue de 4 en la comparación 1 semana vs. 2 semanas ex-post, y fue de 12 en las restantes comparaciones. Ello recoge la idea de que shocks inesperados -aunque no muy extremos- en el valor absoluto de la prima de riesgo son bastante persistentes. Los coeficientes w_i fueron escogidos de acuerdo con el esquema:

$$(7) \quad w_i = \frac{(n+1) - i}{n(n+1)/2}, \quad i = 1, 2, \dots, n$$

donde $n=4$ ó 12 , de modo que $\sum_i w_i = 1$.

La componente constante de q_t^2 , siempre significativa, es creciente con la longitud temporal de los plazos considerados, como cabría esperar a priori. El efecto de las innovaciones elevadas al cuadrado sobre q_t^2 es bastante uniforme a través de los diferentes plazos, como muestra la estimación del coeficiente δ_1 , manteniéndose siempre

dentro de la región de estacionariedad del proceso de varianza, aunque estando cerca de ella en el plazo más corto en el caso ex-ante.

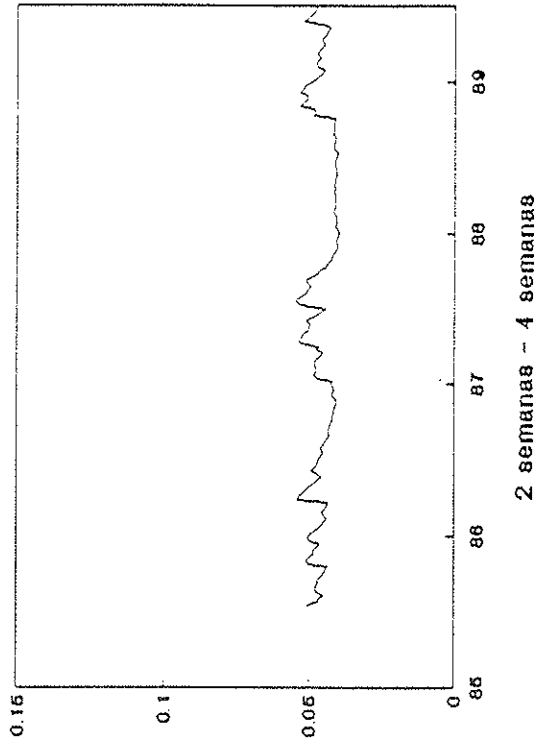
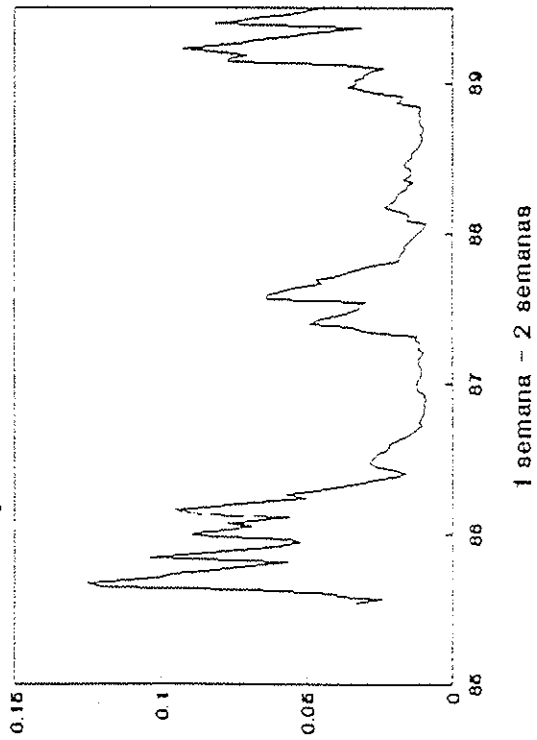
Los gráficos 5 y 6 muestran las funciones q_t^2 que se desprenden de las estimaciones del cuadro 3. Puede verse que, durante el intervalo muestral considerado, los años 1985 y 1987 supusieron un claro aumento en la magnitud de q_t^2 y, por tanto, de la varianza de ϵ_t y v_t , con respecto a sus valores habituales. Esto ocurrió en todos los plazos, si bien la magnitud de q_t^2 parece ser uniformemente creciente con la longitud de los plazos. Ello sugiere que la incertidumbre acerca de la evolución del mercado interbancario es asimismo creciente con el horizonte temporal de la inversión considerada, haciendo más difíciles de prever las primas de riesgo correspondientes.

Las dos últimas columnas de ambos cuadros muestran el valor del logaritmo de la función de verosimilitud y el resultado de un contraste de la posible estructura ARCH que pudiera quedar en el modelo estimado.

Para llevar a cabo este último, se tomaron los residuos del modelo de la prima y se normalizaron de acuerdo con la raíz cuadrada de q_t^2 , por ser ésta una estimación de su varianza¹⁰.

¹⁰ Debe tenerse en cuenta que la especificación ARCH mejora la eficiencia de las estimaciones, pero las estimaciones puntuales que genera son muy similares a las que se obtendrían por el procedimiento, menos eficiente, de utilizar mínimos cuadrados ordinarios. En consecuencia, los residuos del modelo ARCH, sin normalizar, son esencialmente los mismos residuos sobre los que se hizo el contraste inicial de estructura ARCH.

q_t^2 del ARCH simple de las primas de riesgo



Modelos ex-ante

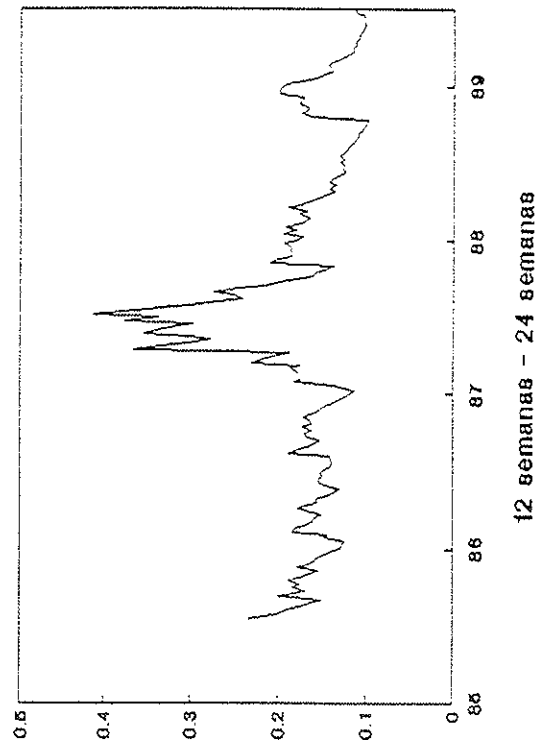
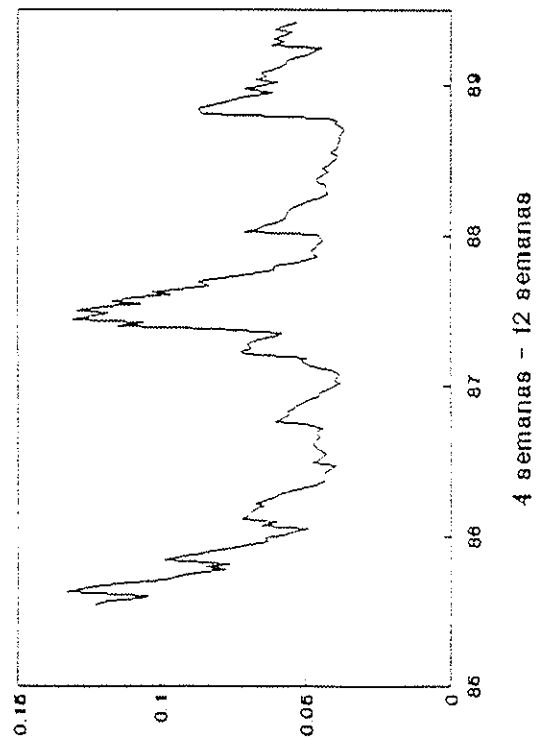
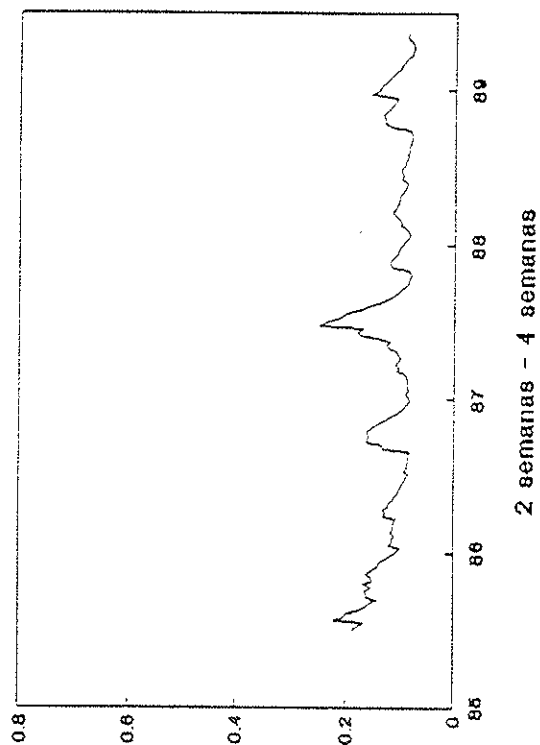
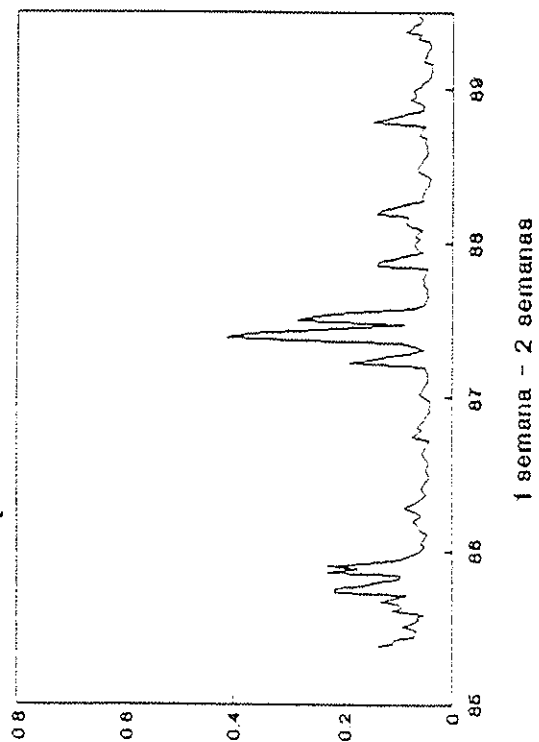


Gráfico 5

α_t^2 del ARCH simple de las primas de riesgo



Modelos ex-post

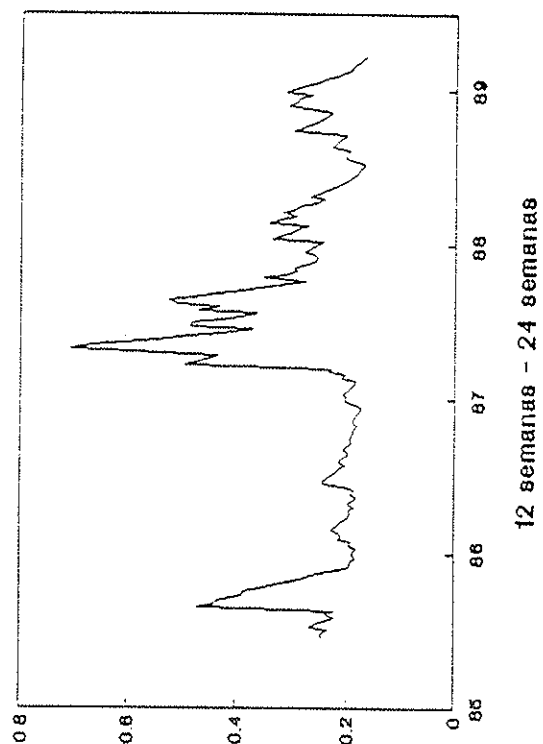
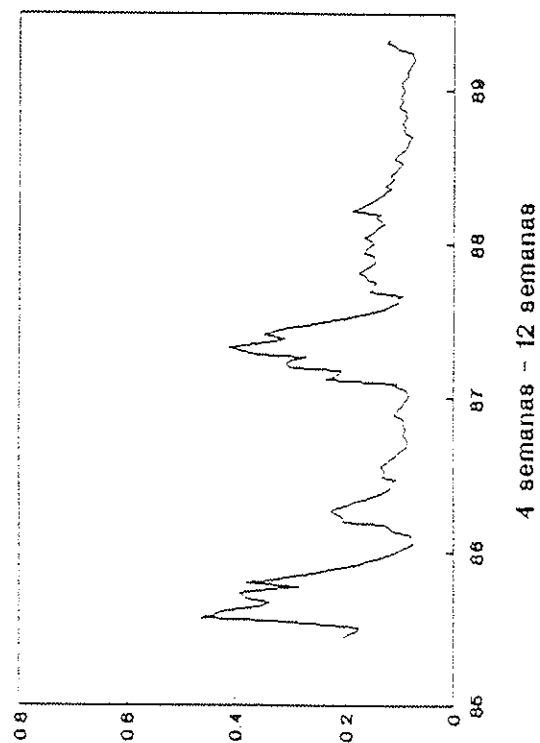


Gráfico 6

4. El nivel de los tipos de interés como medida de riesgo

Una posible dificultad con el modelo que hemos estimado en la sección anterior reside en el supuesto mantenido acerca de la constancia del valor absoluto de la prima de riesgo. Si, por el contrario, la magnitud de la prima depende de algunas características económicas, de dentro o fuera del mercado interbancario, que cambian en el tiempo, entonces el modelo anterior estaría incorrectamente especificado y las estimaciones presentadas estarían sesgadas. Para evitar en lo posible tal situación, exploramos en esta sección una posibilidad de este tipo, como es el hecho de que el nivel de los tipos de interés genere por sí mismo un cierto grado de incertidumbre en los agentes acerca de los tipos futuros.

La idea subyacente en este intento consiste en que la volatilidad de los tipos de interés aumente con el nivel de los mismos. Los participantes en el mercado interbancario percibirían mayor riesgo en periodos de tipos de interés elevados y exigirían una mayor prima por invertir en el plazo menos preferido. De los dos tipos de interés que entran en cada comparación, se incluyó como variable explicativa el del plazo más corto¹¹.

Para contrastar este punto de vista se estimó el modelo ARCH de regresión:

¹¹ Ya que son estos los que generan la única componente no observada en la definición de la prima de riesgo.

$$|\text{Prima}_t| = \beta_0 + \beta_1 r_t + v_t$$

$$\phi(B) \cdot v_t = \epsilon_t, \text{ donde } \epsilon_t \text{ es i.i.d., } N(0, \sigma_t^2)$$

$$\sigma_t^2 = d_0 + d_1 \sum_{i=1}^p w_i \epsilon_{t-i}^2, \quad w_i \text{ como en (7)}$$

obteniendo los resultados del cuadro 5 en el caso ex-ante, que es el único que, en lo sucesivo, se considera en el artículo.

CUADRO 5. Modelos ARCH de regresión para las primas ex-ante.

$$|\text{Prima}|_t = a_0 + a_1 r_t^{\text{correcto}} + u_t$$

Plazo	a'_0	a_0	a_1	d_0	d_1	$\Phi(B)$	log L	T	C
1 sem.	-.024	-.06	.018	.005	.94	1-.37B-.20B ³	82.023	187	30%
2 sem.	(.046)		(.008)	(.002)	(.14)	(.07)(.07)			
2 sem.	.15	.26	.001	.038	.17	1-.25B-.13B ³	23.505	189	51%
4 sem.	(.04)		(.005)	(.012)	(.27)	(.07)(.07)			
4 sem.	-.22	-.61	.086	.028	.51	1-.64B	4.110	187	77%
12 sem.	(.07)		(.015)	(.009)	(.18)	(.07)			
12 sem.	-.29	-1.69	.192	.104	.33	1-.51B-.32B ²	-91.932	189	5%
24 sem.	(.08)		(.036)	(.040)	(.26)	(.07)(.07)			

NOTAS:

- Errores estándar entre paréntesis.
- C es el nivel de significación del test para estructura ARCH residual.
- $a'_0 = a_0 \cdot \Phi(1)$

El nivel de los tipos de interés resulta significativo en la determinación de la magnitud de la prima excepto en la comparación 2 semanas frente a 1 mes. Las constantes del modelo continúan siendo significativas, excepto en el caso ya citado. Dicha incidencia es sensiblemente inferior en el caso de la comparación entre los plazos más cortos lo que resulta, nuevamente, acorde con la intuición.

En comparación con las estimaciones del modelo ARCH simple que se presentaron en los cuadros 3 y 4, cabe destacar lo robustos que resultan los valores estimados para los coeficientes del modelo de heteroscedasticidad. La excepción la constituye la comparación 2 semanas vs. 4 semanas en la que, como ocurrió anteriormente, no aparece estructura ARCH significativa. Por otra parte, como los modelos ahora estimados incluyen a los presentados en el cuadro 3 como caso particular -cuando $\beta_1=0$ -, podemos efectuar un contraste de razón de verosimilitudes, que conduce al rechazo de la restricción $H_0: \beta_1=0$ en las comparaciones 1 semana vs. 2 semanas, 2 semanas vs. 1 mes y 1 mes vs. 3 meses, con estadísticos de 25,32 , 5,97 y 11,96 , respectivamente. Sorprendentemente, la restricción no se rechaza en la comparación 3 meses-6 meses¹².

¹² Puesto que el número de observaciones utilizadas en la estimación de los modelos restringido y sin restringir fue diferente, hicimos la corrección -no muy rigurosa- de dividir los valores de la función de verosimilitud por el número de observaciones correspondiente para luego multiplicar la diferencia entre ambas funciones por un tamaño muestral común.

5. La volatilidad de los tipos de interés como indicador de riesgo de mercado

5.1 Nivel de los tipos frente a su volatilidad como indicadores de riesgo

Los resultados de la sección anterior sugieren que, al aumentar los tipos de interés, aumenta la percepción de riesgo del mercado; por consiguiente, aumenta el tamaño del diferencial entre tipo forward implícito y expectativas de tipo a corto futuro. Si la prima no estuviese considerada en valor absoluto, podría pensarse que tipos actuales "altos" señalan un futuro descenso de los mismos, por lo que caería ${}_t r_{t+1}$, aumentado el valor de la prima; lo contrario ocurriría cuando prevaleciesen tipos de mercado "bajos", teniéndose en ambos casos una dependencia positiva entre prima y nivel de los tipos de interés¹³.

El que tomemos la prima en valor absoluto sugiere que un nivel elevado de los tipos hace que la diferencia entre forward y tipo futuro esperado sea asimismo elevada, pero puede ser compatible con un tipo forward superior o inferior al tipo futuro esperado en la actualidad. Ello es reflejo de la discusión que realizamos al comienzo del artículo en el sentido de que la preferencia neta de los participantes en el mercado interbancario por el plazo corto o largo cambia en el tiempo de acuerdo con factores que no pretendemos caracterizar aquí; sugiere, además, que la relación estimada no se produce a través de un ajuste de expectativas como

¹³ Si bien el nivel de los tipos debería evaluarse en función de su posición con respecto a un "nivel de referencia" no observable.

el que indicamos en el párrafo anterior. Más bien, debe pensarse que las fluctuaciones en los tipos son mayores -y quizá también más frecuentes- cuando los tipos son elevados. Ello genera mayor incertidumbre y hace aumentar las primas de riesgo; su signo dependerá de las preferencias netas del mercado por uno u otro plazo.

Por todo ello, en esta sección tratamos de contrastar la hipótesis de que la magnitud de las fluctuaciones en los tipos de interés incide positivamente sobre el tamaño de las primas de riesgo. Para ello, construimos un indicador del tamaño de la componente no esperada de la variación en los tipos, que es quien debería contribuir a aumentar la incertidumbre en el mercado; lo que ocurre es que el modelo univariante de previsión de tipos es un camino aleatorio o muy próximo a tal estructura, en cuyo caso, toda la variación es no esperada a priori y se trata, por tanto, de obtener una medida¹⁴ de la varianza de ∇r_t .

Un problema con las modelizaciones más habituales es que la desviación típica estimada de las fluctuaciones ∇r_t sería constante en el tiempo y, por consiguiente, no constituiría un indicador válido. Una alternativa podría consistir en tomar la variación contemporánea $r_t - r_{t-1}$ como indicador de riesgo; sin embargo, suponemos que el mercado no es tan miope, y hace depender su medida de volatilidad

¹⁴ Debe tenerse en cuenta que, en el caso de la comparación 3 meses vs. 6 meses, ${}_t r_{t+1}^1$ denota el valor que en la semana actual se prevé para el tipo a 3 meses que prevalecerá en el mercado dentro de 12 períodos que, con los modelos que hemos estimado para los tipos -camino aleatorio o camino aleatorio con AR(1) de parámetro bajo- quedan reducidas al valor actual de los tipos.

de las fluctuaciones corrientes y pasadas registradas en los tipos de interés.

Si utilizamos, de nuevo, una especificación ARCH para la varianza del término de error del modelo de ∇r_t , tendremos una estimación del riesgo percibido por el mercado interbancario para cada plazo considerado; dicha estimación cambia a lo largo del tiempo y podemos examinar si dicho indicador de riesgo influye sobre la prima exigida en el mercado¹⁵.

Para ello, consideramos el modelo:

$\phi(B) \cdot \nabla r_t = a_0 + u_t$, donde u_t es independiente en el

tiempo, con distribución $N(0, h_t^2)$ y

$$h_t^2 = \delta_0 + \delta_1 \sum_{i=1}^P w_i u_{t-i}^2$$

$$|\text{Prima}_t| = \beta_0 + \beta_1 g(h_t^2) + v_t,$$

$\Theta(B) \cdot v_t = \epsilon_t$, donde ϵ_t es, i., i.d., $N(0, q_t^2)$

$$q_t^2 = d_0 + d_1 \sum_{i=1}^P \gamma_i \epsilon_{t-i}^2$$

Como puede verse, se considera la posibilidad de estructura ARCH, tanto en la ecuación de los tipos de interés como en la ecuación que determina la prima. Sin embargo, sólo

¹⁵ De nuevo, puesto que la única componente no observada en la definición de la prima de riesgo es la expectativa de tipos futuros a corto plazo fueron estos los tipos para los que se especificó el modelo de volatilidad.

la varianza del término de error de la primera aparece como variable explicativa en la segunda ecuación, mientras que no ocurre lo mismo a la inversa. De nuevo, admitimos la posibilidad -como veremos que así ocurre-, de existencia de autocorrelación en el modelo de determinación de la magnitud de la prima¹⁶. No consideramos, sin embargo, autocorrelación en u_t puesto que ésta es la innovación del modelo univariante de los tipos de interés y es, por tanto, ruido blanco.

Aunque en principio la estimación eficiente debería considerar simultáneamente los parámetros $(\phi(B), a_0, \delta_0, \delta_1, \beta_0, \beta_1, \Theta(B), d_0, d_1)$, hemos seguido un procedimiento más sencillo y que parece óptimo bajo nuestros supuestos, separando la estimación de los parámetros $(\phi(B), a_0, \delta_0, \delta_1)$ del modelo de los tipos de interés, de la estimación de los parámetros $(\beta_0, \beta_1, \Theta(B), d_0, d_1)$ del modelo de la prima. Dentro de este último, separamos la estimación del polinomio autorregresivo $\Theta(B)$ del resto, lo que parece ser eficiente dentro de este subespacio paramétrico.

El modelo de los tipos de interés se especificó para $\forall r_t$, estimando la constante a_0 y el vector (δ_0, δ_1) , a partir de $a_0=0$, $\delta_1=0$, y δ_0 igual a la varianza constante de una estimación mínimo-cuadrática previa, de cuyos residuos se obtuvo así mismo la pre-estimación del polinomio $\phi(B)$. En el caso del tipo a 3 meses, se especificó:

$$\forall r_t = a_0 + \phi \cdot \forall r_{t-1} + u_t,$$

¹⁶ Aunque las estructuras de r_t y del término de error de $|Prima_t|$ deberían ser modelos ARIMA generales, sin embargo ambas pueden aproximarse muy bien por estructuras AR sencillas.

estimando la constante a_0 , el coeficiente autorregresivo ϕ y el vector (δ_0, δ_1) simultáneamente, con el resultado que se presenta en la tercera fila del cuadro 6. En los demás casos, el modelo de Vr_t no resultó tener estructura autorregresiva. De nuevo en este modelo, tampoco aparece evidencia de estructura ARCH en el tipo de interés a dos semanas. Las estimaciones se hicieron sobre las series de tipos de interés una vez corregidas de las intervenciones de tipo impulso que se citaron en el cuadro 1, todo ello a partir de su modelo univariante. De otro modo, resultaba imposible estimar ninguna especificación con un mínimo de ajuste.

CUADRO 6. Modelos ARCH simples para los tipos de interés.

Plazo	a'_0	a_0	d_0	d_1	Φ (B)	Orden ARCH	T	C
1 sem.	—	.021 (.027)	.066 (.020)	.56 (.15)	1	12	199	44%
2 sem.	NO PROCEDE					0		
4 sem.	—	.0005 (.023)	.058 (.013)	.52 (.15)	1	12	199	100%
12 sem	.0005 (.022)	.0007	.043 (.014)	.70 (.19)	1-.31B (.07)	8	198	62%

NOTAS:

- Errores estándar entre paréntesis.
- C es el nivel de significación del test para estructura ARCH residual.
- $a'_0 = a_0 \cdot \Phi(1)$
- Los r_t están corregidos de valores extremos en la estimación.

Las constantes a_0 no son significativas y quizá podrían eliminarse, pero la especificación ARCH parece recoger bastante bien la evolución de la componente imprevisible de ∇r_t , siendo además bastante estable en magnitud al variar el horizonte temporal de los tipos de interés considerados.

5.2 Los valores extremos de r_t como indicadores de riesgo

Al construir la variable h_t^2 para recoger el tamaño de la componente de sorpresa de los cambios en los tipos de interés, surge una cuestión de interés que quizá merezca un posterior análisis detallado: ya hemos citado la necesidad de intervenir las series de tipos de interés al estimar sus modelos ARCH; sin embargo, una vez estimados dichos modelos, podría pensarse en incorporar los valores extremos en el cálculo de la serie temporal de h_t^2 .

Si se llevan a cabo ambas alternativas, se obtienen las variables h_t^2 que aparecen en los gráficos 7 y 8 (el correspondiente al tipo de interés a 2 semanas no aparece por no haber detectado en él estructura ARCH). La simple comparación de los dos gráficos muestra claramente la enorme diferencia que existe entre ambas variables h_t^2 en cada plazo; los rangos de variación son tremendamente diferentes entre ambas funciones, mientras que las funciones h_t^2 que incorporan los valores extremos son muy similares entre los distintos plazos. El perfil de h_t^2 en este último caso es similar a un conjunto de variables dummy de tipo impulso localizadas en instantes concretos de tiempo, si bien afectadas por polinomios de

retardos que distribuirían su impacto a lo largo de varias semanas.

Mientras que las fluctuaciones en la función h_t^2 que no incluye los valores extremos de r_t son similares en los plazos de 7 y 30 días, el plazo de 90 días sigue presentando un valor extremo hacia mitad de 1987 lo que, sin duda, implica un determinado contenido informativo para esta variable en este plazo citado.

Cuando se pretende utilizar la variable h_t^2 como indicador de riesgo de mercado para tratar de estimar su influencia sobre la prima de mercado, no resulta en absoluto trivial la elección de una de las dos alternativas mencionadas. El hecho de que, cuando se incorporan los valores extremos de r_t en h_t^2 , dicha variable se asemeje a un conjunto de variables dummy definidas fundamentalmente en 1985 y 1987, sugiere que h_t^2 recoge en buena medida la incertidumbre que sobre el mercado interbancario puedan haber producido las intervenciones de control monetario.

Por el contrario, la construcción alternativa de h_t^2 sin incorporar los valores extremos de los tipos de interés conduce a una variable que parece reflejar en mucha mejor medida la incertidumbre inherente al mercado interbancario en su funcionamiento habitual.

Si h_t^2 se construye a partir de la serie original de r_t , entonces un salto en r_t que -debido a su estructura de camino aleatorio- será siempre interpretado como inesperado será, por tanto, un residuo del modelo de ∇r_t , por lo que a través de la estructura de retardos de h_t^2 , incidirá sobre los

$h^2(t)$ del ARCH simple de los tipos de interés

Sin valores extremos en los tipos

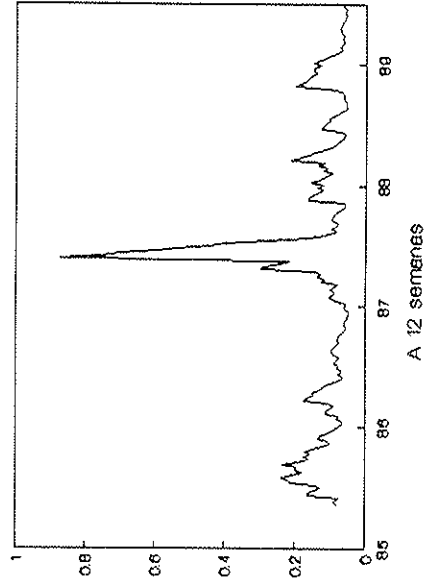
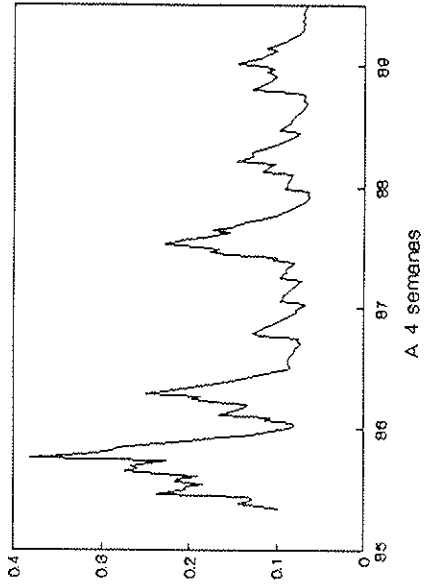
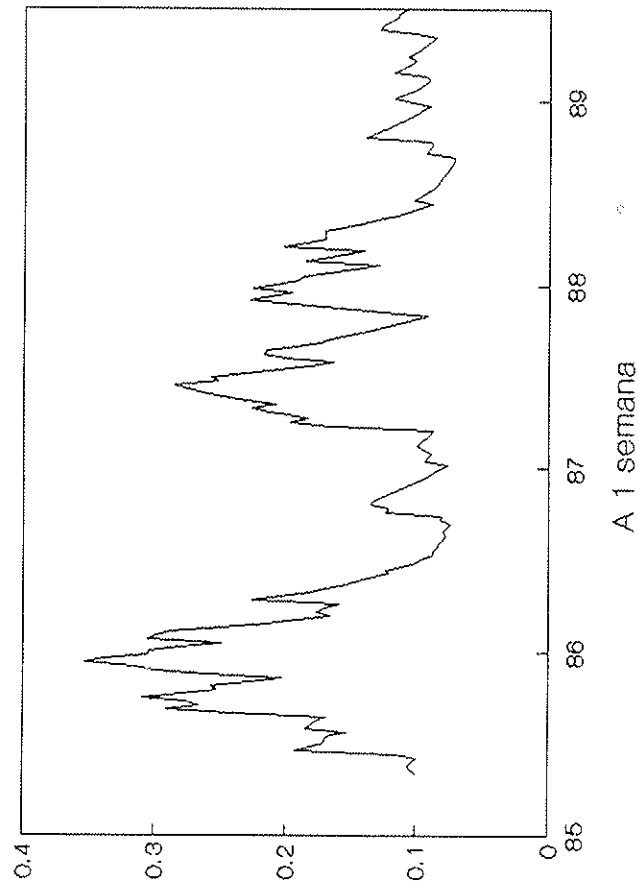


Gráfico 7

$h^2(t)$ del ARCH simple de los tipos de interés

Con valores extremos en los tipos

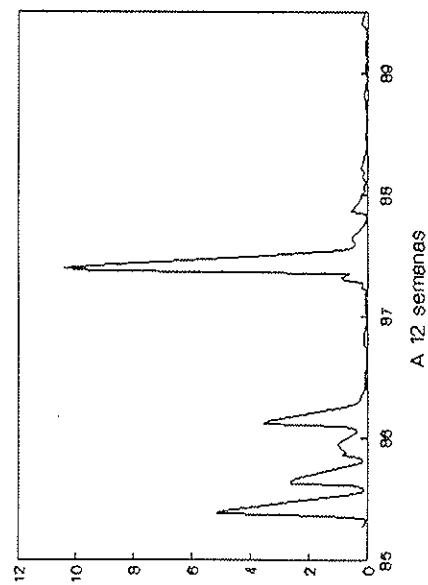
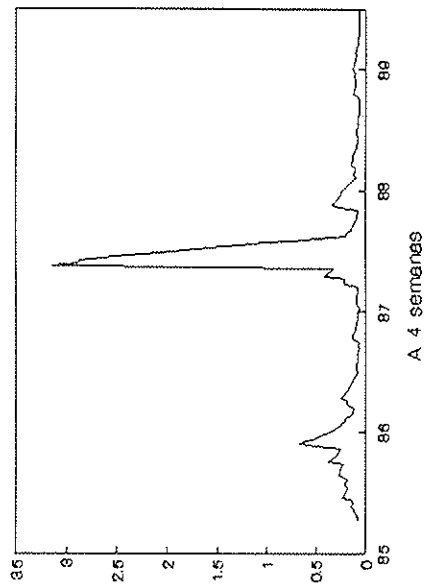
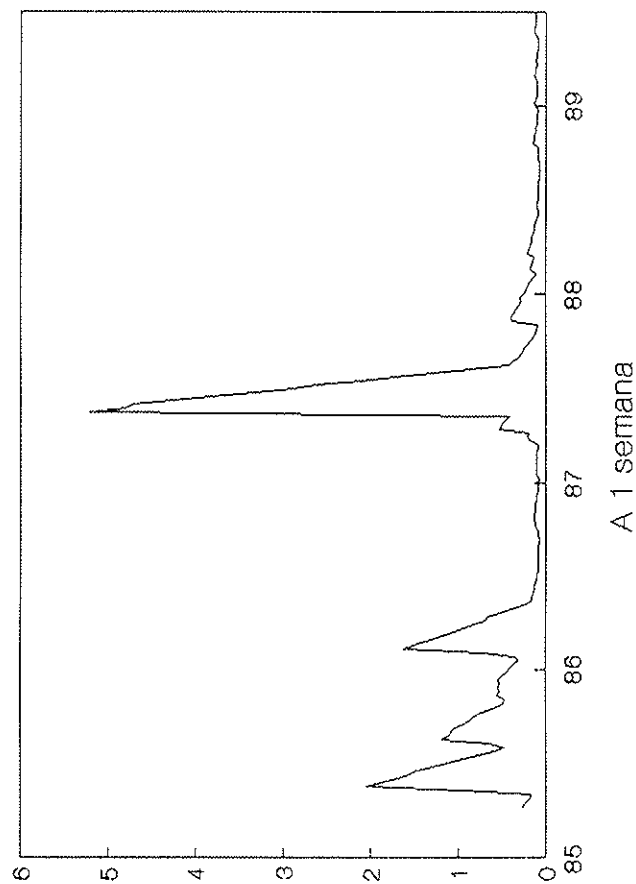


Gráfico 8

valores de dicha variable no sólo en el periodo en que se produce el salto, sino en periodos sucesivos. Ello puede interpretarse en el sentido de que un salto importante en r_t , con independencia de que sea permanente o transitorio, hace aumentar la percepción de riesgo del mercado, por lo que es razonable que su efecto sobre h_t^2 sólo se diluya con el paso del tiempo.

Ocurre, sin embargo, que en la historia reciente de los mercados financieros españoles, la parte central del año 1987 supuso un incremento en los tipos de interés de magnitud nada habitual, todo ello producido por el alto grado de intervención que acompañó a la política de control monetario en aquellos momentos. En consecuencia, la varianza condicional de Vr_t está dominada por este episodio, por lo que la inclusión de los valores extremos en r_t conduce a estimar una relación entre la magnitud de la prima de riesgo y una variable que tiene, en términos relativos, una estructura de pseudo-variable ficticia para dicho periodo. Es en tal caso dudoso que se prefiera incluir dicho episodio cuando se quiere estimar la relación entre magnitud de las primas y percepción del grado de incertidumbre del mercado interbancario en su funcionamiento habitual.

5.3 Importancia de la volatilidad de los tipos en la determinación de la prima

Los cuadros 7 y 8 presentan la estimación del modelo de la prima de riesgo en el caso ex-ante. Se tomaron como punto de partida las estimaciones del cuadro 3, con un valor de cero para el coeficiente de la volatilidad de los tipos en la ecuación de la prima. Esta aparece en un caso

CUADRO 7. ARCH de regresión $|Prima|_t = a_0 + a_1 g(h_t^2) + u_t$
 $g(h_t^2)$ no incluye valores extremos.

Modelo 1: $g(h_t^2) = h_t^2$

Modelo 2: $g(h_t^2) = h_t$

Plazo	M	a'_0	a_0	a_1	d_0	d_1	Φ (B)	log L	T	C
1 sem. 2 sem.	1	.03 (.02)	.04	.93 (.24)	.004 (.002)	.95 (.18)	1-.34B (.07)	83.617	183	51%
	2	-.01 (.02)	-.02	.56 (.19)	.005 (.002)	.91 (.17)	1-.50B-.17B ³ (.07) (.07)	74.518		94%
2 sem. 4 sem.		.16 (.02)	.27	No procede	.039 (.013)	.16 (.28)	1-.24B-.16B ³ (.07) (.07)	22.010	201	46%
4 sem. 12 sem.	1	.08 (.03)	.33	1.42 (.93)	.034 (.009)	.36 (.16)	1-.75B (.07)	5.760	185	44%
	2	.01 (.05)	.04	1.42 (.75)	.034 (.009)	.36 (.16)	1-.80B (.07)	6.815		66%
12 sem. 24 sem.	1	.07 (.03)	.64	.51 (.80)	.088 (.029)	.49 (.20)	1-.53B-.35B ² (.07) (.07)	-96.173	184	16%
	2	.06 (.04)	.54	.49 (.75)	.088 (.029)	.50 (.20)	1-.54B-.35B ² (.07) (.07)	-96.176		19%

CUADRO 8. $g(h_t^2)$ incluye valores extremos.

Plazo	M	a'_0	a_0	a_1	d_0	d_1	Φ (B)	log L	T	C
1 sem. 2 sem.	1	.09 (.01)	.15	.07 (.02)	.005 (.002)	.88 (.18)	1-.37B (.07)	81.105	187	51%
	2	.06 (.02)	.09	.16 (.04)	.004 (.002)	.91 (.18)	1-.36B (.07)	82.731		94%
2 sem. 4 sem.		.16 (.02)	.27	No procede	.039 (.013)	.16 (.28)	1-.24B-.16B ³ (.07) (.07)	22.010	201	46%
4 sem. 12 sem.	1	.11 (.02)	.43	.27 (.10)	.036 (.010)	.35 (.18)	1-.74B (.07)	5.188	189	44%
	2	.07 (.03)	.28	.51 (.19)	.034 (.010)	.38 (.18)	1-.75B (.07)	5.150		66%
12 sem. 24 sem.	1	.07 (.03)	.68	.03 (.05)	.094 (.032)	.44 (.21)	1-.54B-.36B ² (.07) (.07)	-97.789	188	16%
	2	.07 (.03)	.69	-.02 (.15)	.089 (.029)	.48 (.19)	1-.55B-.35B ² (.07) (.07)	-98.138		19%

NOTAS:

- Errores estándar entre paréntesis.
- C es el nivel de significación del test para estructura ARCH residual.
- $a'_0 = a_0 \cdot \Phi(1)$

directamente, mientras que en la alternativa considerada, aparece como variable explicativa su raíz cuadrada, es decir, la desviación típica estimada de la componente no esperada de ∇r_t . El cuadro 7 presenta las estimaciones que se obtienen cuando no se incluyen los valores extremos de r_t en el cálculo de la variable $g(h_t^2)$, mientras que el cuadro 8 muestra las estimaciones en el caso en que dichos valores extremos se incorporan a $g(h_t^2)$.

La volatilidad de la componente no predecible de r_t es significativa en la ecuación de la prima en la comparación 1 semana vs. 2 semanas y en la comparación entre 4 semanas vs. 12 semanas, mientras que no resulta significativa en 12 semanas vs. 24 semanas, y todo ello tanto si se incluyen los valores extremos de r_t en $g(h_t^2)$, como si se excluyen. Es muy probable que este resultado se deba al aspecto que presenta la función h_t^2 de los tipos de 90 días cuando no se incluyen los valores extremos, aunque tal conclusión requeriría de un análisis más detallado.

El valor estimado para la constante del modelo de determinación de la magnitud de la prima, a_0 , se mantiene aproximadamente en los valores estimados en el modelo del cuadro 3 -magnitud constante de la prima de riesgo- cuando se incluyen en $g(h_t^2)$ los valores extremos de r_t . Por el contrario, cuando no se incluyen dichos valores extremos, a_0 desciende a su cuarta parte con respecto al cuadro 3 para el caso de la comparación entre 1 y 2 semanas; se reduce en una tercera parte en la comparación entre 1 y 3 meses, y apenas varía

en el caso de 3 y 6 meses¹⁷.

Por tanto, empíricamente, la discusión acerca de la inclusión o exclusión de los valores extremos de r_t en el cálculo de h_t^2 dista de ser trivial; las estimaciones del coeficiente de h_t^2 , utilizado como input en la ecuación de la prima cambian de modo importante, siendo mucho más reducidas en el caso en que se incluyen los valores extremos de r_t en el cálculo de h_t^2 . Ello puede ser natural, puesto que la variable h_t^2 alcanza en tal caso valores muy superiores a los de la alternativa, si bien tales valores elevados aparecen concentrados en un cierto subperiodo muestral. El término constante del modelo de la prima también experimenta cambios, si bien no tan radicales:

	1s.-2s. $h_t^2 / \sqrt{h_t^2}$	4s.-12s. $h_t^2 / \sqrt{h_t^2}$	12s.-24s. $h_t^2 / \sqrt{h_t^2}$
incluyendo valores extremos de r_t	.04* -.02	.33 .04	.64 .54*
excluyendo valores extremos de r_t	.15 .09	.43 .28	.68 .69

* : Estadístico t inferior a 2.

Ello podría reflejar el hecho de que, incluyendo valores extremos, h_t^2 se aproxima a un conjunto de variables dummy, mientras que cuando no los incorpora, es una variable que fluctúa con el mercado siendo este efecto lo que se resumía, de modo poco apropiado, en las constantes del cuadro 3.

¹⁷ El resultado del caso 3 meses vs. 6 meses proviene de la no significación de la variable explicativa $g(h_t^2)$, por lo que el modelo se reduce, esencialmente, al del cuadro 3.

En los plazos más cortos, la significación de $g(h_t^2)$ es capaz de recoger en parte la variación temporal de la magnitud de la prima. Aún así, las componentes constantes estimadas siguen siendo significativas. Con respecto a los modelos del cuadro 3, es interesante reseñar que ni la estructura de autocorrelación del término de error de la ecuación de la prima, ni su modelo de heteroscedasticidad, se alteran en gran medida al introducir la nueva variable explicativa $g(h_t^2)$.

La estimación del modelo de la prima por separado del modelo de los tipos de interés permite establecer comparaciones entre los resultados del cuadro 3 y los de los cuadros 7 y 8, por estar el primer modelo anidado en el último. Un contraste de razón de verosimilitudes conduce a mantener claramente la significación de $g(h_t^2)$ en el modelo de la prima, para las comparaciones 1 semana vs. 2 semanas y 4 semanas vs. 12 semanas, y a poner en duda dicha significación en la comparación 12 semanas vs. 24 semanas. Estos resultados se mantienen además, con independencia de que sea $g(h_t^2) = h_t^2$ ó $g(h_t^2) = h_t$ la variable escogida. De hecho, al calcular los valores del estadístico de razón de verosimilitudes que se muestran en la tabla, corrigiendo por los distintos grados de libertad de cada modelo, aparecen valores negativos para la comparación entre los plazos más amplios, lo que no parece razonable.

ESTADISTICOS PARA EL CONTRASTE
DE RAZON DE VEROSIMILITUDES

Modelo con $g(h_t^2)$ como variable
explicativa frente a modelo constante

	Caso 1	Caso 2
1 semana - 2 semanas	23,48*	31,48*
	26,74*	12,28*
1 mes - 3 meses	14,14*	14,54*
	14,08*	17,32*
3 meses - 6 meses	-11,98	-12,66
	-12,68	-12,66

Notas: A) El panel superior en cada comparación corresponde a la especificación $g(h_t^2) = h_t^2$, mientras que el panel inferior corresponde a $g(h_t^2) = h_t$

B) El caso 1 denota la inclusión de valores extremos de r_t en $g(h_t^2)$, mientras que estos se excluyen de $g(h_t^2)$ en el caso 2.

C) Los asteriscos denotan valores significativos al 95%

Una de las posibles extensiones del modelo contempla el hecho de que el efecto del riesgo - medido por $g(h_t^2)$ - sobre la magnitud de la prima, dependa de que el mercado interbancario se halle en un período de preferencia por el corto o el largo plazo. Para ello, se definió una variable ficticia de acuerdo con el signo de la prima, pero su contribución al coeficiente estimado de $g(h_t^2)$ no resultó significativa, por lo que debe mantenerse

la simetría en el efecto del riesgo sobre la prima del modo que ya se incorpora en las tablas anteriores. Como se mencionó al final de la sección 2, en cierto modo, este es un contraste, si bien no muy potente, del grado en que la descomposición del problema de explicación de prima en magnitud, por una parte, y signo, por otra, es aceptable.

6. ¿Contienen el nivel y la volatilidad de los tipos de interés información diferente con respecto a las primas de riesgo?

En las secciones anteriores hemos mostrado que, salvo algunas excepciones, tanto el nivel de los tipos de interés como una medida de volatilidad de la componente no esperada de dichos tipos, pueden ser factores explicativos parciales de la magnitud de las primas de riesgo. Dichas variables son indicadores de momentos de primer y segundo orden respectivamente y, por ello, conceptualmente diferentes, pero tiene interés tratar de discernir si su poder explicativo cuando se incluyen por separado en los modelos de la prima de riesgo puede deberse a su comportamiento como proxy del indicador alternativo o si, por el contrario, responde a su propia naturaleza.

Para ello, en esta sección presentamos los resultados de la estimación de modelos de determinación de la magnitud de la prima de riesgo que incluyen ambos indicadores -nivel y volatilidad de los tipos de interés- como variables explicativas.

Como puede verse en los cuadros 9 y 10, los coeficientes estimados de $g(h_t^2)$ son inferiores a los del caso en que ésta era la única variable explicativa, lo que sugiere que esta variable estaba captando parcialmente el efecto del nivel de los tipos de interés omitidos. Sin embargo, la variable volatilidad tiene un importante poder explicativo en sí mismo, pues al igual que en dichos modelos, es significativa en las comparaciones de 1 semana frente a 2 semanas y de

CUADRO 9. ARCH de regresión $|Prima|_t = a_0 + a_1 g(h_t^2) + a_2 r_t^{corto} + u_t$
 $g(h_t^2)$ no incluye valores extremos.

Modelo 1: $g(h_t^2) = h_t^2$

Modelo 2: $g(h_t^2) = h_t$

Plazo	M	a'_0	a_0	a_1	a_2	d_0	d_1	Φ (B)	log L	T
1 sem. 2 sem.	1	-.03 (.05)	-.04	.79 (.28)	.01 (.01)	.004 (.003)	.88 (.15)	1-.34B (.07)	87.310	183
	2	-.09 (.06)	-.14	.57 (.22)	.01 (.01)	.004 (.003)	.88 (.15)	1-.34B (.07)	86.847	
4 sem. 12 sem.	1	-.33 (.09)	-.86	1.44 (.76)	.09 (.01)	.031 (.008)	.37 (.18)	1-.62B (.06)	13.049	181
	2	-.42 (.11)	-1.11	1.27 (.58)	.09 (.01)	.031 (.008)	.37 (.17)	1-.62B (.06)	13.724	
12 sem. 24 sem.	1	-.31 (.10)	-1.84	5.60 (9.82)	.20 (.04)	.102 (.034)	.35 (.21)	1-.54B-.29B ² (.07)(.07)	-89.454	183
	2	-.30 (.09)	-1.85	-.00 (2.32)	.21 (.04)	.101 (.034)	.36 (.21)	1-.54B-.29B ² (.07)(.07)	-89.513	

CUADRO 10. $g(h_t^2)$ incluye valores extremos.

Plazo	M	a'_0	a_0	a_1	a_2	d_0	d_1	Φ (B)	log L	T
1 sem. 2 sem.	1	-.00 (.05)	-.01	.03 (.03)	.013 (.008)	.004 (.003)	.95 (.15)	1-.36B-.16B ³ (.07)(.07)	83.070	187
	2	-.00 (.05)	-.01	.11 (.05)	.011 (.008)	.004 (.003)	.96 (.15)	1-.35B-.15B ³ (.07)(.07)	83.670	
4 sem. 12 sem.	1	-.19 (.10)	-.48	.18 (.08)	.07 (.02)	.033 (.008)	.38 (.17)	1-.61B (.06)	9.597	185
	2	-.23 (.10)	-.58	.34 (.14)	.07 (.02)	.031 (.008)	.40 (.17)	1-.61B (.06)	9.625	
12 sem. 24 sem.	1	-.30 (.10)	-1.67	.04 (.05)	.19 (.04)	.116 (.037)	.25 (.22)	1-.51B-.31B ² (.07)(.07)	-91.104	187
	2	-.30 (.10)	-1.72	.04 (.14)	.19 (.04)	.105 (.035)	.33 (.21)	1-.51B-.31B ² (.07)(.07)	-91.301	

NOTAS:

- Errores estándar entre paréntesis.

- $a'_0 = a_0 \cdot \Phi(1)$

un mes frente a 3 meses, aunque no significativa en la comparación de 3 frente a 6 meses.

Los coeficientes estimados del nivel de los tipos de interés permanecen, aproximadamente, en los valores que obtuvimos cuando ésta era la única variable explicativa. Si acaso, la ligera reducción que en ellos se observa puede tener una explicación similar a la que dimos en el caso de la volatilidad. Dado que tanto $g(h_t^2)$ como r_t entran con coeficientes positivos en la ecuación de la magnitud de la prima de riesgo, su reducción al incluir ambas variables como explicativas sugiere la existencia de correlación positiva entre ambas variables. Además una comparación entre los cuadros 6 y 7 por un lado, y los cuadros 9 y 10 por otro, sugieren que la relación entre nivel de los tipos de interés y volatilidad -medida como tamaño de la componente no esperada del cambio en r_t -, decrece al aumentar el horizonte temporal de los plazos que se comparan en el cálculo de la prima de riesgo.

Este análisis es, en su mayoría, válido tanto para el caso en que la variable $g(h_t^2)$ incorporados valores extremos de r_t (cuadro 10) como en el caso en que los excluye (cuadro 9). Sin embargo, la reducción de los coeficientes estimados de ambas variables es menor en este último caso, lo que sugiere que la correlación entre tipos de interés y volatilidad es asimismo menor.

ESTADISTICOS PARA EL CONTRASTE DE
RAZON DE VEROSIMILITUDES

Modelo con r_t y $g(h_t^2)$
como variables explicativas frente a:

	Modelo con r_t como v. explicativa		Modelo con $g(h_t^2)$ como v.explicativa	
	Caso 1	Caso 2	Caso 1	Caso 2
1 semana-	2,10	14,10*	3,93*	7,39*
-2 semanas	3,30	13,16*	1,88*	24,66*
1 mes-	11,06*	18,14*	9,04*	14,82*
-3 meses	11,12*	19,50*	9,16*	14,12*
3 meses-	-0,28	-0,88	12,32*	12,40*
-6 meses	-0,68	-1,00	12,62*	12,28*

Caso 1: Los valores extremos de r_t están incluidos en $g(h_t^2)$

Caso 2: Los valores extremos en r_t no están incluidos en $g(h_t^2)$

Nota.- Un asterisco denota valores significativos del estadístico, que conducen a rechazar la hipótesis nula de equivalencia de ambos modelos.

Valores críticos del contraste: 2,71(0,90%);3,84(0,95%);6,63(0,99%).

Puesto que el modelo estimado en los cuadros 9 y 10 incluye tanto al modelo del cuadro 5 como al modelo de los cuadros 6 y 7 como casos particulares, tiene sentido llevar a cabo un contraste de razón de verosimilitudes entre el modelo más general y la especificación reducida. Tras ajustar por el diferente número de grados de libertad, se obtuvieron los valores del cuadro, que condujeron a rechazar la equivalencia entre ambos modelos, con la única excepción de la comparación entre los plazos más largos, en que la especificación que incluye tan sólo r_t como variable explicativa resulta aceptable.

Los gráficos 9 y 10 muestran las variables q_t^2 que representan la varianza condicional del modelo de la prima. Estas variables representan el tamaño de la componente no predecible de la prima y, como puede verse, es de magnitud comparable en el caso 1 semana - 2 semanas y 1 mes - 3 meses, siendo mayor en el caso 3 meses - 6 meses. Las variables q_t^2 no cambian mucho al utilizar $g(h_t^2) = h_t^2$ ó $g(h_t^2) = h_t$, presentando sus máximos hacia la mitad de 1987, comienzos de 1985 y mediados de 1985.

El examen del gráfico 11 revela que, en el caso 1 semana - 2 semanas, que utilizamos como referencia en los sucesivos, la función q_t^2 recoge en buena parte el tamaño de las fluctuaciones en la prima, cambiante en el tiempo. Los residuos, calculados del modo habitual que se muestran en los gráficos 12 y 13 reflejan la variabilidad temporal de la varianza, lo que no ocurre, lógicamente, en los residuos normalizados de los mismos gráficos. Las funciones de autocorrelación simple y parcial

$$q_t^2 \text{ para } g(h_t^2) = h_t^2$$

Con valores extremos en g

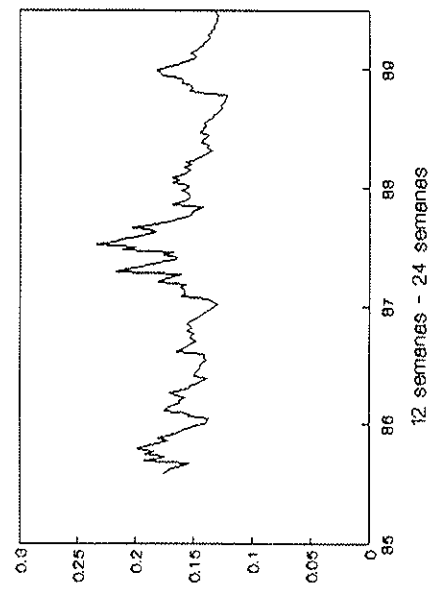
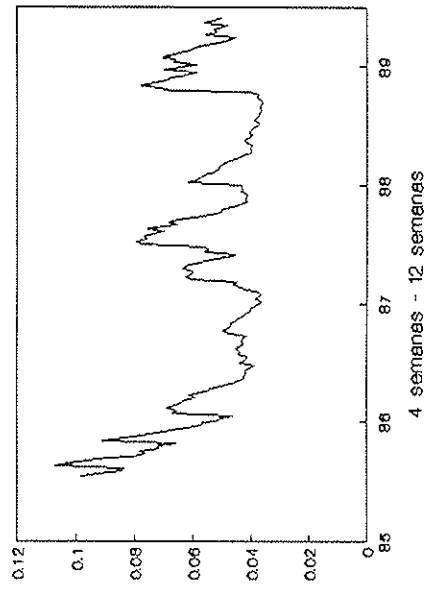
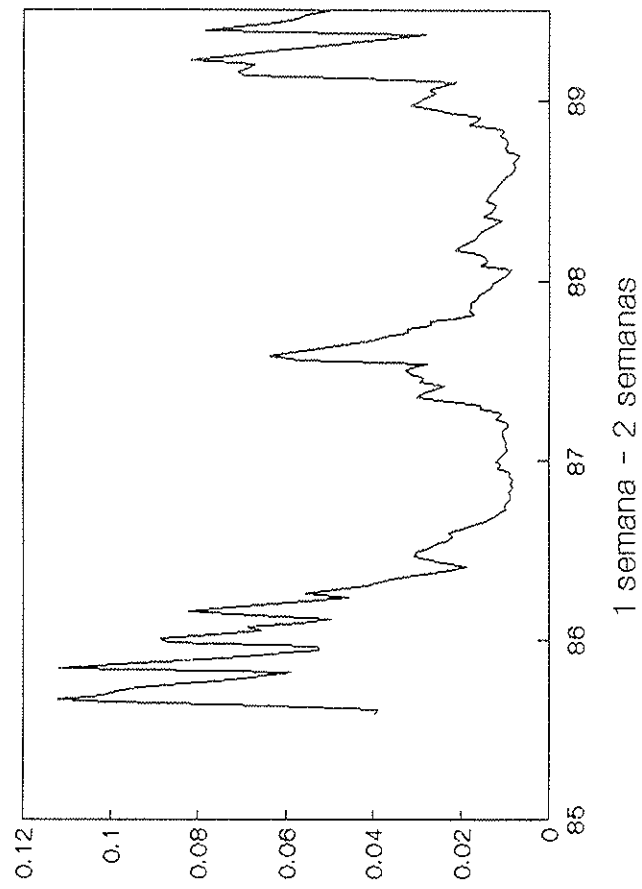


Gráfico 9

$$q_t^2 \text{ para } g(h_t^2) = h_t$$

Con valores extremos en g

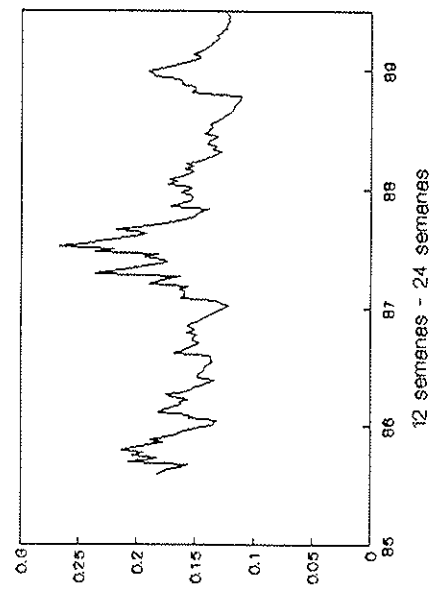
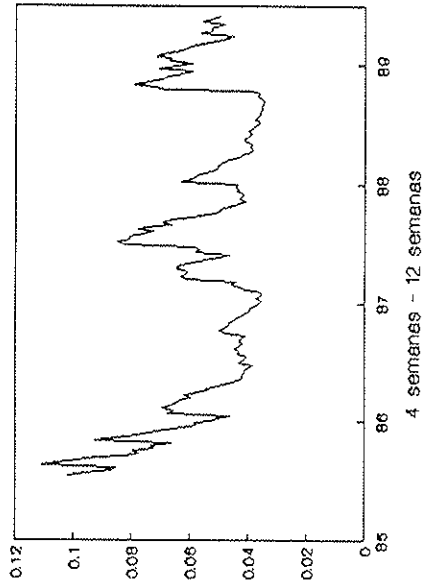
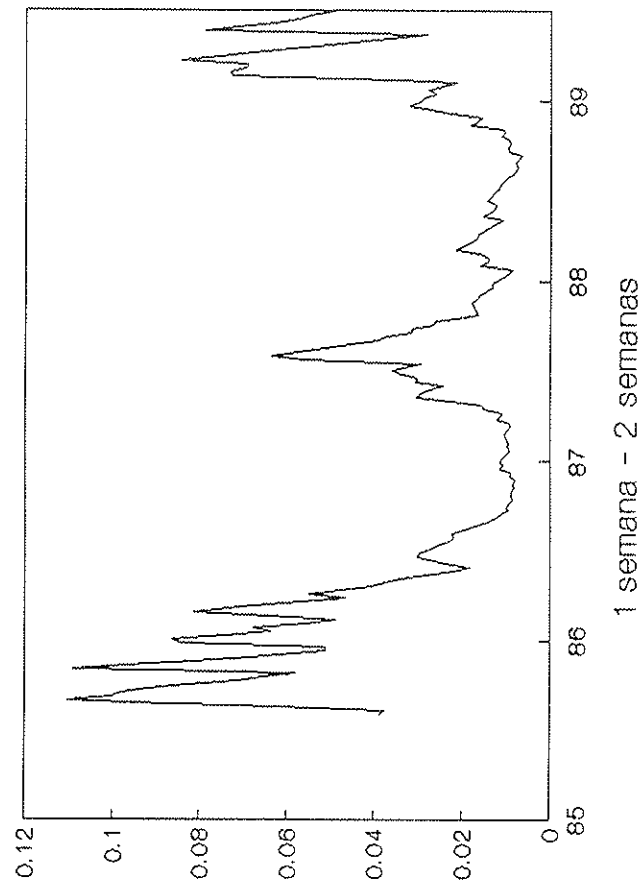
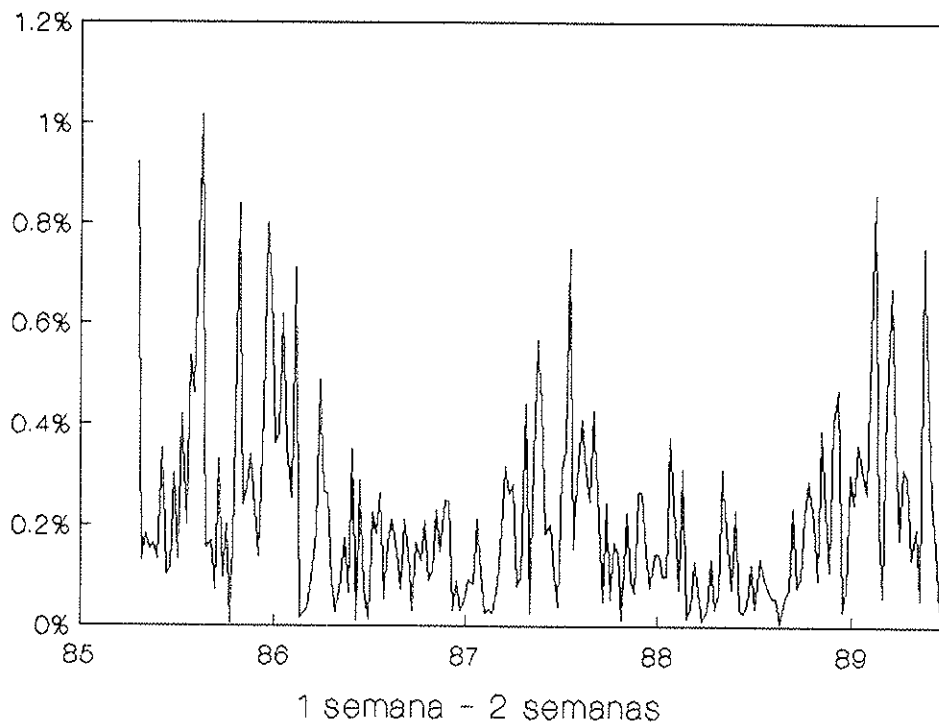


Gráfico 10

Magnitud de la prima de riesgo



$$q_t^2 \text{ para } g(h_t^2) = h_t^2$$

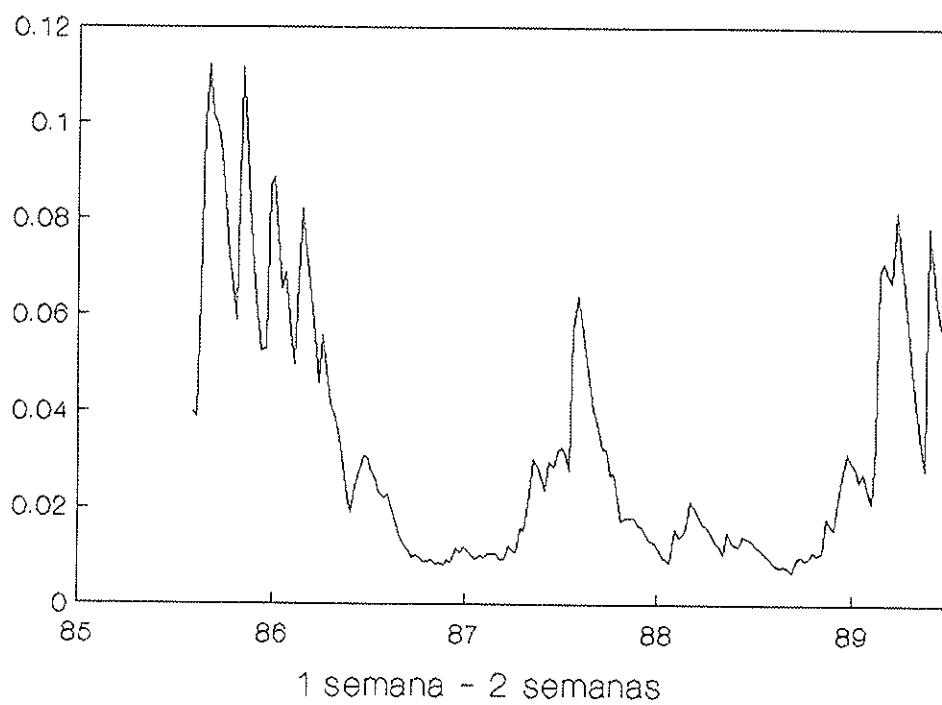
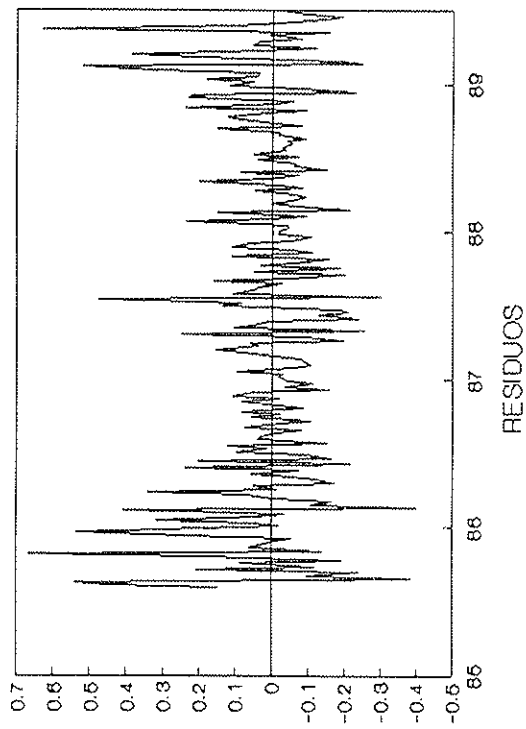


Gráfico 11

1 semana - 2 semanas



$g(h) = h^2$ con valores extremos

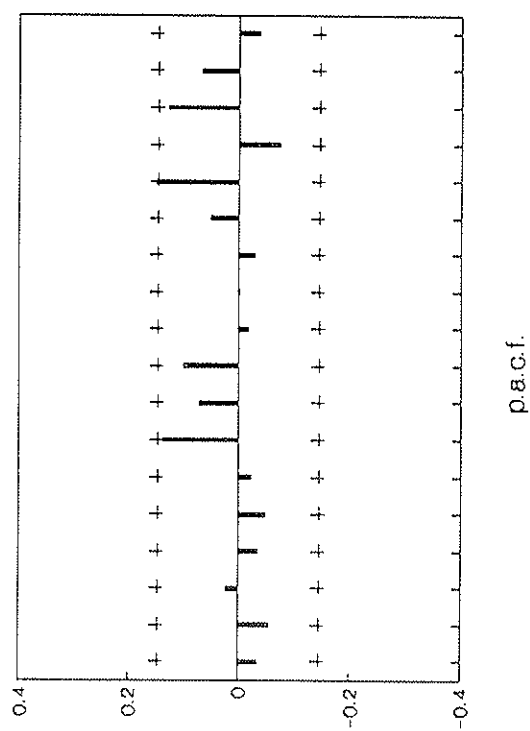
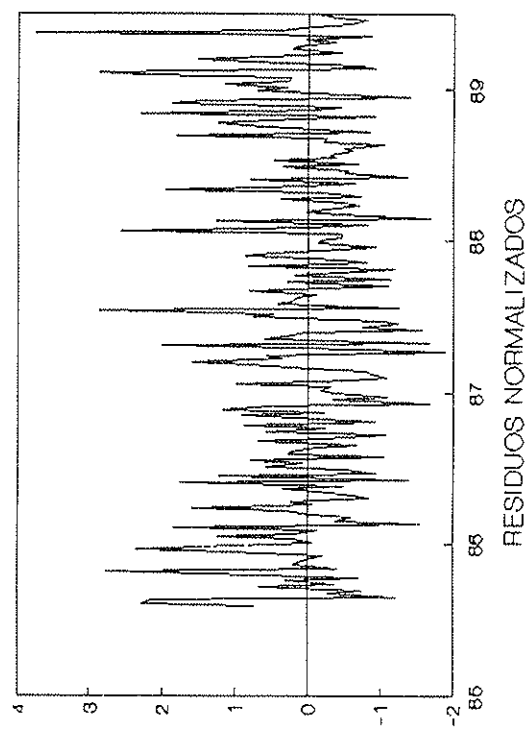
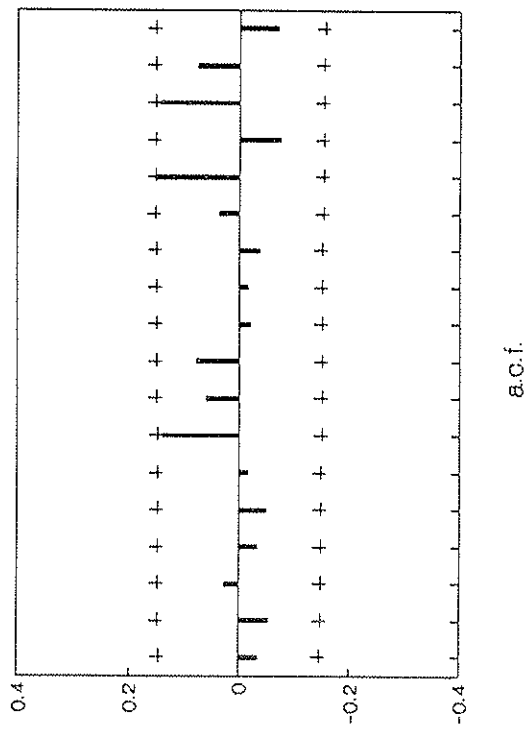
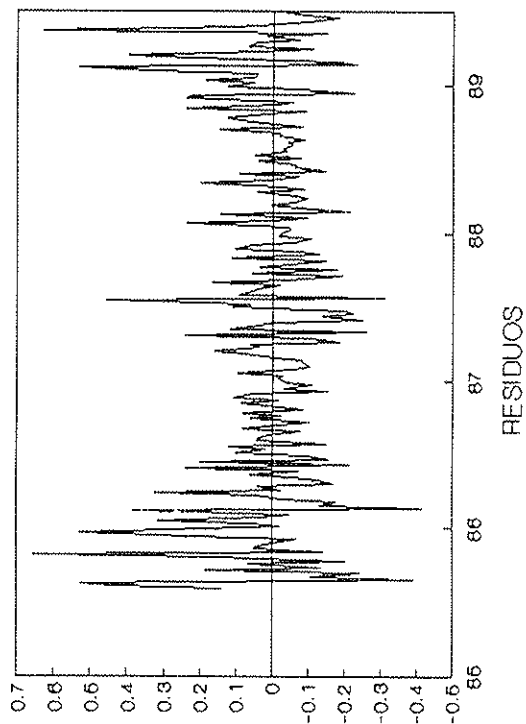


Gráfico 12

1 semana - 2 semanas



$$g(h)^2 = h_t^2 \text{ con valores extremos}$$

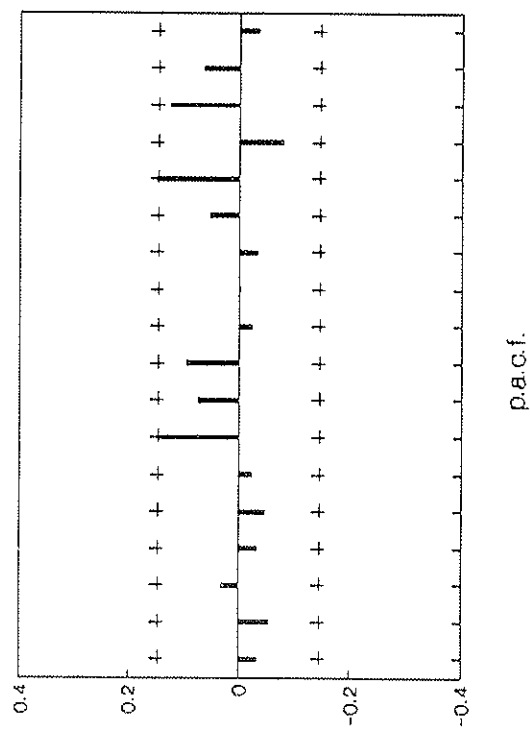
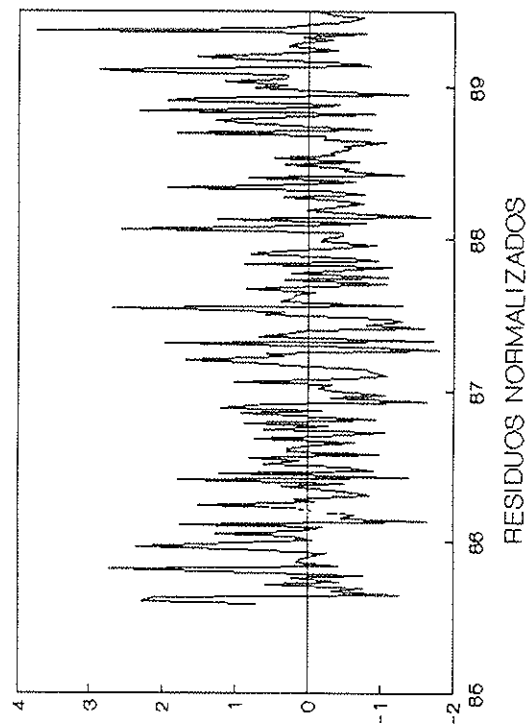
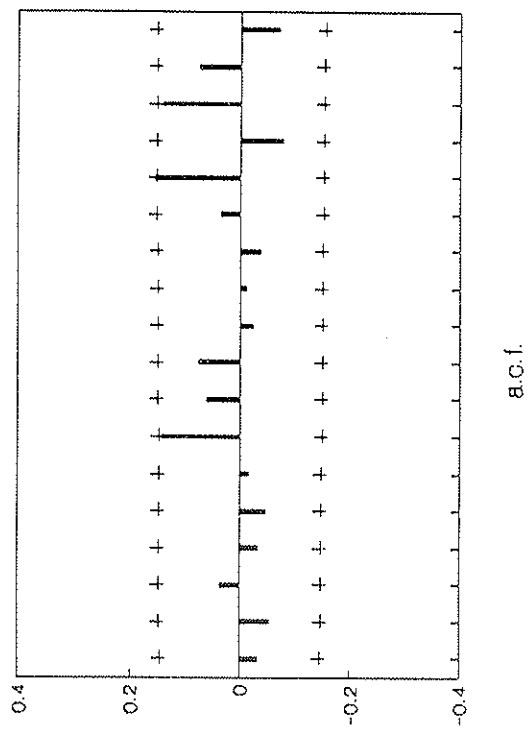


Gráfico 13

(acf y pacf en los gráficos 12 y 13) no muestran indicios de estructura estocástica residual¹⁸, tanto en el caso en que se incluyen los valores extremos de r_t en $g(h_t^2)$ como en el caso en que no se incluyen.

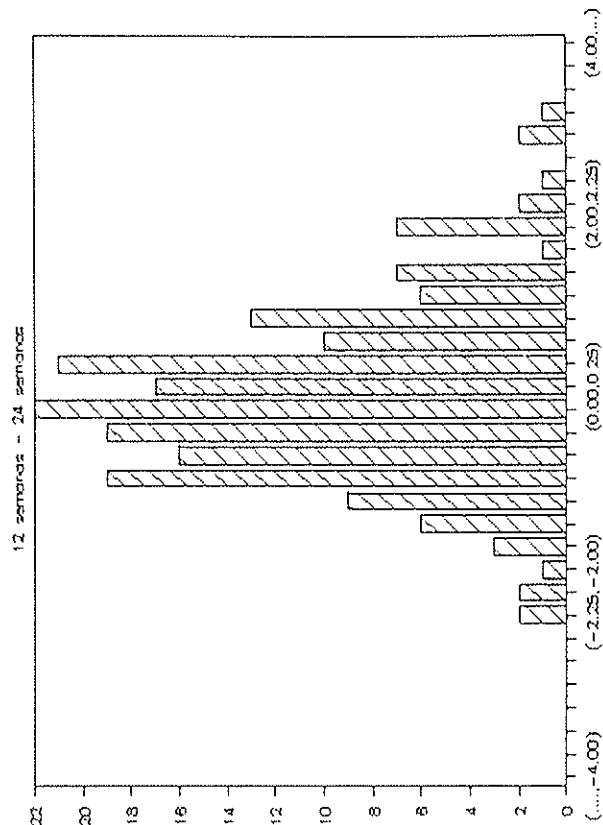
Validación estadística del modelo

Los modelos de determinación de la prima de riesgo -o prima por plazos- que hemos estimado en este trabajo han tomado como hipótesis de partida el carácter Normal de la distribución del término de error de la ecuación de la prima, si bien han permitido que la varianza de dicha distribución cambiase en el tiempo. El supuesto juega un papel importante, por cuanto que hemos estimado el modelo por el procedimiento de máxima verosimilitud y tiene, por tanto, interés cuestionarse la validez de la hipótesis. Como la utilización de este método no sesga la distribución de los residuos que genera hacia la Normalidad, es legítimo someter a contrastes de Normalidad los residuos obtenidos en la estimación del modelo de la prima.

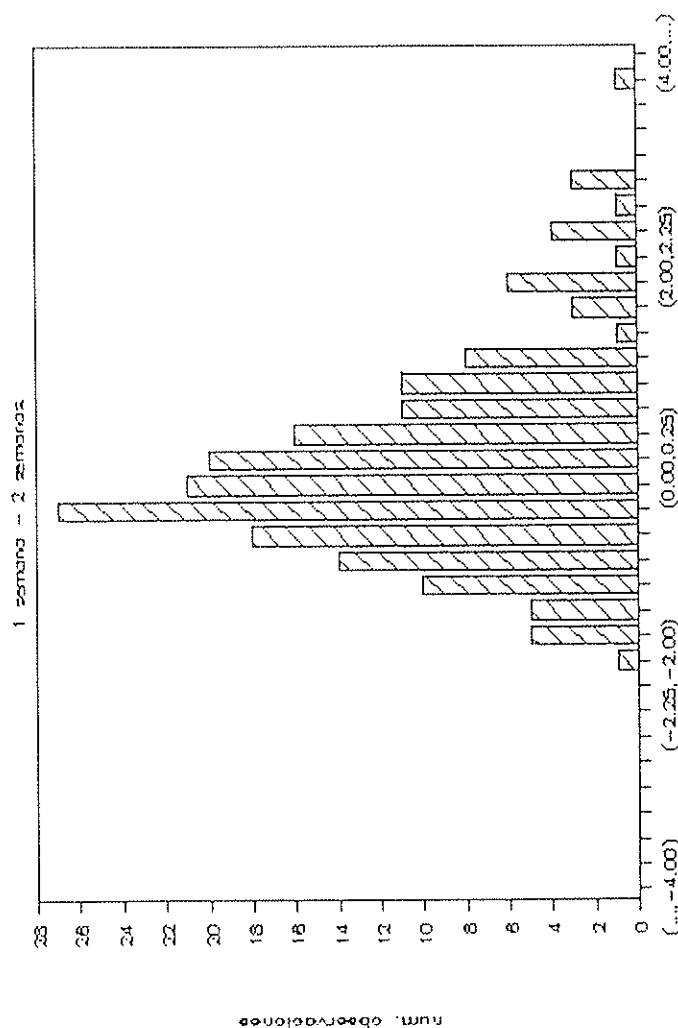
El gráfico 14 muestra el histograma de frecuencias de los residuos de las primas; al estar normalizados por la desviación típica estimada q_t , el eje de abscisas puede leerse directamente en unidades de desviación típica. En primer lugar, es interesante señalar que el número de residuos que excedían en valor absoluto a $2q_t$ en el caso $g(h_t^2)$ = h_t^2 fue de 10, 11 y 10 en los modelos 7 - 15 días, 1 mes - 3 meses y 3 meses - 6 meses que, divididos

¹⁸ Dichas funciones fueron estimadas con los residuos normalizados.

HISTOGRAMA DE LOS RESIDUOS NORMALIZADOS



HISTOGRAMA DE LOS RESIDUOS NORMALIZADOS



HISTOGRAMA DE LOS RESIDUOS NORMALIZADOS

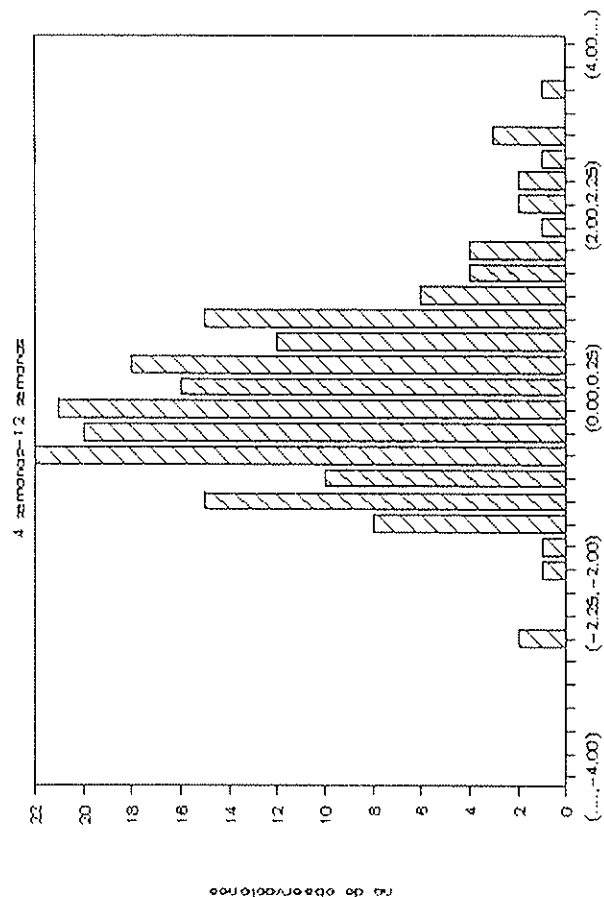


Gráfico 14

por los respectivos tamaños muestrales, corresponden a frecuencias de 5,3%, 5,9% y 5,3% respectivamente. Los histogramas presentan cierta evidencia de la existencia de valores atípicos positivos, y cierto sesgo de la distribución muestral hacia la derecha, más evidente cuanto más corto es el plazo, aunque difícilmente puede rechazarse de tal inspección la hipótesis nula de Normalidad.

CONTRASTE DE NORMALIDAD

	7-15 días	30-90 días	90-180 días
Sk.	0,89	0,63	0,41
k.	3,92	4,04	3,48
BJ	31,21	20,16	7,16
Sk.	0,69	0,45	0,26
k	3,40	3,73	3,26
BJ	16,16	10,22	2,62
Sk.	0,41	0,31	
k	3,14	3,60	
BJ	5,35	5,70	

Nota: 1) Sk, k, Bj denotan, respectivamente, los coeficientes de Skewness y Kurtosis, y el estadístico.

2) los valores críticos del estadístico de Bera y Jarque BJ, con distribución chicuadrado con 2 grados de libertad son: 5,99(95%), 7,38(97,5%), 9,21(99,%)

Más formalmente, el contraste de Normalidad de Bera y Jarque (1982), que se llevó a cabo tras sustraer de los residuos su media

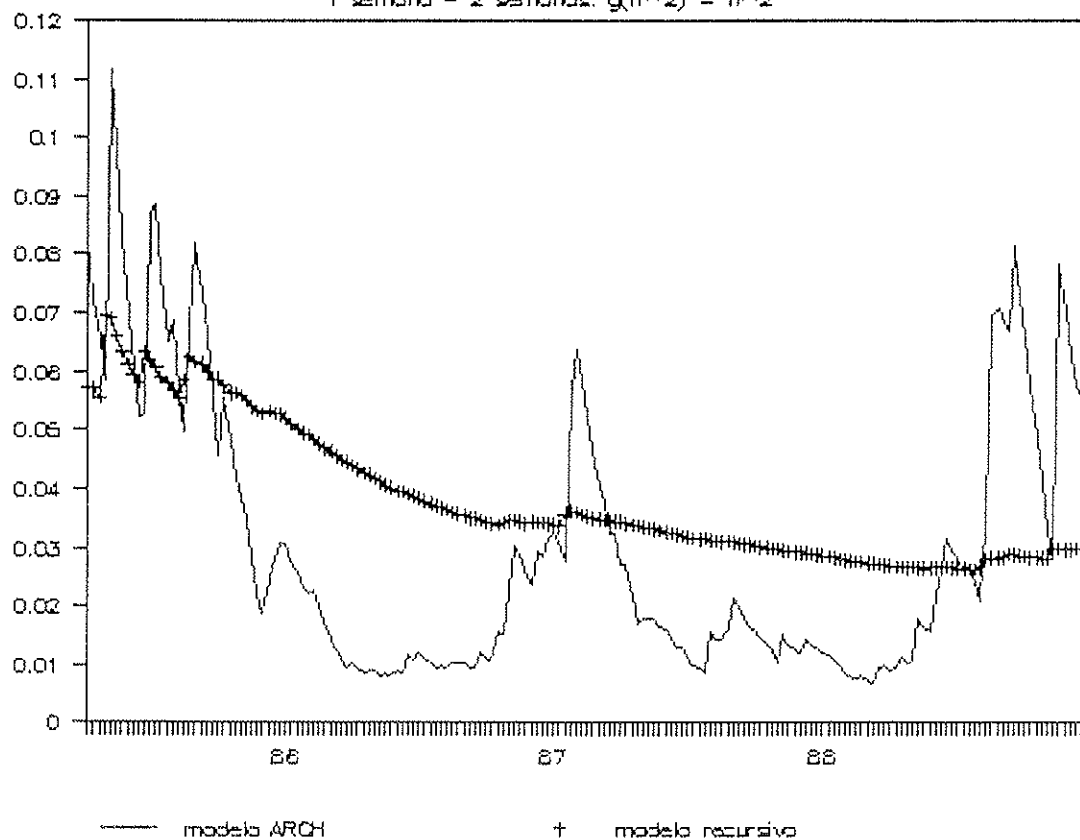
muestral que, si bien no significativa, eran de 0,0138, 0,0055 y 0,0084 en el caso $g(h_t^2)=ht^2$ en las 3 comparaciones de plazo realizadas. Tal distribución se rechaza en los plazos 7-15 días y 1 mes - 3 meses, aunque se puede mantener la hipótesis en el plazo 3 meses -6 meses al 97,5%. Sin embargo, esta evidencia parece estar muy condicionada por los residuos de mayor magnitud, pues la exclusión del mayor residuo permite mantener el supuesto de Normalidad en 3 meses - 6 meses, y la exclusión de los cuatro residuos mayores permite mantener el supuesto de Normalidad en todos los plazos; debe recordarse que el tamaño muestral fue en todos los casos igual o superior a 185.

Una buena parte del trabajo que hemos presentado ha estado encaminado a construir una variable de volatilidad de los tipos de interés, entendida como magnitud de la componente no esperada de las variaciones producidas en los tipos de interés. Tiene interés, por tanto, comparar la opción de modelización tipo ARCH que aquí hemos seguido frente a otras alternativas de las que, en particular, consideramos dos: 1) la estimación recursiva del modelo de determinación de la prima, que generaría una serie σ_t^2 que podría homologarse a nuestra q_t^2 , y la utilización de una serie de "volatilidad" de los tipos de interés, interpretada como desviación típica de sus valores recientes; como determinante de la prima, en lugar de nuestra función $g(h_t^2)$.

En cuanto a la primera alternativa, el gráfico 15, que presenta la comparaciones 7-15 días

VARIANZA RESIDUAL ESTIMADA

1 semana - 2 semanas. $g(h^{**2}) = h^{**2}$



VARIANZA RESIDUAL ESTIMADA

3 meses - 6 meses. $g(h^{**2}) = h^{**2}$

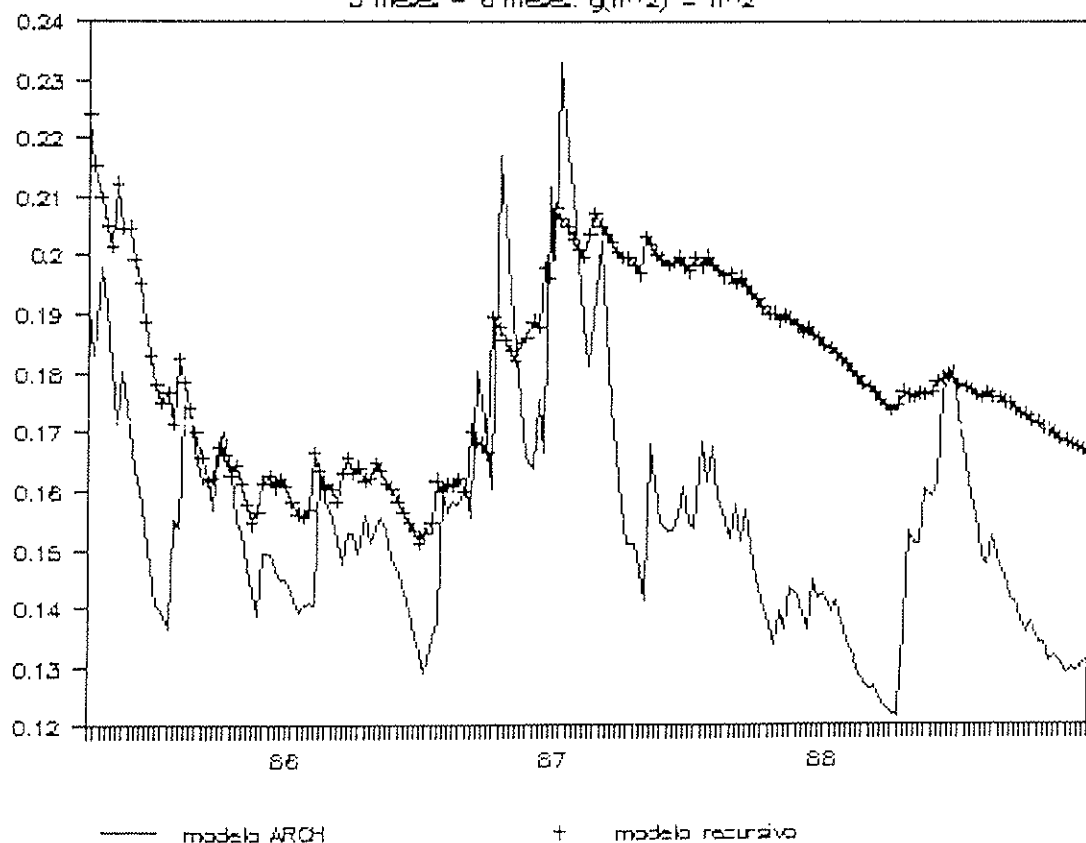


Gráfico 15

y 3-6 meses, muestra que la estimación¹⁹ recursiva proporciona un indicador de volatilidad de la prima mucho más suave que nuestra evaluación de q_t^2 , especialmente en la segunda parte de la muestra. Es evidente que ambas opciones consideran conceptos diferentes, y es una opción del investigador cuál de ellas utilizar. Por último, el gráfico 16 muestra que la utilización de la desviación típica de los valores pasados de los tipos de interés²⁰ es relativamente más similar a nuestra evaluación de la función $g(h_t^2)$ cuando se incluyen en ella los valores extremos de r_t que en el caso en que no se incluyen, sin duda porque dichos valores tienen un peso relativamente alto en el cálculo de la desviación típica de un número moderado de valores pasados de la ocio. De nuevo, esta es una opción abierta al investigador, si bien nuestra interpretación de la función $g(h_t^2)$ en los casos en que incluye o excluye los valores extremos de r_t confiere una clara interpretación al uso de la desviación típica de valores pasados como indicador de volatilidad. Todas estas cuestiones son merecedoras, sin duda, de un análisis más detallado que el que hemos realizado en este artículo.

Una última observación se refiere al hecho de que se han obtenido, en el modelo de la prima, residuos que no presentan evidencia de no-estacionariedad en media, a pesar de que la variable que pretendíamos explicar -el valor

¹⁹ Estimación por mínimos cuadrados de la ecuación de la prima, teniendo en cuenta la estructura autorregresiva del término de error, pero ignorando, claramente, el bloque correspondiente a los tipos de interés.

²⁰ Desviación típica de 12 valores en este caso, denominada "volatilidad" en el gráfico.

Comparación de distintos indicadores de riesgo

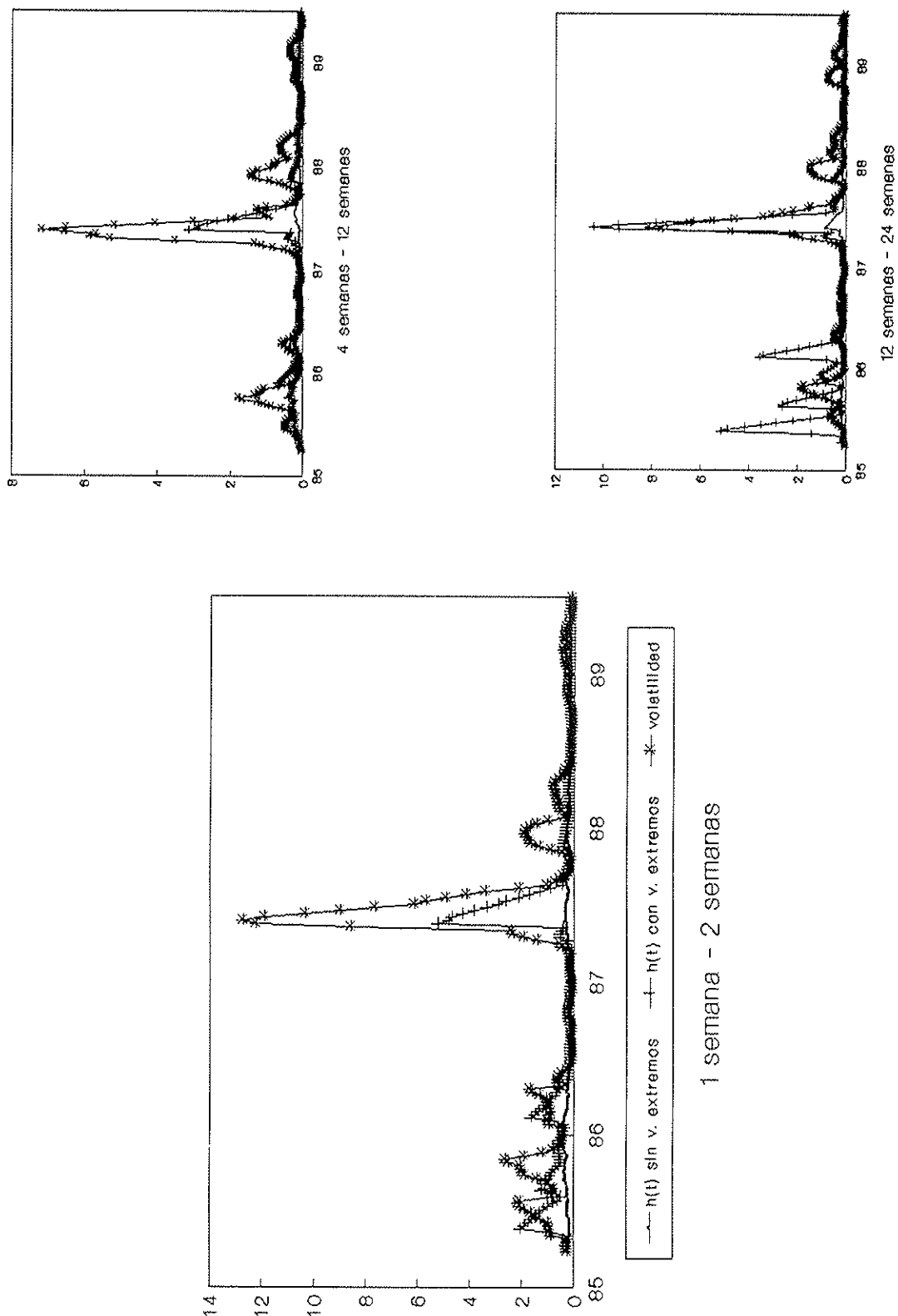


Gráfico 16

absoluto de la prima-, no era estacionaria; recordemos que disponíamos de modelos con estructura IMA (1,1), con independencia de los plazos considerados. Por otra parte, los modelos univariantes de los tipos de interés requieren todos una diferencia regular, de modo que nuestros modelos de determinación de la magnitud de la prima puedan interpretarse como relaciones de cointegración entre estas variables y el indicador de riesgo $g(h_t^2)$.

CONCLUSIONES

Como resumen de los resultados presentados en este artículo, baste decir que existen primas por plazos en el mercado interbancario español que son estadísticamente significativas, y que dichas primas son crecientes con los plazos de los préstamos intercambiados. Dada una determinada comparación de plazos, las primas son mayores cuanto mayor es el nivel de los tipos de interés y cuanto mayor ha sido su volatilidad reciente. Es decir, cualquiera de estas dos observaciones citadas debería inducir a un agente con perfil "especulador" a tomar posiciones en el mercado interbancario, y en el plazo favorecido en dicho momento.

Desde el punto de vista estadístico, hemos mostrado que la volatilidad de los tipos de interés y de las primas por plazo en el mercado interbancario, es cambiante en el tiempo, de modo que una modelización que no incorpore tal efecto será ineficiente, conduciendo a observaciones poco fiables de las primas por plazo, que era el objetivo central de este trabajo.

No hemos encontrado explicación a las observaciones empíricas: 1) no hay evidencia de estructura de heteroscedasticidad condicional en los tipos de interés del mercado interbancario a 15 días - 1 mes, a diferencia de todas las otras comparaciones consideradas, y 2) la volatilidad de la componente no esperada de los tipos de interés no parece relevante en la determinación de las primas a 3-6 meses, siendo ésta la única excepción en nuestro estudio. La explicación de ambos

fenómenos requerirá trabajo adicional al realizado en este artículo.

En cuanto a los problemas conceptuales aún pendientes de resolver, es indudable que la gran cuestión abierta, de acuerdo con nuestro tratamiento, se refiere a la determinación de los instantes en que la prima cambia de signo o, dicho de otro modo, los momentos en que el mercado interbancario pasa, de tener preferencia por el corto plazo, a tenerlo por el largo plazo, o viceversa. Parece indudable que un seguimiento próximo y frecuente de las intervenciones de control monetario debe jugar un papel fundamental en este respecto.

Esta cuestión no es independiente de un aspecto que hemos suscitado en este artículo, acerca de si la variable utilizada como indicador de riesgo sobre el funcionamiento del mercado interbancario debe incorporar o no los notables efectos que sobre los tipos de interés tienen las intervenciones de la autoridad monetaria sobre los tipos de interés a más corto plazo.

Nuestra selección de base de datos ofrece, sin duda, aspectos discutibles, aunque no creemos que las alternativas disponibles proporcionen opciones preferibles; es claro que sería interesante analizar el grado en que nuestros resultados son robustos a la utilización de una base de datos alternativa, si bien no creemos, a priori, que puedan esperarse cambios importantes en tal sentido.

El modelo de determinación de la prima podría mejorarse mediante la inclusión de variables

explicativas adicionales; en particular, podría pensarse si las expectativas de inflación son relevantes en la determinación de las distintas primas; aunque ésta es una cuestión pendiente, nuestro trabajo con observaciones semanales no hace que sean muy fácil de incorporar las variaciones producidas en las expectativas de inflación. Por otra parte, la utilización de datos menos frecuentes de tipos de interés y primas, que permitirían incorporar con mayor facilidad dichas expectativas, nos haría perder algunos de los plazos aquí examinados.

Otra posible extensión apuntaría hacia la utilización, como determinante de las primas, de las expectativas de volatilidad futura en lugar de los indicadores de volatilidad pasada que aquí hemos utilizado. Aunque esta es una cuestión abierta, de nuevo, no creemos que vaya a conducir a variaciones drásticas en los resultados cualitativos que aquí hemos obtenido.

REFERENCIAS

Arasa, C. (1987): "Incidencia en los tipos de interés de las nuevas regulaciones sobre coeficientes monetarios", Información Comercial Española, febrero.

Ariztegui, J. (1984): "El coeficiente legal de caja en España" Papeles de Economía Española, Suplementos del Sistema Financiero, nº4, Madrid.

Ariztegui, J. y Fernández, E. (1987): "Necesidades de financiación, operaciones financieras y coste del pasivo del Estado y del Banco de España", Boletín Económico, Banco de España, febrero.

Ayuso, J. y de la Torre, M.L. (1990): "Riesgo y volatilidad en el Mercado Interbancario" . Documento de Trabajo FEDEA 90-04.

Escrivá, J.L. (1989): "La instrumentación de la política monetaria en España y la variabilidad de los tipos de interés", Boletín Económico del Banco de España, junio.

Ezquiaga, I. (1990): La estructura temporal de los tipos de interés y de las carteras en el proceso de institucionalización del mercado español de deuda pública, tesis doctoral, sin publicar, U. Autónoma de Madrid.

Ezquiaga, I. (1989): "Expectativas, hábitat e incertidumbre en la explicación de la estructura temporal de los tipos de interés" Información Comercial Española, marzo.

Ezquiaga, I (1988): "Un análisis dinámico de la curva de tipos del mercado monetario", Boletín Económico de Información Comercial Española, 12-18 de diciembre.

Fama, E. (1976): "Forward rates as predictors of future spot rates", Journal of Financial Economics 3, pp. 361-377.

Bergés, A. y D. Manzano (1988): Tipos de interés de los Pagares del Tesoro, Ariel-Gesmosa, Barcelona.

Cox, Ingersoll y Roll (1981)

Cox, Ingersoll y Roll (1989)

Ezquiaga, I. y X. Freixas (1989) "El mercado REPO de Letras del Tesoro", Documento FEDEA 89-90.

Jones y Roley (1983)

Mankiw G., y L. Summers (1984): "Do long-term interest rates overreact to short-term interest rates", Brookings Papers in Economic Activity, 223-242.

Fama, E. (1984a) "Term premiums in bond returns", Journal of Financial Economics, 13p.528-517.

Fama, E. (1984b) "The information in the term structure", Journal of Financial Economics, 13, 509-528.

Aznar, A, M.T. Aparicio, F.J.Trivez, J. Mur, D.Saura y J.Zubiaurre (1990): "Estudio econométrico de los determinantes del tipo interbancario a tres meses", manuscrito, Departamento de análisis económico. Universidad de Zaragoza.

Engle, R, D. Lilien y R.P.Robbins (1987),
"Estimating time varying risk premia in the term
structure: The ARCH-M model, Econometrica, 55, 2,
391-407.

APENDICE

Descripción de los datos utilizados

Las estimaciones se llevaron a cabo utilizando observaciones diarias de los tipos de interés del mercado interbancario a los distintos plazos. Se escogieron los tipos de los días 1, 8, 15 y 22 de cada mes como representativos de sus semanas, todo ello para el período comprendido entre la primera semana de 1985 y la tercera semana de julio de 1989. Los tipos se transformaron en continuos mediante:

$$r^a = - \frac{360}{\text{plazo}} \cdot \log \left[1 + \frac{r^s}{360} \text{plazo} \right]$$

donde r^s denota el tipo de capitalización simple anual de base 360 días en tanto por uno. Al tomar observaciones puntuales recogidas en determinados días del mes se incurre en el riesgo de que algunos datos estén contaminados por la coincidencia con los cierres de las decenas monetarias. Sin embargo, la opción alternativa, al utilizar promedios semanales, nos pareció menos interesante. Análogamente, observaciones decenales estarían exentas del problema citado, pero no coincidirían con las frecuencias de los plazos de los tipos de interés observados en el mercado interbancario. DE este modo, observaciones decenales permitirían comparar los plazos a 1,2 y 6 meses solamente, mientras que con nuestra opción perdemos únicamente el plazo a 1 día. Utilizar todas las observaciones

diarias sería complejo, por cuanto había que prestar enorme atención a los días en que el mercado estuvo cerrado si se pretende identificar el tipo "a un día", "a 15 días", o similares.