

TIPOS DE INTERÉS A CORTO PLAZO EN ESPAÑA*

JOSÉ GARCÍA MONTALVO

IVIE y Universitat de Valencia

Este artículo contiene un análisis de los tipos de interés a corto plazo en España. Diversas teorías sobre la evolución de los tipos de interés a corto plazo propuestas en la literatura son confrontadas con los datos españoles tras estimar una versión discreta de los modelos en tiempo continuo más utilizados en la literatura económica. El análisis incluye la consideración de posibles cambios estructurales tanto en la media como en la varianza de los tipos de interés, con la entrada de España en el Sistema Monetario Europeo. Los resultados muestran, por contraposición con investigaciones sobre cambios estructurales en los tipos de interés a corto plazo de otros países, la importancia de la entrada en el SME sobre el mecanismo generador de los tipos de interés. También se analiza el efecto que los distintos modelos y parámetros estimados tienen en la valoración de bonos.

Palabras clave: tipos de interés a corto plazo, método generalizado de los momentos, procesos en tiempo continuo.

La evolución del tipo de interés a corto plazo es fundamental por varios motivos. En primer lugar, el tipo de interés a corto plazo contiene mucha información sobre la situación de la economía: la inflación, la política monetaria, etc. Desde el punto de vista de la teoría financiera con fundamentos microeconómicos el proceso estocástico seguido por el tipo de interés a corto plazo también es determinante dado que condiciona los principales resultados que se pueden obtener en los distintos modelos teóricos. Finalmente, y desde una perspectiva más práctica, la elección de un modelo representativo de la evolución de los tipos de interés a corto plazo es crucial en la fijación del precio de cualquier bono, derivados basados en el tipo de interés como swaps, opciones sobre bonos, etc. De hecho, el tipo de interés a corto plazo es utilizado en multitud de ocasiones como una variable *proxy* de la variable latente de estado que provoca los cambios en toda la estructura de tipos de interés. El objetivo fundamental de esta investigación es recopilar, estimar y contrastar distintos modelos alternativos, propuestos en la literatura financiera, para especificar la estructura dinámica del tipo de interés a corto plazo.

(*) El autor agradece el apoyo financiero de la Fundación Caja de Madrid para la realización de esta investigación así como los comentarios de dos evaluadores.

La mayor parte de los desarrollos recientes en la teoría financiera plantean modelos en tiempo continuo y, por este motivo, los procesos utilizados para la evolución de los tipos de interés a corto plazo son también expresados en tiempo continuo. La principal ventaja del trabajo analítico con modelos en tiempo continuo es su versatilidad a la hora de realizar desarrollos matemáticos complejos. Por lo comentado anteriormente, para valorar la utilidad de las formulaciones teóricas sobre la valoración de activos financieros y derivados es preciso comparar empíricamente los procesos alternativos del tipo de interés a corto plazo que aparecen en la literatura financiera más teórica y que son los supuestos sobre los que se basan las fórmulas de los precios de los activos financieros. Algunas de las formulaciones más influyentes sobre valoración de activos financieros utilizan esos procesos en tiempo continuo para el tipo de interés a corto plazo subyacente en la economía como por ejemplo Merton (1973), Cox, Ingersoll y Ross (1985) o Longstaff y Schwartz (1992).

En el contexto de este estudio también es fundamental conocer la evolución de los tipos de interés a corto plazo y su dinámica dado que la misma es fundamental como reflejo de la evolución de la política monetaria y tiene una traslación directa en la curva de tipos y, en concreto, en el diferencial de tipos de interés a corto y a largo plazo. Dado que uno de los objetivos de la investigación reside en el examen del efecto de la entrada de la peseta en el Sistema Monetario Europeo, es necesario que el modelo permita la posibilidad de contrastar si el instrumento en el que se refleja rápidamente los efectos de dicha política ha tenido cambios significativos en su dinámica en la fase anterior y posterior de la entrada de España.

Este artículo se divide en 5 secciones. En la primera se expone una expresión general de la dinámica de los tipos de interés a corto plazo que tiene la propiedad de poder generar múltiples formas funcionales que responden a los procesos más utilizados en la teoría financiera para reflejar la evolución de los tipos a corto. En esa misma sección se considera la relación existente entre las distintas teorías en términos de las restricciones que las mismas imponen sobre el proceso más general. En la segunda sección se discute la especificación econométrica y la estrategia de estimación del modelo. La tercera sección estima las distintas especificaciones utilizando para dicha aplicación el tipo de interés interbancario a 1 mes. La cuarta sección realiza una extensión del modelo cuando es posible que exista una ruptura estructural en la serie. La sección quinta presenta los efectos sobre el precio de un bono de los distintos procesos estimados. La sexta sección contiene las conclusiones.

1. PROCESOS ESTOCÁSTICOS Y TIPOS A CORTO

La formulación básica que se utiliza en esta investigación es una generalización de procesos alternativos de los tipos de interés a corto plazo propuesta por Chan *et al.* (1992). Estos autores utilizan la ecuación diferencial estocástica

$$dr = (\alpha + \beta r) dt + \sigma r^{\gamma} dW \quad [1]$$

para describir la dinámica general de muchos modelos de la estructura de tipos de interés consecuencia de una determinada dinámica de los tipos de interés a corto plazo. Llamaremos a este primer proceso general o sin restricciones. En este proceso α representa la parte de la media del proceso de las variaciones del tipo de interés a corto que es constante. El término β se corresponde con la velocidad de reversión a la media del proceso, dado que el mismo es generalmente negativo. En el segundo sumando aparece una parte de la varianza del proceso que es constante (σ) y otra parte que depende del nivel del tipo de interés a través de los valores de γ . En este sentido, el proceso es condicionalmente autorregresivo o ARCH. Cuanto mayor es el valor de γ la volatilidad del proceso es más sensible a cambios en el nivel de los tipos de interés. Por último, W representa un proceso estándar de Wiener.

La literatura financiera contiene múltiples propuestas para la especificación del proceso continuo que son utilizado, entre otras cosas, para el cálculo del precio de bonos, opciones, futuros y otros derivados financieros. De forma sintética las distintas alternativas que han aparecido en la literatura financiera son:

1. Merton (1973)	$dr = \alpha dt + \sigma dW$
2. Vasicek (1977)	$dr = (\alpha + \beta r) dt + \sigma dW$
3. Movimiento Browniano Geométrico	$dr = \beta r dt + \sigma r dW$
4. Cox, Ingersoll y Ross (1985)	$dr = (\alpha + \beta r) dt + \sigma r^{0.5} dW$
5. Cox, Ingersoll y Ross (1980)	$dr = \sigma r^{3/2} dW$
6. Brennan y Schwartz (1980)	$dr = (\alpha + \beta r) dt + \sigma r dW$
7. Dothan (1978)	$dr = \sigma r dW$
8. Cox (1975)	$dr = \beta r dt + \sigma r^\gamma dW$

El cuadro 1 presenta las restricciones que cada uno de los modelos presentados con anterioridad suponen sobre los parámetros del modelo sin restricciones.

La * implica que dicho parámetro debe ser estimado. Las abreviaturas que aparecen en el cuadro 1 tienen el siguiente significado: GBM (geometric brow-

Cuadro 1

Proceso	α	β	σ	γ
1. Merton	*	0	*	0
2. Vasicek	*	*	*	0
3. GBM	0	*	*	1
4. CIR SR	*	*	*	1/2
5. CIR VR	0	0	*	3/2
6. Brennan-Schwartz	*	*	*	1
7. Dothan	0	0	*	1
8. CEV	0	*	*	*

nian motion): movimiento browniano geométrico; CIR SR (Cox, Ingersoll y Ross square root model): modelo de Cox, Ingersoll y Ross con volatilidad igual a la raíz cuadrada del tipo de interés; CIR VR (Cox, Ingersoll y Ross variable rate securities) modelo de Cox, Ingersoll y Ross (1980); CEV (constant elasticity of variance process): modelo con elasticidad de la varianza constante.

Estas abreviaturas se corresponden con las utilizadas por Chan *et al.* (1992) y todos los autores posteriores que han utilizado este artículo como base para realizar estimaciones utilizando procedimientos derivados del mismo u otros datos.

2. ESPECIFICACIÓN ECONÓMÉTRICA

Para poder estimar económicamente los modelos de la sección anterior existen inicialmente dos alternativas. Una posibilidad es estimar los mismos utilizando técnicas propias de procesos continuos de tipo Gaussiano [Bergstrom (1983, 1984)]. La segunda alternativa es realizar una aproximación discreta del proceso en tiempo continuo [1]. La aproximación más simple siguiendo esta segunda posibilidad es la discretización usando el procedimiento de Euler. Una vez transformada la ecuación diferencial estocástica en un proceso en tiempo discreto, los parámetros del modelo pueden ser estimados usando el procedimiento del Método Generalizado de los Momentos (MGM). Siguiendo a Sanders y Unal (1988) el proceso en tiempo continuo [1] se puede escribir en tiempo discreto usando una especificación que se compone de tres elementos

$$r_t - r_{t-1} = \alpha + \beta r_{t-1} + \varepsilon_t \quad [2]$$

$$E(\varepsilon_t) = 0 \quad [2a]$$

$$E(\varepsilon_t^2) = \sigma^2 r_{t-1}^{2\gamma} \quad [2b]$$

Al igual que el proceso original, esta especificación considera explícitamente la posibilidad de que la volatilidad de los cambios no esperados en el tipo de interés a corto plazo dependa positivamente del tipo de interés. Esta relación entre la volatilidad y el nivel del tipo de interés es muy razonable dado que, cuando el tipo de interés aumenta es intuitivo pensar que su volatilidad también tenderá a aumentar, siempre que no exista un cambio estructural. En cualquier caso, la especificación expuesta es sólo una aproximación al proceso en tiempo continuo y, por tanto, está sujeta a problemas de agregación temporal¹. Sin embargo, Campbell (1986) muestra que si los cambios en el tipo de interés se miden para períodos de tiempo cortos, el error de aproximación es de segundo orden.

El artículo de Chan *et al.* (1992) ha servido de referencia para una serie de artículos que aplican dicha metodología, o modificaciones de la misma, a los tipos de interés a corto plazo. Broze *et al.* (1995) proponen utilizar el método de estimación indirecta en lugar del método generalizado de los momentos o máxima verosimilitud. Ait-Sahalia (1996) utiliza un procedimiento no paramétrico para

(1) Este problema no parece importante en la aplicación que se está discutiendo pues la estimación en tiempo continuo del proceso [Nowman (1997)] proporciona unos parámetros estimados que son prácticamente iguales, en casi todos los casos hasta el tercer decimal, a los obtenidos mediante la estimación del modelo discretizado [Chan *et al.* (1992)].

estimar la media y la volatilidad. Gray (1996) propone un modelo de Markov con cambio de régimen estimado por máxima verosimilitud. Andersen y Lund (1997) especifican un modelo de dos factores que estiman utilizando el procedimiento del método eficiente de los momentos aplicado sobre una función de densidad SNP (semi no paramétrica) con un término inicial basado en un modelo normal de nivel AR(s)-EGARCH(p,q). Balduzzi *et al.* (1997) estiman los parámetros de los distintos modelos usando directamente la fórmula del precio de los bonos imponiendo los coeficientes implícitos en cada uno de los procesos analizados. Brenner *et al.* (1996) han propuesto una modificación del modelo de Chan *et al.* (1992) donde la varianza condicional tiene efectos de tipo GARCH.

En esta investigación se va a seguir la modelización propuesta originalmente por Chan *et al.* (1992) dado que, según ha mostrado recientemente Nowman (1997), la estimación en tiempo continuo proporciona unos resultados prácticamente idénticos a los obtenidos por el método generalizado de los momentos siguiendo la metodología de Chan *et al.* (1992). Además la modelización basada en Brenner *et al.* (1996) utiliza el procedimiento de máxima verosimilitud, el cual requiere la especificación de una distribución de probabilidad. En el campo de la teoría financiera se sabe desde hace tiempo que es muy difícil especificar una distribución que responda a la curtosis y el apuntamiento de los datos financieros. Por este motivo, es preferible utilizar un procedimiento de estimación como el Método Generalizado de los Momentos (MGM), el cual no impone ningún tipo de supuesto distribucional y deriva de forma natural de la especificación propuesta.

Es cierto que se podrían utilizar procedimientos de estimación más simples para las especificaciones con volatilidad constante ($\gamma = 0$) pero, como en este artículo se estiman modelos con volatilidad estocástica, es mucho más fácil comparar modelos estimados con el mismo procedimiento. También es cierto que, debido a la aproximación discreta del proceso continuo, el estimador del MGM no producirá, en general, estimadores consistentes. Sin embargo, Nowman (1997) ha mostrado como la estimación en tiempo continuo de estos modelos produce parámetros prácticamente idénticos a los obtenidos por el procedimiento del método generalizado de los momentos. Esto implica que los efectos de la aproximación discreta, de producirse, tendrían un impacto en términos de sesgo que sería poco importante².

La especificación en tiempo discreto [2] puede interpretarse como un conjunto de condiciones de ortogonalidad y, por tanto, es susceptible de ser utilizada como base para la estimación utilizando el Método Generalizado de los Momentos. El estimador del MGM es consistente y asintóticamente normal bajo condiciones de estacionariedad, ergodicidad y existencia de momentos [Hansen (1982)]. Por tanto, no es necesario hacer supuestos estrictos sobre la distribución concreta de las variables³. Además, el tratamiento de problemas como la heteros-

(2) Muy recientemente Vetzal (1997) ha utilizado también el procedimiento de estimación del método generalizado de los momentos para estimar una aproximación discreta a un proceso bivalente con volatilidad estocástica para los tipos de interés a corto plazo.

(3) Lo que es especialmente importante si se tiene en cuenta que la expresión anterior es una aproximación al verdadero proceso continuo.

cedasticidad y la autocorrelación se resuelve de forma natural en el contexto de dicho procedimiento de estimación. En el caso del modelo general, sin restricciones, cuya especificación aparece en [2], el vector de parámetros es $\theta = (\alpha, \beta, \sigma^2, \gamma)$. El vector de errores esta compuesto por la diferencia entre la media y la especificación de la media y la volatilidad menos la especificación de la misma

$$\varepsilon(\theta, w_t) = \begin{bmatrix} \varepsilon_t \\ \varepsilon_t^2 - \sigma^2 r_t^{2\gamma} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \Delta r_t - \alpha - \beta r_{t-1} \\ (\Delta r_t - \alpha - \beta r_{t-1})^2 - \sigma^2 r_t^{2\gamma} \end{bmatrix}$$

Dicho vector de errores es ortogonal a cualquier instrumento conocido en el momento t y, por tanto, se pueden utilizar una constante y el tipo de interés del período anterior como instrumentos válidos, generándose las siguientes condiciones de ortogonalidad

$$h(\theta, w_t) = \begin{bmatrix} \varepsilon_t \\ \varepsilon_t r_{t-1} \\ \varepsilon_t^2 - \sigma^2 r_t^{2\gamma} \\ (\varepsilon_t^2 - \sigma^2 r_t^{2\gamma}) r_{t-1} \end{bmatrix}$$

donde w_t contiene las variables observadas en t y

$$\varepsilon_t = \Delta r_t - \alpha - \beta r_{t-1}$$

Bajo la hipótesis nula de que las condiciones [2a] y [2b] son ciertas la esperanza matemática del vector $h(\cdot, \cdot)$ es cero, $E[h(\theta_0, w_t)] = 0$, donde θ_0 es el vector de verdaderos parámetros. La idea que subyace en el método generalizado de los momentos consiste en formar el vector de análogos muestrales de $h(\cdot, \cdot)$, que llamaremos $g(\cdot, \cdot)$,

$$g(\theta, Y_T) = 1/T \sum_{t=1}^T h(\theta, w_t)$$

donde Y_T contiene todos los datos observados en todos los períodos, y estimar los parámetros de θ que minimizan la forma cuadrática

$$Q(\theta, Y_T) = [g(\theta, Y_T)]' W_T [g(\theta, Y_T)]$$

donde $\{W_T\}_{T=1}^\infty$ es una secuencia de matrices positivo definidas que pueden ser función de los datos Y_T . Bajo ciertas condiciones de regularidad el estimador MGM se distribuye asintóticamente como⁴

$$\hat{\theta}_T \sim N(\theta_0, V_T/T)$$

donde $V_T = (D S^{-1} D')^{-1}$, S es la matriz de varianzas-covarianzas asintótica de las condiciones de ortogonalidad y D es la matriz Jacobiana de $g(\cdot, \cdot)$ con respecto a θ .

(4) Un tratamiento reciente del tema aparece en Hamilton (1994).

$$S = \lim_{T \rightarrow \infty} TE [g(\theta_0, Y_T) g(\theta_0, Y_T)']$$

$$D = \nabla g(\theta, Y_T) = \frac{\partial g(\theta, Y_T)}{\partial \theta'}$$

S se puede escribir también como

$$S = \Gamma_0 + \sum_{v=0}^{\infty} (\Gamma_v + \Gamma'_v)$$

$$\Gamma_v = E[h(\theta_0, w_t) h(\theta_0, w_{t-v})']$$

Esta formulación es particularmente importante cuando se quiere estimar la matriz de varianzas y covarianzas asintótica.

El método generalizado de los momentos proporciona un contraste de la bondad del ajuste, también llamado de sobre-identificación o J de Hansen, que se basa en el valor en el mínimo de la forma cuadrática Q,

$$J = T Q(\hat{\theta}_{MGM}) \rightarrow \chi_{r-k}^2$$

donde r es el número de condiciones de ortogonalidad en el vector h(..) y k el número de parámetros a estimar. Un valor alto de este estadístico y, por tanto, un valor bajo de la probabilidad asociada, p, señala que el modelo está mal especificado.

3. APLICACIÓN AL CASO ESPAÑOL

En esta sección se presenta la descripción de los datos utilizados y la aplicación concreta de las técnicas discutidas anteriormente a los datos españoles de interés en esta investigación. La elección del tipo de interés del interbancario a un mes no es arbitraria en absoluto pues, por ejemplo, el estudio reciente de Nowman (1997) sobre la dinámica de los tipos de interés a corto plazo utiliza también el tipo interbancario a un mes en Gran Bretaña. Adicionalmente, el uso de un tipo de interés a un mes es también muy común en trabajos sobre la dinámica de los tipos de interés a corto plazo. Baste recordar que Chan *et al.* (1992), Longstaff y Schwartz (1992), Balduzzi *et al.* (1997) y Vetzal (1997) utilizan el tipo de interés de las letras del tesoro americanas a 1 mes.

La serie BE200405 del Boletín Estadístico del Banco de España contiene los datos mensuales del tipo de interés interbancario a un mes desde el año 1974. Debido a la fuerte inestabilidad del mercado interbancario a finales de los años 70, la decisión ha sido considerar la serie de interés interbancario a un mes desde el mes de enero de 1980 hasta septiembre de 1996. Por tanto, el número de observaciones totales es de 201⁵.

Los gráficos 1 y 2 muestran las series del tipo de interés y la primera diferencia del mismo. El cuadro 2a presenta los principales estadísticos descriptivos de las dos series, el nivel y la primera diferencia de los tipos de interés.

(5) Los datos son mensuales pero los tipos de interés están anualizados.

Gráfico 1: TIPO DE INTERÉS INTERBANCARIO A 1 MES

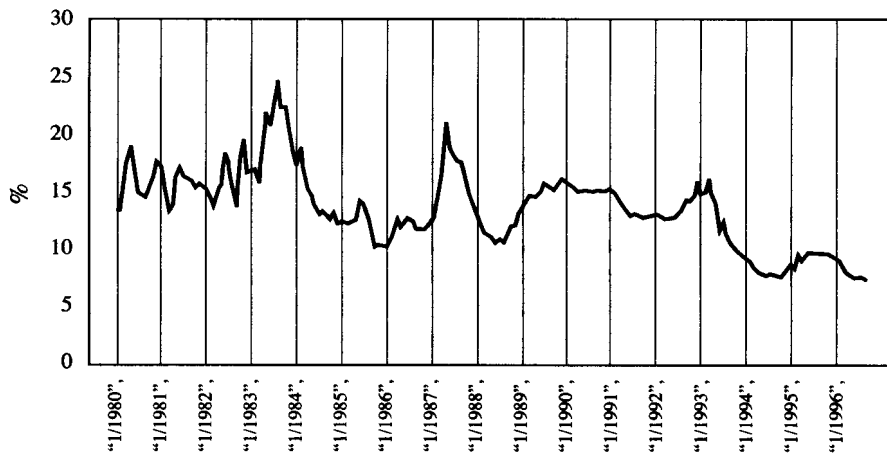
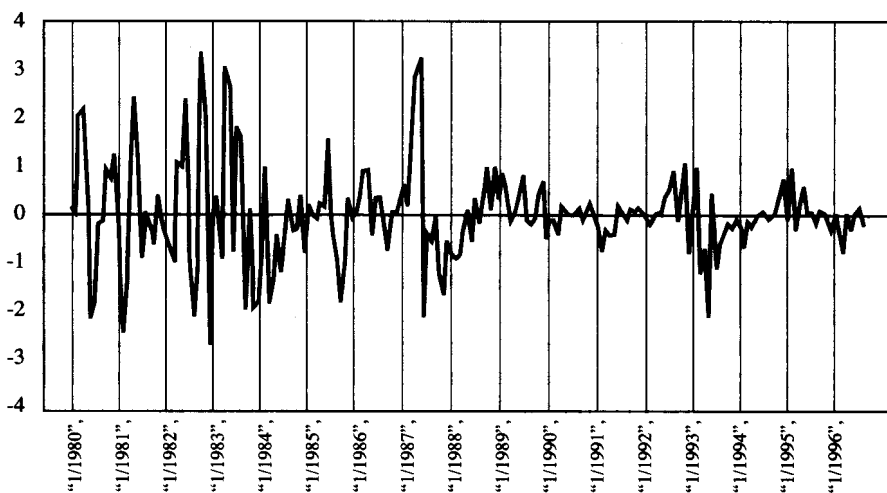


Gráfico 2: PRIMERA DIFERENCIA DEL TIPO DE INTERÉS INTERBANCARIO A 1 MES



Cuadro 2a: ESTADÍSTICOS DESCRIPTIVOS

Estadístico	r	Δr
Media	13,38	-0,03
Desviación estandar	3,35	0,95
Asimetría	0,28	0,56
Curtosis	3,15	5,05
Mínimo	7,19	-2,72
Máximo	24,04	3,39

Como se puede comprobar la primera diferencia del tipo de interés tiene un nivel de exceso de curtosis elevado, es claramente leptocúrtica, lo que da una primera indicación sobre lo poco apropiado de las especificaciones con volatilidad constante, $\gamma=0$. Este tipo de modelos no puede ajustar bien datos observados que tienen exceso de curtosis.

Otro análisis importante a realizar con las series se refiere a su orden de integrabilidad. El cuadro 2b presenta diversos contrastes de raíces unitarias para el tipo de interés y la primera diferencia del tipo de interés interbancario. El test DF presenta los resultados del contraste de Dickey-Fuller aumentado. La fila PP presenta el test the Phillips y Perron (1988) mientras el test PAN presenta los resultados del test de Pantula *et al.* (1994). La elección de número de retardos, n , en el cuadro 2b, se ha basado en el Criterio de Akaike según la versión descrita por Pantula *et al.* (1994).

Como se puede comprobar en el cuadro 2b todos los contrastes apuntan hacia la misma dirección: la existencia de una raíz unitaria en el nivel de los tipos de interés y la no existencia de raíces unitarias en la primera diferencia del tipo de

Cuadro 2b: CONTRASTES DE RAÍCES UNITARIAS

Contraste	t	valor p	n
DF (r)	-2,08	0,25	4
PP (r)	-9,58	0,14	4
PAN (r)	-2,17	0,12	4
DF (Δr)	-7,60	0,00	3
PP (Δr)	-135,6	0,00	3
PAN (Δr)	-7,24	0,00	3

interés. Este resultado es idéntico al que aparece reflejado en otros estudios similares para otros países como por ejemplo Nowman (1997), que contiene sólo un contraste de raíces unitarias, el contraste aumentado de Dickey-Fuller, y los coeficientes de correlación para el tipo de interés y la primera diferencia del tipo de interés.

El cuadro 3 presenta los resultados de la estimación del modelo por el método generalizado de los momentos.

Los estadísticos t aparecen entre paréntesis y los errores estándar de los parámetros estimados han sido calculados utilizando una estimación de la matriz de varianzas y covarianzas consistente ante heteroscedasticidad y autocorrelación [Newey y West (1987a)], con un número de retardos igual a 2.

Los resultados del cuadro 3 son muy interesantes. Si observamos los valores del contraste J de Hansen comprobamos que los modelos CIR VR y CEV no parecen presentar problemas de especificación. Es interesante notar que estos modelos, junto con el general, son los únicos que suponen un valor de $\gamma \geq 1,5$. Por tanto, cualquier modelo con un valor de γ inferior presenta problemas de especificación según los resultados de los test de sobre-identificación que aparecen en la segunda parte del cuadro 3. También es interesante señalar que cuando se estiman

Cuadro 3: Estimación del modelo sin cambio estructural

	(G)	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
α	0,43	-0,06	1,18	0,00	1,11	0,00	0,87	0,00	0,00
t-est	(1,52)	(0,27)	(4,76)		(4,73)		(3,96)		
β	-0,03	0,00	-0,10	-0,006	-0,09	0,00	-0,07	0,00	0,001
t-est.	(-1,45)		(-5,08)	(-1,13)	(-4,97)		(-3,97)		(0,19)
σ^2	0,0002	0,48	0,55	0,004	0,05	0,0003	0,004	0,004	0,0007
t-est.	(0,73)	(4,37)	(4,08)	(5,58)	(4,71)	(6,81)	(5,36)	(6,05)	(0,74)
γ	1,58	0,00	0,00	1,00	0,50	1,50	1,00	1,00	1,78
t-est.	(6,45)								(7,41)
J		16,62	14,69	15,56	11,69	3,63	6,33	15,12	2,28
p		0,00	0,00	0,00	0,00	0,30	0,01	0,00	0,13
R_{21}	0,02	-	-0,03	0,007	-0,02	-	0,01	-	0,002
R_{22}	0,13	-	-	0,11	0,03	0,16	0,09	0,13	0,16

G: modelo general (sin restricciones). 1. Merton. 2. Vasicek 3. GMB (movimiento browniano geométrico). 4. CIR SR. 5. CIR VR. 6. Brennan-Schwartz. 7. Dothan. 8. CEV

t-est: estadístico t. La desviación estandar del denominador de los estadísticos t ha sido calculada utilizando un estimador consistente ante heteroscedasticidad y autocorrelación basado en la formulación de Newey y West (1987a) con un número de retardos igual a 2.

J: Contraste J de Hansen. p: probabilidad asociada al contraste J de Hansen.

R_{21} y R_{22} aparecen descritos en el texto.

α y β con valores de γ menores que 1,5 (modelos de Vasicek, CIR SR y Brennan y Schwartz) aparece una clara reversión a la media. Sin embargo, como se acaba de comentar, estos modelos muestran signos de mala especificación. En las especificaciones que no sufren de este problema no se observa reversión a la media. Este resultado es importante pues señala que el descubrimiento de reversión a la media del tipo de interés puede ser debido simplemente a errores de especificación en la varianza del proceso.

El parámetro estimado para γ en el modelo sin restricciones, o general, es 1,58, claramente superior a 1. Este resultado es muy importante dado que la mayor parte de los modelos financieros utilizan valores de γ menores o iguales a 1 y coincide, esencialmente, con los resultados obtenidos por Chan *et al.* (1992)⁶.

Junto a los contrastes de sobre-identificación basados en la J de Hansen, el cuadro 3 muestra dos coeficientes de determinación⁷ calculados a semejanza de la propuesta en Chan *et al.* (1992). El primero, R_{21} , muestra la proporción de la variación total de la diferencia del tipo de interés que puede ser explicada por la esperanza condicionada de dicho diferencial. El segundo, R_{22} , muestra el poder explicativo que sobre los cambios en el cuadrado de la diferencia del tipo de interés tiene la medida de la volatilidad condicional. Ambos valores proporcionan información sobre la capacidad del modelo para predecir cambios futuros en el nivel o la volatilidad de los tipos de interés. Con excepción del modelo general, o sin restricciones, y el modelo de Brennan-Schwartz no hay ninguna especificación que resulte en un R_{21} superior a 0,01.

No ocurre lo mismo con el R_{22} , o poder predictivo sobre la volatilidad del tipo de interés, donde los porcentajes oscilan entre el 3% del modelo CIR SR y el 16% del modelo CIRVR⁸. El gráfico 3 presenta la evolución del valor absoluto de la primera diferencia del tipo de interés y la predicción de la desviación estándar extraída de la ecuación de la volatilidad condicionada derivada de la estimación del modelo general, sin restricciones, por el MGM. Este gráfico proporciona, además, otra indicación del ajuste del modelo general a los datos.

4. EL TIPO DE INTERÉS Y EL SME

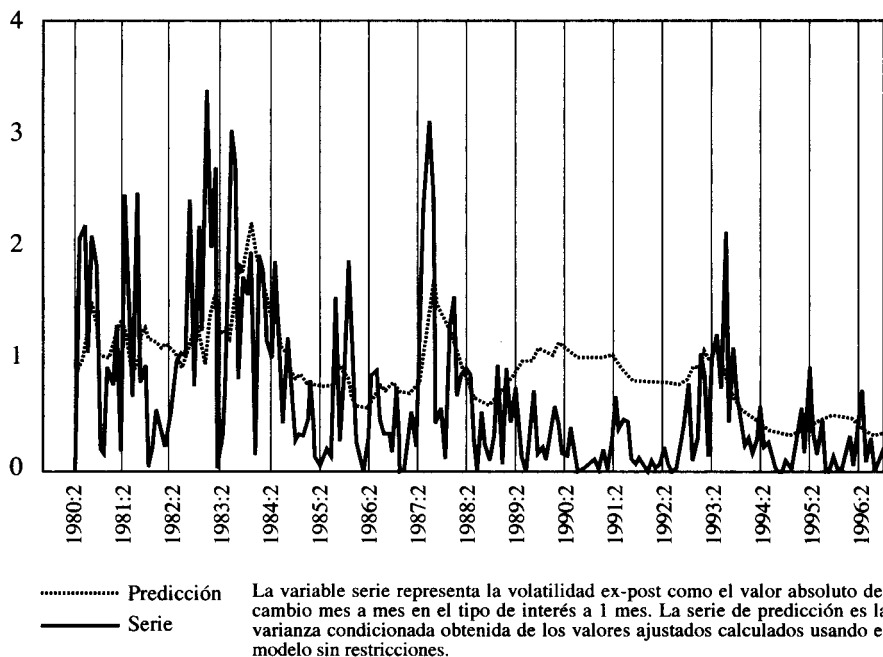
El objetivo fundamental de esta sección consiste en modificar el modelo estimado en el apartado anterior de tal manera que permita contrastar si se observa un cambio estructural en la dinámica del tipo de interés a corto plazo en España con la entrada en el Sistema Monetario Europeo. Este efecto podría indicar, según al-

(6) En Andersen y Lund (1997) se estima un modelo con dos factores, donde el segundo es la volatilidad. La estimación de γ es muy próxima a 0,5 como predice el modelo de Cox *et al.* (1985). Este trabajo, sin embargo, utiliza las letras del tesoro a tres meses en lugar de un activo a un mes como es norma general en esta literatura.

(7) Estrictamente hablando no se puede decir que los ratios definidos sean coeficientes de determinación.

(8) Es interesante señalar que también en Chan *et al.* (1992) el *ranking* del poder predictivo sobre la volatilidad era encabezado por CIR/VR y aparecía en último lugar CIR SR.

Gráfico 3: PREDICCIÓN DE LA VOLATILIDAD DEL TIPO DE INTERÉS.
MODELO SIN RESTRICCIONES



gunos autores como Montalvo y Shioji (1997), que la política monetaria alemana está teniendo cierta influencia sobre la española, si consideramos que el tipo de interés a corto plazo es el indicador donde se refleja más rápidamente y con mayor importancia los cambios en la política monetaria⁹. La transformación de la especificación original tiene como base la utilización de una variable ficticia para reflejar el período posterior a junio 1989 y su influencia sobre la media y la volatilidad del proceso. El modelo puede extenderse, por tanto, en la forma que presentan las siguientes ecuaciones

$$r_t - r_{t-1} = (\alpha + \delta_1 D_t) + (\beta + \delta_2 D_t) r_{t-1} + \varepsilon_t$$

$$E(\varepsilon_t) = 0$$

$$E(\varepsilon_t^2) = (\sigma^2 + \delta_3 D_t) r_{t-1}^{2(\gamma + \delta_4 D_t)}$$

(9) Esto, sin embargo, no significa que la política monetaria nacional ya no sea utilizada de forma autónoma. Ver Montalvo y Shioji (1997).

donde la variable ficticia D_t se define como 1 si el período es posterior a junio 1989. La introducción de cuatro nuevos parámetros modifica las condiciones de ortogonalidad derivadas para la especificación sin cambio estructural al aumentar tanto el número de parámetros que deben ser estimados, que pasa de 4 a 8, como el número de instrumentos que se pueden utilizar válidamente para construir las condiciones de ortogonalidad. Una vez consideradas estas modificaciones el vector $h(\dots)$ queda configurado como

$$h(\theta, w_t) = \begin{bmatrix} \varepsilon_t \\ \varepsilon_t r_{t-1} \\ \varepsilon_t D_t \\ \varepsilon_t D_t r_{t-1} \\ \varepsilon_t^2 - (\sigma^2 + \delta_3 D_t) r_t^{2(\gamma + \delta_4 D_t)} \\ (\varepsilon_t^2 - (\sigma^2 + \delta_3 D_t) r_t^{2(\gamma + \delta_4 D_t)}) r_{t-1} \\ (\varepsilon_t^2 - (\sigma^2 + \delta_3 D_t) r_t^{2(\gamma + \delta_4 D_t)}) D_t \\ (\varepsilon_t^2 - (\sigma^2 + \delta_3 D_t) r_t^{2(\gamma + \delta_4 D_t)}) D_t r_{t-1} \end{bmatrix}$$

De esta forma se estructura un sistema que, en su versión sin restricciones, supone 8 condiciones de ortogonalidad y 8 parámetros a estimar. Al igual que en el caso anterior, las versiones con restricciones están sobre-identificadas. Con estas modificaciones sobre el modelo original se consigue flexibilizar la especificación de forma que tanto la media como la velocidad de reversión a la media dependen de que el período sea el anterior o el posterior a la entrada en el Sistema Monetario Europeo. Además los parámetros δ_3 y δ_4 permiten que la varianza condicionada pueda depender del nivel de tipos de interés de distinta forma en los dos períodos objeto de estudio. Los resultados de la aplicación del Método de los Momentos Generalizado para el caso de un posible cambio estructural con la entrada de España en el Sistema Monetario Europeo aparecen en el cuadro 4.

Una conclusión muy importante que puede deducirse del cuadro 4 es que el proceso de reversión a la media que se observaba en la estimación sin considerar el efecto de la entrada en el SME sobre el tipo de interés a corto plazo, es simplemente el resultado de la primera parte de la muestra. Como se puede comprobar, el coeficiente de β y el de δ_2 son iguales pero de signo contrario lo que indica que, en la segunda parte de la muestra, correspondiente a la situación con posterioridad a la entrada de España en el Sistema Monetario Europeo, el efecto de reversión a la media total es esencialmente igual a 0. El cuadro 4 también muestra que, para los modelos con restricciones, el efecto heteroscedástico asociado con el nivel de los tipos de interés ha visto reducida su importancia con posterioridad a la entrada de la peseta en el SME. La explicación de este cambio habría que buscarla en la disciplina impuesta por la pertenencia al SME que reduce la posibilidad de usar el tipo de interés como instrumento de política monetaria, lo que sin duda influye sobre su volatilidad.

Cuadro 4: ESTIMACIÓN DEL MODELO CON CAMBIO ESTRUCTURAL

	(G)	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
α	1,19	-0,16	1,32	0,00	1,99	0,00	1,32	0,00	0,00
t-est	(2,23)	(-1,35)	(2,75)		(4,41)		(2,75)		
δ_1	-1,26	0,12	-1,38		-2,06	0,00	-1,38	0,00	0,00
t-est.	(-2,22)	(1,00)	(-2,69)		(-4,23)		(-2,96)		
β	-0,08	0,00	-0,09	-0,002	-0,13	0,00	-0,09	0,00	0,22
t-est.	(-2,11)		(-2,31)	(-0,29)	(-4,11)		(-2,56)		(0,23)
δ_2	0,08	0,00	0,09	-0,003	0,13	0,00	0,09	0,00	-0,007
t-est.	(1,95)		(2,31)	(-0,33)	(3,74)		(2,31)		(-0,73)
σ^2	0,003	1,13	0,006	0,007	0,10	0,0004	0,006	0,006	0,0007
t-est.	(0,63)	(4,51)	(5,80)	(5,83)	(5,50)	(6,83)	(5,40)	(7,12)	(0,67)
δ_3	-0,00	-0,98	-0,005	-0,005	-0,08	-0,0003	-0,005	-0,005	0,002
t-est.	(-0,06)	(-3,87)	(-5,39)	(-4,31)	(-4,57)	(-4,71)	(-4,28)	(-5,39)	(0,36)
γ	1,13	0,00	0,00	1,00	0,50	1,50	1,00	1,00	1,40
t-est.	(4,03)								(5,32)
δ_4	-0,02	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	-0,02
t-est.	(-0,50)								(-1,07)
J	14,08	18,52	20,87	7,30	5,48	9,53	0,32	14,52	9,35
p	0,00	0,00	0,00	0,02	0,14	0,00	0,85	0,00	0,02

G: modelo general (sin restricciones). 1. Merton. 2. Vasicek 3. GMB (movimiento browniano geométrico). 4. CIR SR. 5. CIR VR. 6. Brennan-Schwartz. 7. Dothan. 8. CEV

t-est: estadístico t. La desviación estandar del denominador de los estadísticos t ha sido calculada utilizando un estimador consistente ante heteroscedasticidad y autocorrelación basado en la formulación de Newey y West (1987a) con un número de retardos igual a 2.

J: Contraste J de Hansen. p: probabilidad asociada al contraste J de Hansen.

En el modelo sin restricciones el parámetro γ está muy próximo a 1, siendo por tanto compatible con los supuestos más habituales de los modelos teóricos¹⁰. Por lo que respecta a los contrastes de mala especificación se observa que, en este caso, la flexibilidad adicional introducida por la consideración específica del período posterior a la entrada de la peseta en el SME implica que los modelos de CIR SR y Brennan-Schwartz no tengan indicios de problemas de especificación usando el contraste χ^2 de la J de Hansen. En el caso del modelo Brennan-Schwartz este resultado era de esperar dado que el parámetro estimado para γ en el modelo sin restricciones se aproxima mucho al valor del parámetro impuesto en el señalado modelo.

(10) El parámetro γ en Chan *et al.* (1992) es significativamente mayor que 1 en todos los casos.

Para contrastar conjuntamente el efecto de las variables ficticias que representan el período posterior a junio de 1989 se puede utilizar la metodología propuesta por Newey y West (1987b). De esta forma se debe calcular un estadístico, que denominaremos TNW, que representa la diferencia entre el valor de la función objetivo en el modelo con restricciones¹¹ y sin restricciones cuando se utiliza la matriz de pesos, W_T , del modelo sin restricciones, para minimizar ambas funciones objetivo

$$TNW = T(Q(\hat{\theta}_c, Y_T) - Q(\hat{\theta}_u, Y_T)) \sim \chi^2(r)$$

donde θ_c es el estimador del MGM de la especificación con restricciones, en este caso la que no considera el efecto sobre el proceso de la entrada de la peseta en el SME, y θ_u corresponde a la versión sin restricciones, siendo r el número de restricciones.

Los resultados de este contraste aparecen en el cuadro 5 que muestra como no se puede rechazar estadísticamente que el período posterior a la entrada en el SME sea significativamente distinto del período anterior en términos del indicador de la situación de la política monetaria utilizado en este estudio¹². Este resultado contrasta con el presentado por Chan *et al.* (1992). Estos autores analizan la posibilidad de existencia de un cambio estructural en la política monetaria en octubre de 1979, momento en el cual la Reserva Federal americana cambió su ins-

Cuadro 5

Proceso	r	TNW	p
General	4	14,08	0,00
Merton	2	0,61	0,73
Vasicek	3	20,87	0,00
GBM	2	13,01	0,00
CIR SR	3	17,76	0,00
CIR VR	1	9,53	0,00
Brennan-Schwartz	3	19,28	0,00
Dothan	1	14,52	0,00
CEV	3	9,35	0,02

(11) En este caso el modelo con restricciones es el que no permite que exista diferencias en los parámetros antes y después de 1989.

(12) El único caso en el que se puede rechazar dicha hipótesis es en el modelo de Merton que, como se ha visto con anterioridad, tenía ya inicialmente problemas de especificación.

trumentalización de la política monetaria, sin encontrar evidencia de una alteración en la especificación del proceso para los tipos de interés a corto plazo. Por contra, para el caso español se observa un claro cambio en el proceso generador de la dinámica de los tipos de interés a corto plazo con la entrada en el SME lo que indica una alteración en el proceso del indicador de política monetaria utilizado, por ejemplo, en Montalvo y Shioji (1997).

5. IMPLICACIONES SOBRE LA VALORACIÓN DE ACTIVOS

Los distintos modelos estimados con anterioridad pueden tener implicaciones muy diferentes sobre la valoración de bonos, opciones, futuros y otros derivados. Existen multitud de variantes que se podrían analizar sobre el efecto de los valores estimados de los procesos considerados en la sección 2. Por ejemplo, Chan *et al.* (1992) estudian el efecto sobre el valor de una opción de compra, *call*, de dos años sobre un bono a 30 años donde el precio inicial se fija a la par. La metodología empleada sigue Buser *et al.* (1990).

En esta sección se describe el efecto que algunos de los procesos y sus estimaciones tienen sobre el precio de un bono cupón cero a dos años y otro a cinco años, y cuyo valor en el momento de vencimiento será 1. Como en la valoración de cualquier activo el objetivo fundamental consiste en resolver una ecuación en diferencias parciales. Si consideramos el proceso de la diferencia en los tipos de interés como

$$dr = \mu(r,t) dt + \sigma(r,t) dW$$

la aplicación del lema de Ito a la función $P(r,T-t)$, precio de los bonos resulta en la ecuación en diferencias parciales

$$\frac{1}{2} P_{rr} \sigma^2(r,\tau) + [\mu(r,\tau) - \lambda(x,\tau) \sigma(x,\tau)] P_r + P_t - rP(r,\tau) = 0 \quad [3]$$

donde λ es la precio del riesgo unitaria, P_{rr} es la segunda derivada del precio de los bonos respecto al tipo de interés, P_r es la primera derivada del precio de los bonos respecto al tipo de interés, P_t es la derivada del precio de los bonos respecto al tiempo y τ es la diferencia entre el momento final, de vencimiento, T , y el momento actual, t . Dado que lo que se pretende es la valoración de un bono de valor al vencimiento igual a 1 la condición terminal necesaria para resolver la ecuación anterior será

$$P(r,0) = 1$$

Existen varios métodos para resolver la ecuación anterior. En algunos casos se conocen soluciones exactas o analíticas, mientras que en otros es necesario recurrir a soluciones numéricas.

Moreno (1996) hace uso de la solución analítica del modelo de Vasicek para estimar dos modelos, con uno y con dos factores, donde las variables de estado si-

guen procesos de difusión tipo Ornstein-Uhlenbeck¹³ y el precio del riesgo, λ , es lineal en las variables de estado. Dado que la estimación del modelo de un factor se refiere al tipo de interés a corto plazo y es parecida a lo que en este trabajo se denomina modelo de Vasicek, nos centraremos en el modelo con un sólo factor. El proceso de estimación se produce en dos etapas: en una primera fase se estima por el método generalizado de los momentos, los parámetros de los procesos de difusión de las variables de estado, una vez discretizados los mismos. Estos coeficientes estimados se sustituyen en la solución analítica de Vasicek (1977) y, a partir de una estimación no lineal de corte transversal, se obtienen los dos coeficientes, constante y pendiente, del precio del riesgo que, como se ha señalado, es lineal en el tipo de interés.

En esta sección del trabajo no se pretende realizar una estimación del precio de mercado del riesgo dado que el objetivo de la misma es sólo mostrar el efecto sobre el precio de los bonos de procesos alternativos del tipo de interés a corto plazo. Por este motivo los cálculos que aparecen a continuación suponen que el precio del riesgo es constante¹⁴ lo cual, sin duda, implica restricciones sobre las preferencias de los inversores. Sin embargo, cuando se modeliza el tipo de interés, la estructura temporal contemporánea de los tipos de interés deriva directamente a los procesos seguidos por los tipos de interés en un mundo de neutralidad ante el riesgo. En este caso no es preciso estimar el precio de mercado del riesgo como señala Hull (1997). El hecho de que todos los modelos que se estiman en este trabajo sean de un factor implica que todos los tipos de interés se mueven en la misma dirección en el corto plazo pero no que se mueven en la misma cuantía.

Vasicek (1977) muestra que el precio de un bono en t que pagará 1 peseta en T se puede calcular como

$$P(t, T) = A(t, T)e^{-B(t, T)r(t)}$$

donde las funciones $B(\dots)$ y $A(\dots)$ son¹⁵

$$B(t, T) = \frac{1 - e^{-a(T-t)}}{a}$$

$$A(t, T) = \exp \left[\frac{(B(t, T) - T + t)(a^2 b - \sigma^2/2)}{a^2} - \frac{\sigma^2 B(t, T)^2}{4a} \right]$$

donde los coeficientes a y b son, según la notación empleada en este artículo,

$$a = -\beta \quad b = -\frac{\alpha}{\beta}$$

(13) El modelo de Vasicek (1977) es precisamente este caso cuando sólo existe un factor.

(14) De hecho no sólo constante sino 0.

(15) Ver Hull (1997). Moreno (1996) presenta las mismas fórmulas pero con el precio de mercado del riesgo lineal en el tipo de interés.

La solución del precio de un bono bajo el supuesto de utilizar un proceso del tipo CIR SR sería, en términos generales, igual a la forma general del precio en el modelo de Vasicek pero $B(t,T)$ y $A(t,T)$ se calcularían de la siguiente manera:

$$B(t,T) = \frac{2(e^{\gamma(T-t)} - 1)}{(\gamma + a)(e^{\gamma(T-t)} - 1) + 2\gamma}$$

$$A(t,T) = \left[\frac{2\gamma e^{(a+\gamma)(T-t)/2}}{(\gamma + a)(e^{\gamma(T-t)} - 1) + 2\gamma} \right]^{2ab/\sigma^2}$$

donde

$$\gamma = \sqrt{a^2 + 2\sigma^2}$$

Para el resto de los modelos el cálculo del precio del bono se ha realizado utilizando procedimientos numéricos. Los principales procedimientos numéricos en finanzas son los basados en árboles binomiales, el procedimiento de la simulación de Monte Carlo¹⁶ y el método de las diferencias finitas, en sus dos versiones, implícitas y explícitas. Los cálculos que aparecen a continuación se basan en el procedimiento de las diferencias finitas implícitas¹⁷ que se ha aplicado utilizando un programa escrito en GAUSS. El procedimiento de la aproximación por diferencias finitas implícitas precisa de la definición de varios parámetros que controlan la finura del grid o número de puntos de discretización. Para discretizar la ecuación en diferencias finitas [3] hay que comenzar por discretizar el proceso $P(r,\tau)$. Sea $\tau(\max)$, r^- y r^+ tres escalares y k y h los pasos de discretización de τ y r respectivamente, la discretización de $P(.,.)$ implica definir

$$P(r_i, \tau_n) = u_i^n$$

$$r_i = r^- + ih$$

$$\tau_n = nk$$

Entonces se pueden aproximar las derivadas por las expresiones

$$P_r = \frac{\partial P}{\partial r} \approx \left(\frac{u_{i+1}^n - u_{i-1}^n}{2h} \right)$$

$$P_\tau = \frac{\partial P}{\partial \tau} \approx \left(\frac{u_i^n - u_i^{n-1}}{k} \right)$$

$$P_{rr} = \frac{\partial^2 P}{\partial r^2} \approx \left(\frac{u_{i-1}^n - 2u_i^n + u_{i+1}^n}{h^2} \right)$$

(16) El menos general, pues no permite el cálculo del precio de activos financieros donde se pueda ejercitar con anterioridad al vencimiento.

(17) Para una explicación más detallada de este procedimiento se puede consultar Hull (1997).

Sustituyendo estas aproximaciones en la ecuación [3] se deduce una fórmula recursiva que deriva en un sistema de ecuaciones¹⁸. Se ha utilizado el algoritmo tridiagonal para resolver el sistema matricial resultante.

Para comprobar la bondad de los resultados de esta aproximación se ha utilizado este procedimiento numérico para el caso del modelo de Vasicek (1977), en el cual, como se ha comprobado anteriormente, se conoce la solución analítica del precio del bono. Las diferencias aparecidas entre los dos métodos no superan el 0,001 en ninguno de los períodos.

El cuadro 6 muestra el precio de un bono para distintos procesos estimados¹⁹ y tipo de interés inicial. Como se puede comprobar en el bono a dos años las diferencias de valoración para procesos dinámicos alternativos de los tipos de interés son muy pequeñas. En el bono a cinco años, sin embargo, se producen mayores diferencias. Si se valora dicho bono suponiendo un tipo de interés inicial del 6%, su precio oscila desde el valor de 0,75 que se obtiene suponiendo un proceso del tipo CIR VR hasta el 0,69 que se obtiene utilizando un proceso subyacente para el tipo de interés como el propuesto por Vasicek (1977). Sin embargo, cuanto mayor es el tipo de interés inicial, menor es la diferencia en los precios obtenida usando los diferentes procesos.

6. CONCLUSIONES

Este estudio analiza las características estocásticas de los tipos de interés a corto plazo en España con referencia a los procesos más comunmente utilizado en la literatura financiera. La especificación general considerada permite la existen-

Cuadro 6: PRECIO DE UN BONO

	r0	VASICEK	CIR SR	GBM	CIR VR	GENERAL
2 Años	0,06	0,8779	0,8856	0,8875	0,8880	0,8835
	0,09	0,8312	0,8346	0,8361	0,8390	0,8338
	0,12	0,7869	0,7866	0,7877	0,7870	0,7869
5 Años	0,06	0,6994	0,7347	0,7438	0,7580	0,7240
	0,09	0,6203	0,6351	0,6417	0,6590	0,6309
	0,12	0,5502	0,5490	0,5537	0,5610	0,5500

(18) Ver Hull (1997). En este artículo el valor que regula el grid se han fijado en 500 puntos de discretización, lo que se considera suficientemente fino para obtener resultados bastante aproximados.

(19) Los estimadores se han obtenido a partir de los tipos de interés expresados en tanto por uno.

cia de heteroscedasticidad condicional dependiente del nivel del tipo de interés. La estimación hace uso del Método Generalizado de los Momentos como técnica econométrica básica. Los resultados de la estimación muestran como los modelos iniciales, que no consideran diferencias entre el período anterior y posterior a la entrada de la peseta en el SME, tienen problemas de especificación en la mayor parte de los casos. Además, confirman que el valor del parámetro que mide la intensidad del efecto del nivel del tipo de interés sobre la volatilidad es superior a 1, como se encontraba en el caso americano. Sin embargo, y a diferencia del caso de Estados Unidos respecto al período del experimento monetarista, en el caso español se observa una clara ruptura en el proceso generador de los tipos de interés con la entrada de España en el SME y se obtienen parámetros de la intensidad del efecto nivel sobre la volatilidad que son muy cercanos a 1.

Respecto a la valoración de activos se comprueba que, aunque el efecto sobre los precios de los bonos a dos años de los distintos modelos estimados del tipo de interés a corto plazo sea muy pequeño, las diferencias son apreciables si se valora un bono a cinco años.



REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- Aït-Sahalia, Y. (1996): "Testing Continuous Time Models of the Spot Interest Rate", *Review of Financial Studies*, 9, págs. 527-560.
- Andersen, T. y J. Lund (1997): "Estimating Continuous-Time Volatility Models of the Short Term Interest Rate", *Journal of Econometrics*, 77, págs. 343-377.
- Balduzzi, P., Das, S. y S. Foresi (1997): "The Central Tendency: a Second Factor in Bond Yields", National Bureau of Economic Research, Working Paper 6.325.
- Bergstrom, A. (1983): "Gaussian Estimation of Structural Parameters in Higher Order Continuous Time Dynamic Models", *Econometrica*, 51, págs. 117-152.
- Bergstrom, A. (1984): "Continuous Time Stochastic Models and Issues of Aggregation Over Time", en Griliches e Intriligator (Editores), *Handbook of Econometrics (vol II)*, Elsevier Science.
- Broze, L., Scaillet, O. y J. Zakoian (1995): "Testing for Continuous Time Models of the Short Term Interest Rate", *Journal of Empirical Finance*, 2, págs. 199-223.
- Brennan, M. y E. Schwartz (1980): "Analyzing Convertible Bonds", *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 15, págs. 907-929.
- Brenner, R., Harjes, R. y K. Kroner (1996): "Another Look at Models of the ShortTerm Interest Rate", *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 31, págs. 85-107.
- Buser, S., Hendeshott, P. y A. Sanders (1990): "Determination of the Value of Call Options on Default-free Bonds", *Journal of Business*, 63, 1.
- Campbell, J. (1986): "A Defense of Traditional Hypothesis about the Term Structure of Interest Rates", *Journal of Finance*, 41, págs. 183-193.
- Chan, K., Karolyi, A., Longstaff, F. y A. Sanders (1992): "An Empirical Comparison of Alternative Models of the ShortTerm Interest Rate," *Journal of Finance*, 47, 3, págs. 1.209-1.226.
- Cox (1975): Notes on Option Pricing, Working Paper, Stanford University.

- Cox, J. Ingersoll, J. y S. Ross (1980): "An Analysis of Variable Rate Loan Contracts", *Journal of Finance*, 35, págs. 389-403.
- Cox, J. Ingersoll, J. y S. Ross (1985): "A Theory of the Term Structure of the Interest Rates", *Econometrica*, 53, págs. 385-407.
- Dothan, U. (1978): "On the Term Structure of Interest Rates", *Journal of Financial Economics*, 6, págs. 59-69.
- Gray, S. (1996): "Modelling the Conditional Distribution of Interest Rates as a Regime Switching Process", *Journal of Financial Economics*, 42, págs. 27-62.
- Hamilton, J. (1994): *Time Series Analysis*, Princeton University Press.
- Hansen, L.P. (1982): "Large Sample Properties of the Generalized Method of Moments Estimators", *Econometrica*, 50, págs. 1.029-1.054.
- Hull, J. (1997): *Options, Futures and other Derivatives*, Third Edition, Prentice Hall.
- Longstaff, F. y E. Schwartz (1992): "Interest Rate Volatility and the Term Structure: a Two Factor General Equilibrium Model", *Journal of Finance*, 47, págs. 1.259-1.282.
- Merton, R. (1973): "Theory of Rational Option Pricing", *Bell Journal of Economics and Management Science*, 4, págs. 141-183.
- Montalvo, J. G. y E. Shioji (1997): "Monetary Policy Transmission in the EMS: a VAR Approach", Instituto Valenciano de Investigaciones Económicas, Working Paper 97-11.
- Moreno, M. (1996): "A Two Mean Reverting-Factors Model of the Term Structure of Interest Rates", Discussion Paper 23, Universitat Pompeu Fabra.
- Newey, W. y K. West (1987a): "A Simple Positive Semidefinite Heteroskedasticity and Autocorrelation Consistent Covariance Matrix", *Econometrica*, 55, págs. 703-708.
- Newey, W. y K. West (1987b): "Hypothesis testing with Efficient Method of Moments Estimators", *International Economic Review*, 28, págs. 777-787.
- Nowman, K. (1997): "Gaussian Estimation of Single-Factor Continuous Time Models of the Term Structure of Interest Rates", *Journal of Finance*, 52, 4, págs. 1.695-1.706.
- Pantula, S., González, G. y W. Fuller (1994): "A Comparison of Unit Root Test Criteria", *Journal of Business and Economic Statistics*, págs. 449-459.
- Phillips, P.C.B. y P. Perron (1988): "Testing for Unit Roots in Time Series Regression", *Biometrika*, págs. 335-346.
- Sanders, A. y H. Unal (1988): "On the Intertemporal Behavior of the Short Term Rate of Interest", *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 23, págs. 417-423.
- Vasicek, O. (1977): "An Equilibrium Characterization of the term structure", *Journal of Financial Economics*, 5, págs. 177-188.
- Vetzal, K. (1997): "Stochastic Volatility, Movements in Short Term Interest Rates and Bond Options Values", *Journal of Banking and Finance*, 21, págs. 169-196.

Fecha de recepción del original: marzo, 1997

Versión final: septiembre, 1998

ABSTRACT

This article analyzes the evolution of short term interest rates in Spain. Several alternative theories have been proposed in the literature to capture the evolution of these rates. On the basis of continuous time dynamic models we obtain and estimate a discrete time specification using the generalized moments method. The analysis also considers the possibility of a structural break in the mean and the variance of the process caused by the entrance of Spain into the European Monetary System. The results, in contrast to the findings for other countries with respect to structural breaks in short term interest rates, show the importance of the entrance of Spain into the EMS on the generating process of short term these rates. The paper also analyzes the effect of the different models and parameter estimates on the valuation of bonds.

Keywords: short term interest rate, generalized moments method, continuous time processes.