

## **Análisis de las relaciones entre el tipo de interés a corto plazo y su incertidumbre en Alemania, España y Suiza**

\*IGLESIAS VÁZQUEZ, E.M. y \*\*ARRANZ PÉREZ, M.

*\*Department of Economics, School of Business and Economics, University of Exeter (Reino Unido). \*\*Departamento de Economía Aplicada II. Facultad de Ciencias Económicas y Empresariales. Universidad de A Coruña.*

Tel.: 981 16 70 00-Fax: 981 16 70 70 • \*\*e-mail:epy@udc.es

### RESUMEN

Este trabajo estudia las relaciones que existen entre el tipo de interés a corto plazo y su incertidumbre en tres países europeos, Alemania, España y Suiza, en el periodo 1975-99. Seleccionando en cada país el modelo que mejor predicción muestral ofrece de la volatilidad, entre 7 diferentes estructuras que estimamos, mostramos como la incertidumbre que se ha generado en España y Alemania ha seguido una evolución muy similar, mientras que el caso de Suiza es completamente diferente. También se pone de manifiesto que, mientras que la volatilidad del tipo de interés en España parece tener información muy relevante en su modelización univariante, en Alemania no se encuentra esa relación; en Suiza, la incertidumbre recoge también información importante, aunque no tiene la misma relevancia que en el caso de España.

**Palabras clave:** Modelización de tipos de interés, causalidad de Granger.

### ABSTRACT

This paper investigates the relationship between the short-term interest rate and its uncertainty in three european countries, Germany, Spain and Switzerland from 1975-99. Selecting in each country the model that offers the best forecast in sample of the volatility among 7 different structures, we will prove that the uncertainty has followed a very similar evolution in Spain and Germany, while in Switzerland it is completely different. Finally, we present evidence of the important information that uncertainty has in Spain for the univariate modelling of the interest rate, while in Germany this relationship does not exist. In Switzerland, uncertainty contains important information as well, although the role is not so important as in the case of Spain.

**Keywords:** Interest rates modelling, Granger causality.

Códigos UNESCO: 530202, 531206.

Artículo recibido el 14 de julio de 2000. Aceptado el 8 de enero de 2001.

## **1. Introducción**

Siguiendo a Brennan y Schwartz (1982), Dietrich-Campbell y Schwartz (1986), Sanders y Unal (1988) y Chan, Karolyi, Longstaff y Sanders (CKLS) (1992), consideramos la estruc-

tura general en tiempo discreto (denominada modelo en NIVELES por Brenner, Harjes y Kroner (1996)) definida por (1) y (2):

$$r_{t+1} - r_t = \alpha + \beta r_t + \varepsilon_{t+1} \quad (1)$$

$$E[\varepsilon_{t+1} / I_t] = 0 \quad E[\varepsilon_{t+1}^2 / I_t] = \sigma^2 r_t^{2\gamma} \quad (2)$$

donde  $r_t$  es el nivel del tipo de interés, y  $\mathbf{a}, \mathbf{b}, \mathbf{s}$  y  $\mathbf{g}$  son los parámetros. Imponiendo diferentes restricciones, este modelo es capaz de recoger 8 diferentes especificaciones que han sido propuestas en la literatura:

- Merton (1973): parámetros  $\mathbf{b}$  y  $\mathbf{g}$  igual a 0.
- Vasicek (1977): parámetro  $\mathbf{g}$  igual a 0.
- Cox, Ingersoll y Ross (CIR SR) (1985): parámetro  $\mathbf{g}$  igual a 0.5.
- Dothan (1978): parámetros  $\mathbf{a}$  y  $\mathbf{b}$  igual a 0, y  $\mathbf{g}$  igual a 1.
- Black y Scholes (1973) (GBM): parámetro  $\mathbf{a}$  igual a 0, y  $\mathbf{g}$  igual a 1.
- Brennan y Schwartz (1980): parámetro  $\mathbf{g}$  igual a 1.
- Cox, Ingersoll y Ross (1980) (CIR-VR): parámetros  $\mathbf{a}$  y  $\mathbf{b}$  igual a 0, y  $\mathbf{g}$  igual a 1.5.
- y Cox y Ross (CEV) (1976): parámetro  $\mathbf{a}$  igual a 0.

El objetivo de este trabajo es la modelización univariante del tipo de interés a corto plazo. Debido a la complejidad que ello supone, será muy útil saber si la propia incertidumbre de los tipos de interés puede tener información acerca de su evolución. En el apartado 2 exponemos la metodología que vamos a utilizar para la estimación del modelo en NIVELES. Modificaremos ligeramente la ecuación (1) para incorporar la primera diferencia de las series en la ecuación de la media. En el punto 3 se detallan los datos utilizados y los resultados de la estimación. En el apartado 4, con el modelo seleccionado, analizamos la causalidad de Granger del tipo de interés con su incertidumbre (siguiendo la metodología de Grier y Perry (1998)). Hay evidencia empírica de que aunque el modelo que genera mejor la incertidumbre de los tipos de interés, tanto para Alemania como para España es el mismo, esa información es sólo útil para España al modelizar el tipo de interés; en el caso de Suiza, la especificación seleccionada es diferente y sólo se encuentra una relación de causalidad de Granger en un plazo más largo. El apartado 5 resume las principales conclusiones.

## 2. Metodología

En la línea del modelo de CKLS (1992), especificamos un sistema de ecuaciones ((3) y (4)) que incorpora la primera diferencia de los tipos de interés ( $R_t$ ) en la ecuación de la media.

Hemos realizado esta modificación apoyándonos en el hecho de que la raíz unitaria en nuestras series de datos, se ha mostrado más evidente que en las series de datos estadounidenses con las cuales el modelo fue originariamente aplicado.

$$r_{t+1} - r_t = \alpha + \beta R_t + \varepsilon_{t+1} \quad (3)$$

$$E[\varepsilon_{t+1} / I_t] = 0 \quad E[\varepsilon_{t+1}^2 / I_t] = \sigma^2 r_t^{2\gamma} \quad (4)$$

Elegimos para la estimación del sistema, el método generalizado de momentos (MGM) porque estimamos 9 diferentes estructuras posibles del tipo de interés y, este método, permite considerar diferentes distribuciones para la variable dependiente (cambios en los tipos de interés) en cada modelo; esto supone una ventaja respecto de la estimación máximo verosímil que es la habitual en los modelos de volatilidad estocástica. Los estimadores del MGM y sus desviaciones estándar son consistentes incluso si las perturbaciones  $\varepsilon_{t+1}$  son condicionalmente heteroscedásticas. Además, en este caso, estimamos un modelo que originariamente ha sido diseñado en tiempo continuo con datos en tiempo discreto (problema de agregación), y el MGM ha demostrado buenas propiedades en estas situaciones (CKLS (1992)) frente a métodos alternativos.

Se pretende estimar el modelo dado en (3) y (4) como un conjunto de restricciones sobreidentificadas en un sistema de ecuaciones de momentos. Siguiendo a CKLS (1992), se requiere que  $\varepsilon_{t+1}$  y  $\varepsilon_{t+1}^2 - \sigma^2 r_t^{2\gamma}$  sean ortogonales al vector de instrumentos  $[1, R_t]$ . De esta manera, se puede definir el vector  $f_t(\varepsilon)$ :

$$f_t(\mathbf{q}) = E \begin{bmatrix} \varepsilon_{t+1} \\ \varepsilon_{t+1} R_t \\ \varepsilon_{t+1}^2 - \sigma^2 r_t^{2\gamma} \\ (\varepsilon_{t+1}^2 - \sigma^2 r_t^{2\gamma}) R_t \end{bmatrix}$$

donde  $\mathbf{q} = [\mathbf{a}, \mathbf{b}, \mathbf{s}^2, \mathbf{g}]$ . Bajo la hipótesis nula de que (3) y (4) se cumplen, entonces  $E[f_t(\mathbf{q})] = 0$ . El MGM consiste en reemplazar  $E[f_t(\mathbf{q})] = 0$  por su contrapartida muestral  $g_T(\mathbf{q})$ , donde  $T$  es el tamaño muestral:

$$g_T(\mathbf{q}) = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T f_t(\mathbf{q})$$

y entonces se eligen las estimaciones de los parámetros que minimizan la forma cuadrática  $J_T(\mathbf{q})$ :

$$J_T(\mathbf{q}) = \mathbf{g}'_T(\mathbf{q})W_T(\mathbf{q})\mathbf{g}_T(\mathbf{q})$$

donde  $W_T(\mathbf{q})$  es la matriz de ponderación. Hansen (1982) demuestra que eligiendo  $W_T(\mathbf{q}) = S^{-1}(\mathbf{q})$ , donde  $S(\mathbf{q}) = E[f_t(\mathbf{q})f_t'(\mathbf{q})]$ , se obtienen los estimadores de  $\mathbf{q}$  con la matriz de covarianzas asintóticamente mas pequeña. Este es el procedimiento que también seguiremos en este artículo.

### 3. Resultados de la estimación

Los datos utilizados corresponden a observaciones mensuales de tipos de interés nominal a tres meses de vencimiento en Alemania, España y Suiza, que han sido obtenidos de la base Datastream<sup>1</sup>. El periodo muestral cubre desde enero de 1975 a marzo de 1999. Para España, la serie sólo estaba disponible desde enero de 1992 en dicha base de datos. Las observaciones desde enero de 1977 nos han sido facilitadas por el Servicio de Estudios del Banco de España<sup>2</sup> (ambas series se mostraron homogéneas en el periodo en el que se superponen). Los resultados de los contrastes de estacionariedad de Dickey-Fuller Aumentado (ADF) (1979) y Phillips-Perron (PP) (1988) confirman la no estacionariedad de la serie en niveles ( $r_t$ ) y la estacionariedad de la serie en primeras diferencias ( $R_t$ )<sup>(3)</sup>. Driffill, Psadarakis y Sola (1997) analizaron los tipos de interés a un mes de vencimiento (la evolución de las series a tres meses es muy similar a la evolución de las series a un mes, aunque con menos ruido) en el Reino Unido y en los Estados Unidos y encontraron que para la primera diferencia de la serie, el valor de ADF es  $-13.73$  y  $-9.88$  respectivamente, indicando que es más difícil rechazar la raíz unitaria de las series en los Estados Unidos que en el Reino Unido. Las series de tipos de interés de todos los países analizados en este trabajo reflejan esta característica común al Reino Unido, con valores absolutos de los estadísticos superiores a 13. Los resultados de la estimación, sin incorporar restricciones e incorporándolas, para las

1. Los códigos de cada una de las series en dicha base de datos se corresponden con ECSWF3M (para Suiza), ECWGM3M (Alemania) y ECESP3M (España).

2. Datos correspondientes a los tipos medios de las operaciones a 3 meses en el mercado interbancario de depósitos no transferibles.

3. El PP se lleva a cabo usando un «Barlet Kernel» con el parámetro de retardo igual a 12. En las series en niveles se ha incorporado tanto la tendencia como una media diferente de cero, y en las series en primeras diferencias solo se ha permitido una media diferente de cero (Driffill et al (1997)).

series de tipos de interés en Alemania, España y Suiza se muestran en las tablas 1, 2 y 3<sup>4</sup> respectivamente. En este modelo, a diferencia del modelo original de CKLS, no existe el problema de la reversión de la media debido a la inclusión de la no-estacionariedad del nivel de la serie siempre en la ecuación de la media.

**Tabla 1: Resultados de la estimación de los distintos modelos en Alemania.**

Modelo	a	b	s <sup>2</sup>	g	R <sub>2</sub> <sup>2</sup>
Sin restringir	0.0038 (0.13)	0.1099 (1.15)	4.5×10 <sup>-7</sup> (0.02)	2.9840 (0.40)	0.010536
Merton	-0.0006 (-0.01)	0.0	0.1777 (6.33)	0.0	0.000000
Vasicek	0.0036 (0.09)	0.0881 (1.57)	0.1845 (6.46)	0.0	0.000000
CIR SR	0.0040 (0.10)	0.0942 (1.66)	0.0269 (6.53)	0.5	0.004984
Dothan	0.0	0.0	0.0033 (6.43)	1.0	0.006272
GBM	0.0	0.0992 (1.74)	0.0034 (6.56)	1.0	0.006272
Brennan-Schwartz	0.0042 (0.11)	0.0993 (1.73)	0.0034 (6.39)	1.0	0.006272
CIR VR	0.0	0.0	0.0003 (6.14)	1.5	0.007755
CEV	0.0	0.1102 (1.73)	3.4×10 <sup>-7</sup> (0.02)	3.0431 (0.40)	0.010564

4. Entre paréntesis los valores de los estadísticos.

**Tabla 2: Resultados de la estimación de los distintos modelos en España.**

Modelo	a	b	s <sup>2</sup>	g	R <sub>2</sub> <sup>2</sup>
Sin restringir	0.0246 (0.37)	0.2056 (1.81)	1.8×10 <sup>-7</sup> (0.09)	2.8768 (1.65)	0.103900
Merton	-0.0526 (-0.74)	0.0	0.9205 (4.31)	0.0	0.000000
Vasicek	0.0779 (2.15)	0.2483 (2.19)	0.7807 (3.97)	0.0	0.000000
CIR SR	0.0726 (1.97)	0.2405 (2.13)	0.1270 (4.04)	0.5	0.015938
Dothan	0.0	0.0	0.0093 (4.92)	1.0	0.032273
GBM*					
Brennan-Schwartz	0.0660 (1.71)	0.2318 (2.05)	0.0084 (4.12)	1.0	0.032735
CIR VR	0.0	0.0	0.0005 (5.09)	1.5	0.053021
CEV	0.0	0.1988 (1.78)	2.5×10 <sup>-8</sup> (0.10)	3.2052 (2.07)	0.113376

\*Para este modelo no se pudo conseguir la convergencia

**Tabla 3: Resultados de la estimación de los distintos modelos en Suiza.**

Modelo	a	b	s <sup>2</sup>	g	R <sub>2</sub> <sup>2</sup>
Sin restringir	0.0280 (0.57)	0.0310 (0.65)	0.5439 (0.59)	-0.1054 (-0.19)	0.003213
Merton	0.0297 (0.51)	0.0	0.3841 (7.28)	0.0	0.000000
Vasicek	0.0274 (0.56)	0.0352 (0.87)	0.3866 (7.33)	0.0	0.000000
CIR SR	0.0256 (0.53)	0.0447 (1.10)	0.0662 (7.10)	0.5	0.010291
Dothan	0.0	0.0	0.0093 (6.81)	1.0	0.013445
GBM	0.0	0.0489 (1.21)	0.0093 (6.91)	1.0	0.013445
Brennan-Schwartz	0.0247 (0.51)	0.0479 (1.16)	0.0096 (6.69)	1.0	0.013445
CIR VR	0.0	0.0	0.0012 (6.41)	1.5	0.015817
CEV	0.0	0.0317 (0.65)	0.4996 (0.53)	-0.0865 (-0.14)	0.003465

Nuestro interés se centra en la elección del modelo que ofrece una mejor medida de la volatilidad, exclusivamente, en el período muestral. Es por ello, por lo que la selección se ha hecho con el criterio  $R_2^2$  más alto, definido por CKLS (1992, p. 1219) como “la proporción de la variación total en los cambios al cuadrado del tipo de interés, que viene explicada por la medida de la volatilidad condicionada”. Los modelos Merton y Vasicek son procesos donde la volatilidad condicional es constante en todo el período muestral ( $R_2^2 = 0$ ), por lo que no entrarán en nuestro proceso de selección, y los resultados de su estimación sólo se ofrecen a título ilustrativo.

Hemos conseguido la convergencia en todos los modelos excepto el GBM en España. Sin embargo, los modelos Dothan, GBM y Brennan-Schwartz tienden a tener un valor de  $R_2^2$  muy similar, por lo que conociendo los resultados en dos de ellos, se puede mantener el supuesto de que el modelo GBM no ofrecería una mejor explicación de la volatilidad que el modelo que, finalmente, ha sido seleccionado.

El modelo elegido en cada país se corresponde con aquel donde  $g \geq 1$ , confirmando el hecho puesto de manifiesto por CKLS (1992) de que estos modelos capturan mejor la dinámica del tipo de interés. A pesar de que no podemos conocer el valor crítico para contrastar la significatividad de los coeficientes, el alto valor absoluto que el coeficiente  $g$  presenta en el caso de España, junto con el valor próximo a 2 del estadístico parece mostrar clara evidencia de su importancia en el modelo. Además, también para este país encontramos el porcentaje más alto de explicación de la volatilidad (11.33%).

La selección de los modelos de acuerdo con el criterio fijado nos lleva a la elección del CEV en Alemania y España y el CIR VR en Suiza. El contraste  $c^2$  de bondad del ajuste sugiere, en todos los casos, que los modelos seleccionados no pueden ser rechazados a los niveles convencionales de significación.

Intuitivamente, el hecho de que los modelos que mejor ajustan la evolución muestral de la volatilidad (que puede ser utilizada como proxy de la incertidumbre del tipo de interés) sean los mismos en España y Alemania, sugiere que dicha incertidumbre ha sido generada de una forma similar en ambos países. Sin embargo en el siguiente apartado, veremos como la incertidumbre se comporta de diferente manera en su relación con la evolución del tipo de interés.

En el caso de Suiza, los resultados estimados para los parámetros del modelo CIR VR, permiten notar cómo la volatilidad se genera en un proceso muy diferente al de los países anteriores.

Los gráficos 1, 2 y 3 muestran la evolución de las primeras diferencias del tipo de interés (denominada “variable”) con la desviación condicional estándar (denominada “standev”), utilizando para cada país el modelo seleccionado.

Gráfico 1

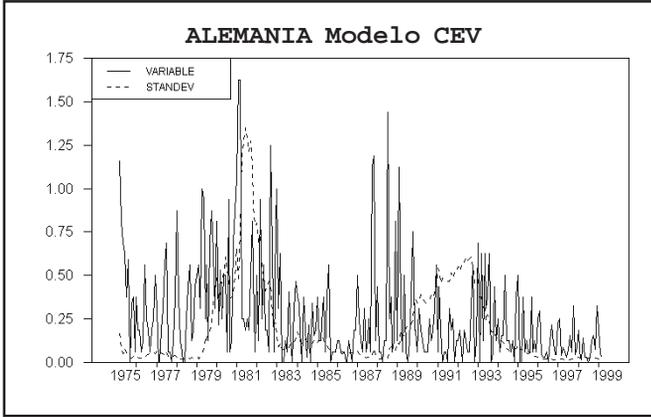


Gráfico 2

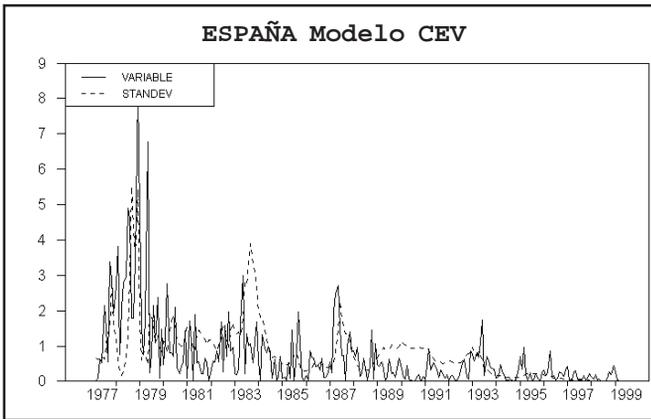
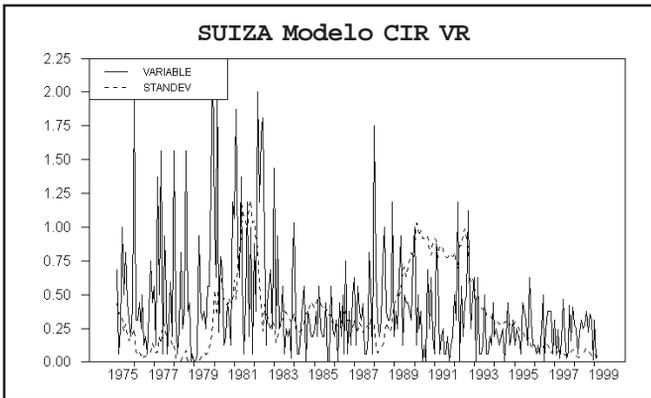


Gráfico 3



#### 4. Contrastes de causalidad de Granger

En la tabla 4 se muestran los resultados del contraste: la incertidumbre no Granger-causea el tipo de interés. Mientras que en España la incertidumbre posee información muy relevante acerca de la evolución del tipo de interés (a 4 retardos incluso se pone de manifiesto que incrementos en la incertidumbre tienden a reducir significativamente los tipos de interés), en Alemania no existe esa relación. En Suiza se encuentra evidencia muy en el largo plazo (en 1 año), y además no se muestra significativa, por lo que no podemos pronunciarnos sobre la dirección de la causalidad.

**Tabla 4:  $H_0$ : La incertidumbre del tipo de interés no Granger-causea el tipo de interés.**

<i>País</i>	<i>Contraste de causalidad</i>		
<u>Alemania (CEV)</u>			
4 Retardos	1.59283	(0.176369)	
8 Retardos	1.17509	(0.314290)	
12 Retardos	1.49440	(0.126250)	
<u>España (CEV)</u>			
4 Retardos	8.49204	(0.000001)	(*) (-)
8 Retardos	7.92816	(0.000000)	(*)
12 Retardos	6.46530	(0.000000)	(*)
<u>Suiza (CIR-VR)</u>			
4 Retardos	1.78773	(0.131435)	
8 Retardos	1.86802	(0.065219)	
12 Retardos	2.23758	(0.010673)	(*)

Los asteriscos indican que la hipótesis nula es rechazada a niveles convencionales de significación. Entre paréntesis aparecen los valores de la probabilidad a partir de la cual rechazamos la hipótesis nula. El signo (-) indica que la suma de los coeficientes correspondientes a la incertidumbre retardada es negativa y significativa.

#### 5. Conclusiones

Este trabajo presenta una revisión del modelo en NIVELES aplicado a 3 países europeos. El interés del mismo, se centra en el análisis muestral del comportamiento de la volatilidad en el período 1975-99.

Mientras que la característica acerca de la introducción del nivel del tipo de interés en la ecuación de la varianza permanece en el modelo, nosotros introducimos la primera diferen-

cia de la serie siempre en la ecuación de la media, debido a la presencia de una raíz unitaria en los tipos de interés, más evidente en nuestras series, que en las series utilizadas en la originaria aplicación del modelo.

Se ha obtenido evidencia estadística de las diferentes relaciones entre el tipo de interés y su incertidumbre cuando se utiliza un análisis univariante en la modelización de las series. Mientras que España y Alemania han tenido una evolución similar en su incertidumbre, tan sólo en España esta evolución parece ser útil para la modelización del tipo de interés. Por otro lado, en Suiza la evolución de la incertidumbre tiene un comportamiento totalmente diferente. En este país, aunque la incertidumbre posee información acerca de la evolución del tipo de interés, su papel no es tan importante como en el caso de España.

### Agradecimientos

El primer autor desea agradecer el apoyo financiero por parte de la Fundación Caixa Galicia.

### Bibliografía

- BLACK F. and M. SHOLES (1973) "The Pricing of Options and Corporate Liabilities", *Journal of Political Economy* 81, 637-654.
- BRENER, R.J., HARJES, R.H. and KRONER, K.F. (1996), "Another look at Models of the Short-Term Interest Rate", *Journal of Financial and Quantitative Analysis* 31, 1, 85-107.
- BRENNAN, M.J. and E.S. SCHWARTZ (1980), "Analysing Convertible Bonds", *Journal of Financial and Quantitative Analysis* 15, 907-929.
- BRENNAN, M.J. and E.S. SCHWARTZ (1982), "An Equilibrium Model of Bond Pricing and a Test of Market Efficiency", *Journal of Financial and Quantitative Analysis* 17, 75-100.
- COX, J.C., INGERSOLL J.E. and ROSS S.A. (1980), "An Analysis of Variable Rate Loan Contracts", *Journal of Finance* 35, 389-403.
- COX, J.C., INGERSOLL J.E. and ROSS S.A. (1985), "A Theory of the Term Structure of Interest Rates", *Econometrica* 53, 385-407.
- COX, J.C. and S.A. ROSS (1976), "The Valuation of Options for Alternative Stochastic Processes", *Journal of Financial Economics* 3, 145-166.
- CHAN, K.C., KAROLYI, G.A., LONGSTAFF, F.A. and SANDERS A.B. (1992), "An Empirical Comparison of Alternative Models of the Short-term Interest Rate", *The Journal of Finance*, Vol XLVII, 3, 1209-1227.
- DICKEY, D.A. and FULLER, W.A. (1979), "Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root", *Journal of the American Statistical Association*, Vol 74, 427-31.

- DIETRICH-CAMPBELL B. and E.S. SCHWARTZ (1986), "Valuing Debt Options: Empirical Evidence", *Journal of Financial Economics* 16, 321-343.
- DOTHAN, U.L. (1978), "On the Term Structure of Interest Rates", *Journal of Financial Economics* 6, 59-69.
- DRIFILL, J., PSARADAKIS, Z. and SOLA, M. (1997), "A Reconciliation of Some Paradoxical Empirical Results on the Expectations Model of the Term Structure", *Oxford Bulletin of Economic and Statistics* 59, 1, 29-42.
- GRIER, K.B., and PERRY M.J. (1998), "On Inflation and Inflation Uncertainty in the G7 Countries", *Journal of International Money and Finance* 17, 671-689.
- HANSEN, L. P. (1982), "Large Sample Properties of Generalized Method of Moments Estimators", *Econometrica* 50, 1029-1054.
- MERTON, R.C. (1973), "Theory of Rational Option Pricing", *Bell Journal of Economics and Management Science* 4, 141-183.
- PHILLIPS, P.C.B. and PERRON P. (1988), "Testing for a Unit Root in Time Series Regression", *Biometrika*, Vol 75, 335-46.