Revista de Economía Aplicada
ISSN: 1133-455X
rea@unizar.es
Universidad de Zaragoza
España

Revista de Economía Aplicada E A *Número 34 (vol. XII), 2004, págs. 85 a 99*

DURACIÓN Y CONVEXIDAD DE BONOS ESPAÑOLES SUJETOS AL RIESGO DE CRÉDITO

FRANCISCO ESCRIBANO SOTOS
Universidad de Castilla-La Mancha

El objetivo de este trabajo es estimar la sensibilidad del precio de los bonos no emitidos por el Estado frente a las variaciones de los tipos de interés y contrastar si esa sensibilidad es inferior o no a la de los títulos de Deuda Pública en el mercado español.

Para contrastar esta hipótesis se propone un modelo que analiza la sensibilidad de los precios arriesgados ante variaciones de los tipos de interés a través de dos factores, la duración efectiva y la convexidad. Las principales ventajas del análisis realizado son la posibilidad de determinar la sensibilidad de los precios arriesgados ante variaciones de los tipos de interés libres de riesgo en el mercado español y la construcción de un modelo de volatilidad condicional que supera los habituales modelos lineales de varianza constante.

Palabras clave: duración arriesgada, convexidad, estructura temporal de los tipos de interés (ETTI), renta fija arriesgada, riesgo de interés y riesgo de insolvencia.

Clasificación JEL: G19, E43.

La duración se utiliza como herramienta para la gestión del riesgo de interés en activos de renta fija desde los trabajos de Maculay (1938) y Hicks (1939). Ahora bien, el desarrollo definitivo, extensión y aplicación de la medida de la duración no se produce hasta la década de 1980, Tanya (1999).

La noción tradicional de duración supone que los flujos de caja generados por un título de renta fija están determinados a priori. Sin embargo, este hecho no se cumple cuando se trabaja con títulos de renta fija sujetos al riesgo de insolvencia. En este caso la incertidumbre en la determinación de la cuantía y en el vencimiento de los flujos de caja, afecta al impacto que las variaciones del tipo de interés tiene en el precio del activo arriesgado y, por consiguiente, a la cuantía de la duración de estos títulos.

El objetivo de este trabajo es estudiar la sensibilidad de los precios arriesgados ante variaciones de los tipos de interés en el mercado español. Esto es, determinar si en el mercado español la duración arriesgada, como medida de la sensibilidad de los precios arriesgados a los movimientos de la curva de tipos sin riesgo de insolvencia, es mayor o menor que la duración de Macaulay.

La literatura existente sobre sensibilidad del precio de los activos arriesgados ante variaciones de los tipos de interés se divide entre los modelos que surgen de un marco teórico de valoración de activos contingentes y los que no surgen de este marco teórico.

Entre los primeros los más significativos son: Chance (1990), Leland (1994), Leland y Toft (1996), Longstaff y Schwartz (1995), Nawalkha (1996) y Babbel, Merrill y Panning (1997).

Y de los que no se basan en la teoría de valoración de opciones cabe destacar los de Bierwag (1987), Bierwag y Kaufman (1988), Fons (1990), Abbas y Pluyène (1991) y Fooladi, Roberts y Skinner (1997).

Sin embargo, no hay consenso acerca de cual es el mejor modelo para medir la sensibilidad de los precios arriesgados. Longstaff y Schwartz (1995) y Duffee (1999) obtienen que el precio de los bonos arriesgados es menos sensible a las variaciones de los tipos de interés que los bonos sin riesgo. La razón de esta menor sensibilidad se debe al efecto del riesgo de insolvencia y a la correlación negativa que se observa entre tipos de interés y riesgo de insolvencia. O bien, como plantea Fons (1990), a causas específicas de la empresa y efectos macroeconómicos.

Estas razones, que parecen convincentes para el mercado estadounidense, no son tan claras para el mercado español, debido al bajo número de insolvencias que se han producido y a que la mayoría de las emisiones consideradas son inversiones con la mejor calificación crediticia.

El trabajo se estructura en cuatro secciones. En la primera sección se describe el análisis propuesto para medir la sensibilidad de los precios ante variaciones de los tipos de interés aplicable al mercado español. En la segunda sección se presentan los datos utilizados, la tercera recoge los resultados obtenidos y en la cuarta se realiza, a modo de conclusión, una valoración del análisis realizado y las contribuciones que se realizan para mejorar el conocimiento del mercado español de renta fija arriesgada.

1. Metodología

El trabajo parte del concepto de elasticidad precio de Hicks (1939), que proporciona una medida de la sensibilidad del precio de un activo frente a las variaciones del tanto interno de rentabilidad (TIR, en adelante). Fisher (1966) y Hopewell y Kaufman (1973) amplían el planteamiento de Hicks y establecen formalmente la relación funcional entre precios y tanto interno de rentabilidad con la duración. Es decir, entre duración y riesgo de precio que se expresa como:

$$\frac{dP_t^k}{P_t^k} \cong -\frac{D_t^k}{(1+y_t^k)}(dy_t^k) \qquad [1]$$

donde: P_t^k denota el precio del título k en la fecha t, y_t^k es el TIR del título k en la fecha t y D representa la duración del título arriesgado tal y como la definió Macaulay (1938), (calculada con su TIR).

Esta expresión es el punto de partida para analizar la sensibilidad de los precios arriesgados ante variaciones de los tipos de interés. Pero como dy_t recoge las variaciones en los tipos de interés libres de riesgo y los diferenciales de rentabilidad, es necesario aislar los efectos de las variaciones de los tipos de interés libres del riesgo de insolvencia. Así, sea un bono que genera la siguiente corriente de pagos: $\{(C_1 t_1), (C_2 t_2) \ldots (C_n t_n)\}$.

Dado que $P_t = P_t\,(i_t, r_t)$, donde i_t es el TIR de un bono libre del riesgo de insolvencia que genera los mismos flujos de caja que el bono arriesgado y r_t es el diferencial de rentabilidad, por lo que $y_t = i_t + r_t$, y por tanto:

$$dP_t = \frac{\partial P_t}{\partial i_t} di_t + \frac{\partial P_t}{\partial r_t}\frac{dr_t}{di_t} di_t \qquad [2]$$

$$\frac{dP_t}{P_t} = -\frac{D_t}{1+y_t} di_t - \frac{D_t}{1+y_t}\frac{dr_t}{di_t} di_t = -\frac{D_t}{1+y_t}\left(1+\frac{dr_t}{di_t}\right) di_t \cong -\frac{D_t}{1+y_t}\alpha_t di_t \qquad [3]$$

donde el tipo de interés libre de riesgo, i_t, se obtiene a partir del precio teórico que tendría un bono del Estado de similares características al bono arriesgado. El precio teórico se calcula descontando los flujos de caja futuros al tipo de interés spot (obtenidos a partir de la ETTI estimada por Contreras, Ferrer, Navarro y Nave (1996)[1].

α_t recoge la sensibilidad del diferencial de rentabilidad frente a las variaciones del tipo de interés sin riesgo. Por tanto si:

-$\alpha_t > 1$, $dr_t/di_t > 0$, los aumentos de los tipos de interés libres de riesgo implican incrementos del diferencial de rentabilidad.

-$\alpha_t = 1$, $dr_t/di_t = 0$, el diferencial de rentabilidad es independiente de las variaciones de los tipos de interés.

-$\alpha_t < 1$, $dr_t/di_t < 0$, los aumentos del tipo de interés provocan disminuciones del diferencial de rentabilidad.

Esta medida de la sensibilidad del diferencial de rentabilidad frente a las variaciones de los tipos de interés explica el aumento o disminución de la rentabilidad del precio de los bonos arriesgados frente a las variaciones de los tipos de interés.

Para profundizar en la relación entre precios y rendimientos se introduce el concepto de convexidad, definida como la segunda derivada del precio de un bono respecto el TIR, que consiste en el cambio porcentual de dP/dy dada una modificación en y. La introducción de este segundo factor, tal y como lo reflejan Ilmanen, McGuire y Warga (1994), contribuye al incremento marginal del coeficiente de determinación, ya que recoge la curvatura de la relación entre precios y TIR, es decir, introduce el efecto de las variaciones de la duración a cambios no esperados en el tipo de interés. El modelo bifactorial que se propone es el siguiente:

(1) Para un análisis más completo de la determinación del tanto interno de rentabilidad libre de riesgo ver Escribano (2001).

$$\frac{dP_t^k}{P_t^k} = -\alpha^K \frac{D_t^k}{(1+y_t^k)} di_t + c^k \frac{1}{2}\left[\frac{d^2 P_t}{dy_t^{k2}} \frac{1}{P_t}\right](dy_t)^2 + \varepsilon_t^k \qquad [4]$$

Dado que la mayoría de las variables financieras presentan una varianza cambiante a lo largo del tiempo se utiliza la metodología GARCH. En el mercado de renta fija estadounidense, Chan y Wu (1995) Duffee (1999) muestran que tanto los bonos del gobierno a largo plazo como los bonos empresariales de grado especulativo presentan un alto comportamiento heterocedástico condicional en sus errores. Por esta razón emplean procesos GARCH, que modelizan la volatilidad condicional cambiante con el tiempo de los rendimientos de los títulos de renta fija.

Bollerslev *et al.* (1992) y Alexander (1996) sostienen que el esquema más útil en la práctica es el GARCH (1,1), ya que es suficiente para capturar la heterocedasticidad condicional presente en los datos financieros. El modelo que se propone asume que el proceso GARCH (1,1) explica de forma adecuada el comportamiento de los rendimientos del mercado de renta fija arriesgada. La expresión del GARCH (1,1) se estructura en dos ecuaciones una para la media condicional y otra para la varianza condicional. Para las ecuaciones de la media condicional se puede demostrar que:

$$E(\varepsilon_t | x_{t-1}, x_{t-2}, \ldots) = 0 \qquad [5]$$

La expresión para el GARCH (1,1), considerando las dos posibles ecuaciones de la media condicional (ec. 3 y 4), es la siguiente:

$$R_t^k = -\frac{D_t^k}{1+y_t^k}\alpha_t^k di_t^k + \varepsilon_t^k \quad \text{ó} \quad R_t^k = -\frac{D_t^k}{1+y_t^k}\alpha_t^k di_t^k + c^k \frac{1}{2}\left[\frac{d^2 P_t}{dy_t^{k2}}\frac{1}{P_t}\right](dy_t^k)^2 + \varepsilon_t^k$$
$$Var_{t-1}(\varepsilon_t) = \theta_t^2 = a_0 + a_1 \varepsilon_{t-1}^2 + b_1 \theta_{t-1}^2 \qquad [6]$$

Para recoger la respuesta asimétrica de la volatilidad ante innovaciones de distinto signo se propone un modelo EGARCH (1,1) que tiene la virtud de que además de incluir los efectos asimétricos de las innovaciones de distinto signo sobre la volatilidad, el nivel de volatilidad depende del tamaño de las innovaciones y rendimientos. La varianza condicional del rendimiento arriesgado parametrizada mediante un proceso EGARCH de orden (1,1) adopta la siguiente representación:

$$\ln \sigma_t^2 = \omega + \alpha\left(\left|\frac{\varepsilon_{t-1}}{\sigma_{t-1}}\right| - (2/\pi)^{1/2}\right) + \beta \ln \sigma_{t-1}^2 + \gamma \frac{\varepsilon_{t-1}}{\sigma_{t-1}} \qquad [7]$$

donde: γ denota el coeficiente representativo de los efectos asimétricos y $\frac{\varepsilon_{t-1}}{\sigma_{t-1}}$ son los residuos estandarizados del modelo.

2. Datos Utilizados

El periodo de análisis es el comprendido entre enero de 1993 y diciembre de 1997. Se utilizan datos con frecuencia semanal de las operaciones de compraventa simple al contado de bonos y obligaciones arriesgados, es decir, emitidos por empresas e instituciones distintas al Estado y, por tanto, sujetas al riesgo de insolvencia. Los mercados donde se negocian son los siguientes: Bolsa de Madrid, Bolsa de Bilbao, AIAF Mercado de Renta Fija y Mercado de Deuda Pública Anotada de Otras Administraciones Públicas (MDPAOAP, en adelante).

Los datos se someten a un proceso de filtro similar al empleado por Sarig y Warga (1989), y en concreto, el filtro al que han sido sometidos es el siguiente:

1. Los precios utilizados son los medios diarios de las operaciones de compraventa simple al contado en el mercado de deuda pública anotada y AIAF. Para el mercado bursátil han sido los precios de cierre[2].
2. Son emisiones de amortización única, por lo que se eliminan todos aquellos títulos que se amortizan por reducción del nominal unitario o simplemente por amortización anticipada.
3. No se consideran las emisiones con pago de cupones variables o indiciados.
4. Se seleccionan aquellas emisiones que han cotizado un número mínimo de sesiones al año.
5. Se eliminan las emisiones bonificadas fiscalmente durante este periodo.
6. Se han eliminado los títulos cuyo plazo hasta la amortización es superior a 10 años, ya que en la estimación de la ETTI ninguno de los títulos considerados supera el límite de los 10 años, y por tanto considerar plazos superiores puede producir anomalías en los resultados.

Los datos finalmente elegidos para la realización del análisis empírico se resumen en el cuadro 1. La selección de los mismos incluye los más significativos de todos los mercados, clasificados por calificaciones crediticias, sectores, plazos hasta el vencimiento y número de observaciones.

3. Resultados obtenidos

3.1. Contraste por MCO de los modelos unifactorial y bifactorial autorregresivos

Si en el modelo inicial (ec.3) se introduce la hipótesis de que los residuos siguen un proceso autorregresivo de orden uno, AR(1), el modelo a contrastar, bajo este supuesto, es el siguiente:

$$\frac{dP_t}{P_t} = -\alpha_t \frac{D_t}{(1+y_t)} di_t + \varepsilon_t \qquad [8]$$

(2) Esto si bien puede provocar algunos problemas de asincronía en los datos, no parece que sea excesivamente relevante en el trabajo que aquí se realiza.

Cuadro 1: Títulos seleccionados y clasificación de los mismos

Título	Sigla	Mercado	Calif. Creditic.	Periodo hasta vencimiento	Sector Económico	Nº observ.
Argentaria	ARG	AIAF	AA-	De 6 mes. a 3,5 años.	Financiero	101
Gen.Valenciana	GVAL	AIAF	AA-	De 6 mes. a 3,5 años	Corporación Local	154
Telefónica	TLF1	AIAF	AA-	De 3,5 a 10 años	Servicios	64
CEPSA	CPS	AIAF	S.C.	De 3,5 a 10 años	Industrial	72
Inst. Crédito Oficial	ICO1	AIAF	AAA	De 6 mes. a 3,5 años	Financiero	91
Banco Cto. Local	BCL	AIAF	AA	De 3,5 a 10 años	Financiero	70
Radio Telev. Esp.	RTVE	AIAF	AAA	De 3,5 a 10 años	Servicios	65
RENFE	RFE1	AIAF	AA	De 3,5 a 10 años	Servicios	67
Inst. Crédito Oficial	ICO2	B. Madrid	AAA	Menos de 6 meses	Financiero	70
Inst. Crédito Oficial	ICO3	B. Madrid	AAA	Menos de 6 meses	Financiero	65
RENFE	RFE2	B. Madrid	AA	Menos de 6 meses	Servicios	119
Banco. Central. Hisp.	BCH	B. Madrid	A	De 6 mes. a 3,5 años	Financiero	101
Telefónica	TLF2	B. Madrid	AA-	De 6 mes. a 3,5 años	Servicios	133
Telefónica	TLF3	B. Madrid	AA-	De 3,5 a 10 años	Servicios	117
Deuda Pública Eusk.	DPE1	B. Bilbao	AA	De 6 mes. a 3,5 años	Corporación Local	157
Deuda Pública Eusk.	DPE2	B. Bilbao	AA	De 3,5 a 10 años	Corporación Local	178
Junta de Andalucía	JA1	MDPAOAP	AA-	De 6 mes. a 3,5 años	Corporación Local	56
Junta de Andalucía	JA2	MDPAOAP	AA-	De 3,5 a 10 años	Corporación Local	58
Comunid. Navarra	CN1	MDPAOAP	S.C.	De 6 mes. a 3,5 años	Corporación Local	60
Comunid. Navarra	CN2	MDPAOAP	S.C.	De 3,5 a 10 años	Corporación Local	65
Inst. Crédito Oficial	ICO4	MDPAOAP	AAA	De 3,5 a 10 años	Financiero	62
Corp. Sider. Integral	CSI	MDPAOAP	AAA	De 3,5 a 10 años	Industrial	62
Inst. Crédito Oficial	ICO5	MDPAOAP	AAA	De 6 mes. a 3,5 años	Financiero	62
Inst. Nac. Industria	INI1	MDPAOAP	AAA	De 3,5 a 10 años	Industrial	65

Fuente: elaboración propia.

La razón de presentar los títulos agrupados en distintas clasificaciones y no tratarlos conjuntamente, o bien realizar un índice con ellos, se debe a la poca liquidez del mercado durante el periodo de análisis. Hay días donde sólo se negocia un título de una determinada clasificación y días en los que el número es considerable, lo que provoca distorsiones en los resultados.

donde ε_t sigue el siguiente proceso:

$$\varepsilon_t = \phi\varepsilon_{t-1} + \mu_t \qquad [9]$$

siendo: ε_{t-1} la perturbación correspondiente a la fecha *t-1*; ϕ el coeficiente del proceso AR (1) y μ_t la perturbación del término de error, distribuido como una $N(0,\sigma_\mu)$.

El contraste del modelo unifactorial (véase cuadro 2 panel A) muestra valores para el coeficiente de determinación[3] medios de 19,85%, lo que evidencia una relación lineal no muy significativa entre precios arriesgados y tipos de interés libres de riesgo.

La introducción de la convexidad aumenta el poder explicativo del rendimiento de los activos arriesgados (véase cuadro 2 panel B), sobre todo en los títulos negociados en AIAF mercado de renta fija, Bolsa de Madrid y Bolsa de Bilbao. La razón de esta mayor importancia de la convexidad del título puede ser por las importantes desviaciones que se producen entre el cupón inicial que paga el título y los TIR que se obtienen en determinados periodos y títulos[4], lo que provoca errores en la estimación en el caso de utilizar una aproximación lineal a través de la duración.

Sin embargo, para los títulos negociados en el MDPAOAP los resultados no mejoran considerablemente, por lo que el modelo unifactorial parece apropiado para los títulos negociados en este mercado.

En cuanto a la sensibilidad de los precios de los activos arriesgados ante variaciones de los tipos de interés sin riesgo, los resultados obtenidos muestran que el coeficiente α, en la mayoría de los títulos, oscila entre (–1) y 0. Estos valores indican que la sensibilidad de los precios de la deuda arriesgada ante variaciones de los tipos de interés es inferior a la de los títulos semejantes emitidos por el Estado. Sin embargo que en muchos casos no sean significativamente distintos de (0), indica que las emisiones presentan una sensibilidad a las variaciones de los tipos de interés poco significativa. En el MDPAOAP parece demostrarse que en los títulos sujetos al riesgo de insolvencia la duración de bonos y obligaciones disminuye y su sensibilidad no difiere de los títulos emitidos por el Estado.

El cuadro 3 presenta un grupo de estadísticos descriptivos de los residuos de los modelos autorregresivos unifactorial y bifactorial. En concreto se determinan la media, desviación típica, coeficiente de asimetría y curtosis, el estadístico del contraste de normalidad Bera-Jarque (1981), el contraste de heterocedasticidad de White (1980) y el contraste LM de efectos ARCH construido por Engle (1982).

Tanto el coeficiente de asimetría como el de curtosis tienen valores significativamente distintos de cero y de tres respectivamente, lo que sugiere un com-

(3) Los coeficientes de determinación negativos se explican por la ausencia de constante en el modelo.

(4) Por poner un ejemplo la Generalitat de Valencia en la emisión analizada paga un cupón del 10,90%, y para determinados momentos su TIR es del 5,05%, es decir una diferencia de más de 550 puntos básicos.

Cuadro 2: Contraste por MCO de los modelos unifactorial y bifactorial autorregresivo

	Panel A. Modelo unifactorial autorregresivo			Panel B. Modelo bifactorial autorregresivo		
Variable	Coeficiente α	R^2 %	Q(12)	Coeficiente α	R^2 %	Q(12)
ARG.	-0,5528	19,25	36,393	-0,2930	68,51	26,346
G.VAL.	-0,0710(*)	8,43	26,198	-0,0457(*)	67,29	54,151
TLF1	-0,5266	21,18	26,784	-0,2070(*)	80,15	25,986
CPS	-0,1285	32,70	17,267(*)	-0,1110(*)	80,72	20,117
ICO1	-0,3832	25,40	17,803(*)	-0,0931(*)	69,51	20,143
B.C.L.	-0,8527	19,20	29,664	-0,2750	60,12	35,199
RTVE	-0,2223(*)	-4,93	6,6161(*)	-0,0367(*)	58,32	18,517
RENFE1	-0,6769	36,35	12,516(*)	-0,3215	63,70	19,685
ICO2	0,2032(*)	9,96	3,6381(*)	0,1724(*)	44,57	4,3259(*)
ICO3	-0,0606(*)	1,42	21,194	-0,0190(*)	62,77	13,075(*)
RENFE2	0,0051(*)	0,23	3,6558(*)	-0,0123(*)	56,01	6,9424(*)
B.C.H.	-0,0424(*)	7,12	6,6864(*)	-0,0323(*)	71,43	13,702
TLF.2	-0,0553(*)	16,83	18,226	-0,0576(*)	17,35	18,291
TLF.3	-0,0340(*)	16,66	29,045	-0,0340(*)	11,80	29,976
D.P.E1.	-0,1201(*)	18,57	8,4254(*)	-0,0316(*)	65,29	23,036
D.P.E.2	-0,1286(*)	22,80	20,009	-0,0271(*)	65,96	17,048(*)
J.A.1	-0,6167	38,06	5,4150(*)	-0,6188	38,11	5,3566(*)
J.A.2	-1,0906	75,78	9,2843(*)	-1,0914	75,78	9,3254(*)
C.N.1	-0,0173(*)	-11,65	8,2172(*)	-0,0826(*)	5,04	3,5936(*)
C.N.2	-0,8098	66,05	14,525(*)	-0,8099	66,08	14,045
ICO4	-0,5560	26,81	12,712(*)	-0,4526	35,20	10,833(*)
C.S.I.	-0,7249	-48,02	24,004	0,2567(*)	24,53	8,4734(*)
ICO5	-0,9063	65,21	10,167(*)	-0,6584	80,50	11,339(*)
INI2	-1,0050	13,04	7,0798(*)	-0,7649	22,19	15,123(*)

Fuente: elaboración propia.
Este cuadro muestra los resultados de la regresión por MCO de los modelos unifactorial y bifactorial autorregresivos (ecuaciones 6 y 7) en el Panel A y B respectivamente. α representa el coeficiente que mide la sensibilidad entre precios arriesgados y tipos de interés libres de riesgo, R^2 representa el coeficiente de determinación y Q(12) es el estadístico de autocorrelación Ljung- Box de orden 12. (*) representa los parámetros no significativos para un intervalo de confianza del 95%.

Cuadro 3. Estadísticos de los resíduos de los modelos autorregresivos

	Panel A. Modelo unifactorial							Panel B. Modelo bifactorial						
Variable	Media	Des. típ.	Simetría	Curtosis	Bj	White	Arch(1)	Media	Des. típ.	Simetría	Curtosis	Bj	White	Arch(1)
ARG.	0,0006	0,0139	1,6593(*)	19,409(*)	805,8148(*)	1,1202	0,9264	-0,0001	0,0081	1,3073(*)	15,3614(*)	658,5210(*)	6,2204(*)	0,0558
G. VAL.	0,0025	0,0200	-0,7499	17,001(*)	966,6339(*)	3,4396	7,3276(*)	0,0011	0,0166	-0,7650	6,7284(*)	102,8674(*)	22,158(*)	65,813(*)
TLF. 1	0,0032	0,0633	-1,4624(*)	9,4616(*)	83,8435(*)	0,1148	54,971(*)	0,0055	0,0313	1,5206(*)	9,0181(*)	117,4541(*)	5,5112(*)	2,2225
CPS	0,0013	0,0217	2,0804(*)	11,841(*)	139,3858(*)	0,0678	16,4729(*)	0,0024	0,0133	1,8982(*)	10,4440(*)	203,6575(*)	0,2536	0,4803
ICO 1	0,0026	0,0074	0,0480	5,0787(*)	6,1346(*)	0,4518	1,84741	0,0005	0,0133	-0,2306	5,2559(*)	12,8128(*)	9,0666(*)	0,9632
B.C.L.	0,0031	0,0315	2,3320(*)	13,157(*)	213,4002(*)	0,9945	0,8002	0,0008	0,0230	-0,3748	7,9487(*)	70,9782(*)	19,565(*)	36,984(*)
RTVE	0,0031	0,0099	-0,0223	1,7785	1,1829	0,4307	0,0815	0,0036	0,0126	-0,0584	3,5995	0,65294	5,1840(*)	0,7358
RENFE 1	0,0007	0,0112	-0,9501	5,1456(*)	10,9524(*)	0,3706	0,8123	0,0015	0,0082	-0,1025	4,1276	2,5407	2,5287	0,0325
ICO 2	0,0008	0,0079	4,0111(*)	23,849(*)	1039,608(*)	0,1847	0,0924	0,0008	0,0997	-1,3492(*)	5,3646(*)	26,8192(*)	49,0328(*)	8,8747(*)
ICO 3	0,0020	0,0345	0,2377	7,9820(*)	137,7534(*)	0,8170	0,2324	0,0007	0,0032	0,3886	2,9299	1,2939	22,6704(*)	2,1568
RENFE 2	-0,0010	0,0098	-2,1617(*)	12,393(*)	253,9406(*)	0,0742	0,0843	0,0004	0,0143	-2,0566(*)	13,665(*)	430,0930(*)	49,1096(*)	21,083(*)
B.C.H.	0,0014	0,0116	-1,9764(*)	18,780(*)	937,1914(*)	0,2926	0,0253	0,0011	0,0096	-2,8310(*)	19,762(*)	1291,287(*)	72,3580(*)	1,7395
TLF. 2	0,0034	0,0193	0,8368	8,2179(*)	156,3914(*)	0,3827	1,4188	0,0031	0,0194	0,7663	7,8825(*)	142,9407(*)	0,2614	1,4325
TLF. 3	0,0051	0,0253	1,0931(*)	6,6809(*)	84,7678(*)	1,3088	6,6058(*)	0,0039	0,0240	0,9744	6,1930(*)	67,0494(*)	0,4508	6,2436(*)
D.P.E. 1	0,0004	0,0098	2,2153(*)	40,627(*)	10227,29	0,7057	3,9734(*)	0,0002	0,0065	-0,1638	29,800(*)	5267,892(*)	103,3885(*)	0,9895
D.P.E. 2	0,0009	0,0042	-0,7828	4,5712(*)	8,815160(*)	0,3453	0,0611	0,0004	0,0027	0,0835	3,1102	0,0751	3,0433	0,6291
J.A. 1	0,0004	0,0022	-0,0721	2,0477	1,0049	1,4844	6,9316(*)	0,0001	0,0036	-0,5087	3,1091	1,0908	0,7628	6,3740(*)
J.A. 2	0,0005	0,0052	-0,1081	2,2783	0,6622	2,3303	0,9319	-0,0003	0,0056	-0,5535	2,5855	1,5136	0,1957	0,9210
C.N. 1	0,0017	0,0043	0,018	-0,0032	59,6223(*)	0,3735	0,1259	0,0013	0,0043	1,3160(*)	5,8145(*)	12,9929(*)	2,5479	0,3737
C.N. 2	-0,0001	0,0055	0,0113	-0,0155	3,0983	0,0917	0,7769	0,0001	0,0880	-0,2740	4,4306	3,3245	0,8581	0,7709
ICO 4	0,0016	0,0070	-0,0814	3,6656	0,8804	0,2186	12,457(*)	-0,0013	0,0110	-0,3739	2,9325	0,7045	0,6002	11,516(*)
C.S.I.	0,0034	0,0083	1,2396(*)	5,3784(*)	8,3610(*)	0,3378	0,8343	0,0018	0,0047	-0,8572	3,5077	2,6643	2,6733	0,0376
ICO 5	0,0010	0,0047	-0,2435	8,3183(*)	81,9998(*)	28,3764(*)	0,3437	0,0031	0,0114	0,1157	2,3740	0,1856	15,7580(*)	0,2492
INI 2	5,10E-06	0,0042	0,4852	2,5993	0,8267	0,1165	0,2198	0,0019	0,0055	-0,2483	2,2996	0,5228	0,5070	0,6097

Fuente: elaboración propia.
Este cuadro muestra los estadísticos y contrastes de diagnóstico de los modelos unifactorial y bifactorial autorregresivos. En concreto, la media, desviación típica y coeficientes de asimetría y curtosis, junto con los contrastes de normalidad de bera-Jarque, de heterocedasticidad de White y LM de efectos ARCH. (*) indica valores no significativos para un nivel de confianza del 95%.

portamiento de los residuos tanto del modelo unifactorial como bifactorial distinto al de la distribución normal, con sesgo hacia la derecha o la izquierda dependiendo del título considerado, pero en general más hacia la derecha. Además, sigue una distribución leptocúrtica, más apuntada y con colas más largas que la normal. Ambos aspectos suelen estar ligados a un comportamiento heterocedástico condicional.

Los estadísticos del test de Bera-Jarque refuerzan esta hipótesis al rechazar la hipótesis nula de normalidad. Esta no linealidad junto al exceso de curtosis de las series indica lo apropiado de aplicar modelos de varianza condicional variable con el tiempo.

3.2. Modelo Ampliado

Los modelos utilizados en este caso son los propuestos en las ecuaciones 6 y 7, en las que se recoge la modelización heterocedástica condicional autorregresiva, GARCH (1,1) desarrollada por Bollerslev (1986) y EGARCH (1,1) por Nelson (1991). Los resultados se recogen en los cuadros 4 y 5 respectivamente. Los coeficientes de las ecuaciones de la media y varianza condicional para cada una de las series se estiman conjuntamente mediante técnicas de máxima verosimilitud con el algoritmo de Berndt *et al.* (1974). Se asume, además, el comportamiento normal condicional de los términos de error.

Se observa una aproximación a los valores normales tanto de simetría (0) como de curtosis (3), lo que a su vez se refleja en los valores del estadístico Bera-Jarque, obteniéndose un mayor número de emisiones cuyo comportamiento coincide con el de la normal, lo que viene a ratificar el modelo lineal que se está presentando.

En el comportamiento por mercados, al igual que en los análisis realizados con anterioridad, el MDPAOAP es el que tiene un mejor comportamiento, lo que sin duda confirma que este mercado, dado los agentes que en él negocian y los títulos en él negociados, es el que muestra características estadísticas más cercanas a las exigidas en los modelos teóricos de valoración.

En cuanto al análisis de la sensibilidad de los precios de los activos arriesgados ante variaciones de los tipos de interés, los resultados obtenidos con el modelo GARCH (1,1) y EGARCH (1,1) son significativos y homogéneos, lo que hace de los mismos un referente en el estudio de la duración y su posible aplicación por gestores de carteras de renta fija a la hora de incorporar los activos de renta fija arriesgados. Los resultados obtenidos muestran que la duración de los bonos arriesgados disminuye respecto a la duración de Macaulay, ya que el coeficiente del parámetro α se encuentra entre los valores (0 y –1). Este resultado coincide con los obtenidos en gran parte de los modelos aplicados en el mercado estadounidense, Fons (1990), Chance (1990), Leland (1990), Leland y Toft (1996), Longstaff y Schwartz (1995), Nawalkha (1996) y Babbel, Merrill y Panning (1997). Ahora bien, el resultado no es concluyente para el mercado español, ya que como hemos dicho anteriormente muchos de los coeficientes no son significativamente distintos de (0).

Cuadro 4: Estadísticos del Modelo autorregresivo ampliado GARCH(1,1)

	Panel A. Modelo unifactorial				Panel B. Modelo bifactorial			
Variable	Coeficiente α	Asimetría	Curtosis	Normalidad	Coeficiente α	Asimetría	Curtosis	Normalidad
ARG.	-0,449576	0,264748	10,01314(*)	204,0409(*)	-0,106598(*)	0,332821	6,001220(*)	38,98290(*)
G.VAL.	-0,047087(*)	-2,974778(*)	22,79979(*)	2707,050(*)	-0,011326(*)	-1,502714(*)	11,38233(*)	502,2087(*)
TLF1	-0,55687	-0,353962	5,694584(*)	20,05168(*)	-0,174273	-0,228788	3,906344	2,662993
CPS	-0,260520	0,580430	4,112230	7,538572(*)	-0,118416(*)	0,844195(*)	5,175898(*)	22,12349(*)
ICO1	-0,725116	1,007836(*)	5,648709(*)	26,77325(*)	-0,156845(*)	-0,270868	2,981022	0,710108
B.C.L.	-0,784052	-0,120855	3,746636	1,745020	-0,217845	-0,539318	3,166638	3,375135
RTVE	-0,198425(*)	-0,944173(*)	5,581917(*)	17,90625(*)	-0,023775(*)	-0,000834	3,507656	0,451006
RENFE1	-0,651846	-0,678036	2,944612	3,069995	-0,346389	-0,087463	3,511658	0,487322
ICO2	0,216443(*)	-3,015891(*)	14,08368(*)	331,7297(*)	0,066712(*)	-1,375202(*)	5,835728(*)	32,51266(*)
ICO3	-0,61180	0,329901	3,605462	1,70486	-0,024564(*)	0,628902	2,867975	3,398936
RENFE2	-0,034831	-3,050499(*)	23,57785(*)	1516,373(*)	-0,000538(*)	-2,343695(*)	10,50806(*)	257,8780(*)
B.C.H.	-0,04153	-5,113528(*)	39,73136(*)	5996,865(*)	0,006925(*)	-0,529250	7,127832(*)	74,90762(*)
TLF.2	-0,058148	1,119070(*)	10,29373(*)	317,7176(*)	-0,060289(*)	1,146521(*)	10,26656(*)	316,9157(*)
TLF.3	-0,046005	0,417331	4,354867	12,13407(*)	-0,053732(*)	0,269205	4,359289(*)	10,24244(*)
D.P.E1.	-0,072451(*)	-0,967863(*)	9,734919(*)	329,4206(*)	0,007084(*)	1,435607(*)	14,19228(*)	979,0813(*)
D.P.E.2	-0,067967(*)	-0,375903	4,002976	2,945951	-0,063436(*)	-0,733272	4,773486(*)	9,930009(*)
J.A.1	-0,490473	-0,539243	4,246769	2,830796	-0,490010	-0,517298	4,208795	2,637055
J.A.2	-1,087233	-0,613665	2,439792	1,971854	-1,091654	-0,646864	2,606403	1,981038
C.N.1	-0,048912(*)	0,427413	3,068108	0,643445	-0,101383(*)	0,477775	3,423318	0,955738
C.N.2	-0,791316	-0,957354(*)	4,638111	8,995151(*)	-0,793061	-0,868801(*)	4,489915(*)	7,422071(*)
ICO4	-0,715282	0,339302	3,119379	0,593442	-0,659226	0,179826	2,966078	0,163125
C.S.I.	-0,634861	-0,051488	2,093659	0,693382	-0,126817(*)	-0,207392	2,228096	0,639902
ICO5	-0,777828	0,219913	2,032335	0,470759	-0,602262	-0,326782	2,290059	0,387984
INI2	-0,873387	0,067335	1,755174	1,110473	-0,843242	-0,000704	1,867358	0,908706

Fuente: elaboración propia.

Este cuadro muestra los resultados de la regresión del modelo ampliado (ecuación 6). α representa el coeficiente que mide la sensibilidad entre precios arriesgados y tipos de interés libres de riesgo, asimetría y curtosis representa los coeficientes de asimetría y curtosis, mientras que normalidad representa el estadístico de Bera-Jarque. (*) representa los parámetros no significativos para un nivel de confianza del 95%.

Cuadro 5: Estadísticos del Modelo autorregresivo ampliado EGARCH(1,1)

	Panel A. Modelo unifactorial				Panel B. Modelo bifactorial			
Variable	Coeficiente α	Asimetría	Curtosis	Normalidad	Coeficiente α	Asimetría	Curtosis	Normalidad
ARG.	-0,512258	0,757806(*)	12,55877(*)	386,3767(*)	-0,257471	-0,178835	4,153746(*)	6,018612(*)
G.VAL.	-0,120656(*)	-1,900076(*)	12,26525(*)	635,1450(*)	-0,021913(*)	-1,336916(*)	8,939744(*)	268,7229(*)
TLF1	-0,588440	-0,754140	5,386751(*)	20,59301(*)	-0,153060(*)	0,239436	3,954454	2,945775
CPS	-0,425082	0,336732	3,666728	2,619399	-0,121269(*)	0,319821	3,642195	2,396203
ICO1	-0,777851	0,362800	2,784766	1,384316	-0,170620	-0,096836	4,112711	3,082783
B.C.L.	-0,838408	-0,105884	3,626757	1,240064	-0,276318	-0,510219	3,189159	3,051713
RTVE	-0,479485	-0,264832	3,482179	0,897822	-0,132783(*)	-0,143119	2,040699	1,753832
RENFE1	-0,572931	-0,590748	2,968044	2,328257	-0,451775	-0,403412	4,122465	3,184824
ICO2	0,056684	-1,336782(*)	6,977099(*)	47,84430(*)	-0,005616(*)	-0,776044	3,590606	5,745396
ICO3	-0,057332	0,437088	3,851859	3,165927	-0,016469(*)	0,503266	3,033462	2,155229
RENFE2	-0,012549(*)	-3,489007(*)	21,37681(*)	1271,899(*)	-0,030184(*)	-1,242684(*)	6,267174(*)	55,46947(*)
B.C..	-0,073375	-2,806822(*)	16,43561(*)	874,6175(*)	-0,026588(*)	-0,255048	4,357616(*)	8,676191(*)
TLF.2	-0,072268	0,529226	5,482814(*)	39,76224(*)	-0,061498(*)	1,142550(*)	8,558753(*)	197,1628(*)
TLF-3	-0,046159	0,381688	4,103662(*)	8,628903(*)	-0,050433(*)	0,358371	4,258188(*)	10,04695(*)
D.P.E1.	-0,073959(*)	0,038469	3,808883	4,428915	-0,001007(*)	1,462301(*)	18,01393(*)	1715,791(*)
D.P.E.2	-0,125009(*)	-0,333766	3,125447	0,865004	-0,038950(*)	0,095319	3,402392	0,371742
J.A.1	-0,697475	0,066448	2,387807	0,408794	-0,699070	0,052348	2,442421	0,335266
J.A.2	-1,145957	-0,288866	2,147058	1,149726	-1,120104	-0,324366	2,411049	0,831694
C.N.1	-0,107339	-0,114213	2,260748	0,523838	-0,077554(*)	0,037540	2,167290	0,611662
C.N.2	-0,791443	-0,181699	3,402202	0,416252	-0,762901	-0,773048	4,238123	5,558091
ICO4	-0,463564	-0,396616	2,968625	0,787752	-0,500305	-0,154967	2,956922	0,122394
C.S.I.	-0,143977	-0,335897	2,062817	1,108016	0,206588(*)	-1,546198	5,716143(*)	14,11696(*)
ICO5	-0,646874	0,228254	1,923334	0,570735	-0,543610	-0,370589	1,954207	0,684594
INI2	-0,815600	-0,498820	1,591155	2,110924	-0,767875	-0,218075	1,743167	1,253649

Fuente: elaboración propia.

Este cuadro muestra los resultados de la regresión del modelo ampliado (Ecuación 7). α representa el coeficiente que mide la sensibilidad entre precios arriesgados y tipos de interés libres de riesgo, asimetría y curtosis representa los coeficientes de asimetría y curtosis, mientras que normalidad representa el estadístico de Bera-Jarque. (*) representa los parámetros no significativos para un nivel de confianza del 95%.

4. Conclusiones

En el presente estudio se examina empíricamente la sensibilidad de los precios arriesgados respecto a las variaciones no esperadas de los tipos de interés libres de riesgo, a través del concepto de duración arriesgada y convexidad. Para ello se ha empleado la metodología de MCO y GARCH. Este último enfoque supone un avance en la metodología empleada en el análisis de la renta fija arriesgada, ya que incluye el carácter cambiante de la volatilidad con el tiempo.

La aplicación de esta metodología ha permitido profundizar en el conocimiento de los mercados de renta fija arriesgada en España. No obstante, las conclusiones hay que interpretarlas con la cautela necesaria ante la ausencia de trabajos previos en esta materia para el mercado español, y teniendo en cuenta que el periodo de estudio coincide con una etapa de crecimiento y consolidación del mercado.

En primer lugar, a partir de la regresión por MCO del modelo unifactorial se observa que la relación entre precios arriesgados y tipos de interés no es lo significativa que cabe esperar. Es en el MDPAOAP donde se obtienen mejores resultados. La razón puede ser la mayor estabilidad de los tipos de interés en este mercado frente al resto, debido a los títulos en él contratados y a los agentes que negocian en el mismo. Esto permite concluir que el modelo unifactorial es mejor cuando hay menores variaciones de los precios, resultado esperado al utilizar la duración de Macaulay en el modelo de partida, en la que uno de sus supuestos es considerar una estructura temporal de los tipos de interés plana. La introducción en el modelo de un segundo factor consigue explicar una parte importante del rendimiento de los activos arriesgados a partir de las variaciones de los tipos de interés libres de riesgo de insolvencia, debido fundamentalmente al importante diferencial existente entre el cupón inicial que paga el título y el TIR obtenido en determinados periodos de estudio.

En segundo lugar, el valor del coeficiente a en todos los modelos utilizados, unifactorial, bifactorial o con corrección de la varianza condicional GARCH (1,1) y EGARCH (1,1) y para la práctica totalidad de emisiones, se encuentra entre el valor 0 y (-1), lo que significa que la duración de los títulos de renta fija arriesgada es inferior a la de los títulos de renta fija libres de riesgo. En muchos casos se observa que las emisiones con las que se trabaja no difieren mucho de las emisiones de deuda estatal[5]. Este resultado es similar a los obtenidos en la mayoría de trabajos enumerados para el mercado estadounidense como los de Fons (1990), Chance (1990), Leland (1990), Leland y Toft (1996), Longstaff y Schwartz (1995), Nawalkha (1996) y Babbel, Merrill y Panning (1997).

Para finalizar, la utilización de los modelos GARCH (1,1) y EGARCH (1,1) implica una mejora en la modelización de los rendimientos arriesgados, ya que se abandona la hipótesis tradicional de varianza constante que se aplica en la mayor parte de los modelos de valoración de renta fija e introduce la existencia de no linealidad en la varianza de los activos arriesgados. El comportamiento normal de

(5) Este resultado es acorde con los títulos seleccionados en este trabajo, grandes empresas e instituciones estrechamente ligados al Estado.

las series, así como el de los coeficientes de asimetría y curtosis mejoran respecto a los hallados regresando por MCO el modelo original.

REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

Abbas, M. y J.M. Plumyène (1991): *La duration et le risque de taux,* Matif, París.

Alexander, C. (1996): *Volatility and correlation forecasting,* Hankbook of risk and Analysis, John Wiley & Sons.

Babbel, D.F., C. Merrill y W. Panning (1997): "Default risk and the effective duration of bonds", *Financial Analysts Journal,* enero/febrero, págs. 35-44.

Bera, A.K. y C.M. Jarque (1981): "An efficient large-sample test for normality of observations and regresion residuals", *Working paper in Econometrics*, n.º 40, Australian National University, Canberra.

Berndt, E.K., B.H. Hall, R.E. Hall y J.A. Hausman (1974): "Estimation and inference in non-linear structural models", *Annals of Economic and Social Measurement*, vol. 4, págs. 653-665.

Bierwag, G.O. (1987): *Duration Analysis*, Ballinger Publishing Company.

Bierwag, G.O. y G.G. Kaufman (1988): "Durations of non-defaults-free securities", *Financial Analysts Journal*, julio/agosto.

Bollerslev, T. (1986): "Generalised autorregresive conditional heteroscedasticity", *Journal of Econometrics*, 31, págs. 307-327.

Bollerslev, T., R.Y. Chou y K.F. Kroner (1992): "ARCH Modelling in Finance: A Review of the Theory and Empirical evidence", *Journal of Econometrics*, 52, págs. 5-60.

Chan, K.C y H.K. Wu (1995): "Another look on bond market seasonality: a note" *Journal of Banking and Finance,* 19, págs. 1047-1054.

Chance, D.M. (1990): "Default risk and the duration of zero coupon Bonds", *Journal of Finance*, 45, nº 1.

Contreras, D., R. Ferrer, E. Navarro y J.M. Nave (1996): "Análisis factorial de la estructura de los tipos de interés", *Revista Española de Financiación y Contabilidad*, enero, págs. 139-164.

Duffee, G.R. (1999): "Estimating the price of default risk", *Review of Financial Studies,* 12, págs. 197-226.

Engle, R.F. (1982): "Autoregresive conditional heteroscedasticity with estimates of the variance of United Kingdom inflation", *Econometrica*, 50, págs. 987-1008.

Escribano, F. (2001): *La Gestión del riesgo de interés de activos de renta fija sujetos al riesgo de insolvencia*, Tesis Doctoral, UMI.

Fisher, L. (1966): "An algoritm for finding exact rates of return", *The Journal of Business,* enero.

Fons, J.S. (1990): "Default risks and duration analysis" en Altman E.I.: *The high-yield debt market: Investment performance and economic impact,* Dow Jones-Irwin.

Fooladi, I,J., G.S. Roberts y F. Skinner (1997): "Duration for bonds with default risk", *Journal of Banking and Finance*, 21, págs. 1-16.

Hicks, J.R. (1939): *Valor y Capital*, Fondo de Cultura Económica, Mejico.

Hopewell, M.H. y G.G. Kaufman (1973): "Bond price volatility and term to maturity: A generalized respecification", *American Economic Review,* 63, págs. 749-753.

Ilmanen, A., D. Mcguire y A. Warga (1994): "The value of duration as a risk measure for corporate debt", *Journal of Fixed Income,* junio, págs. 70-76.

Jarrow, R.A. y S.M. Turnbull (1995): "Pricing derivatives on financial securities subject to credit risk", *Journal of Finance*, 50, págs. 53-85.

Leland, H.E. (1994): "Corporate debt value, bond covenants, and optimal capital structure" *Journal of Finance,* 44, págs. 1213-1252.

Leland, H.E. y K.B. Toft (1996): "Optimal capital structure, endogenous bankruptcy, and the term structure of credit spreads", *Journal of Finance*, 51, págs. 987-1019.

Longstaff, F.A. y E.S. Schwartz (1995): "A simple approach to valuing risky fixed and floating rate debt" *Journal of Finance,* 50, págs. 789-819.

Macaulay, F.R. (1938): *Some theoretical problems suggested by the movements of interest rates, bond yields and stock prices since 1856,* New York: National Bureau of Economic Research.

Nawalkha, S.K. (1996): "A contingent claims analysis of the interest rate risk characteristics of corporate liabilities" *Journal of Banking and Finance*, 20, págs. 227-245.

Nelson, D.B. (1991): "Conditional heteroscedasticity in Asset Returns", *Econometrica*, 59, págs. 347-370.

Sarig, O. y A. Warga (1989): "Some empirical estimates of the risk structure of interest rates", *Journal of Finance,* 44, págs. 1351-1360.

Tanya, S. (1999): "The Great Risk Hunt", *Journal of Portfolio Management* (Número especial 25 aniversario), págs. 28-34.

White, H. (1980): "A heteroskedasticity-Consistent covariance estimator and a direct test for heteroskedasticity", *Econometrica*, 48, págs. 817-838.

Fecha de recepción del original: febrero, 2001
Versión final: enero, 2003

ABSTRACT

The aim of this paper is to investigate risk price sensitivity to interest rate changes in the Spanish Market and to test if it is lower than that of Government debt.

The sensitivity of risky prices to interest rate changes through effective duration and convexity is analyzed to test this hypothesis. The most relevant contribution of the paper is the possibility of determining the risk price sensitivity to risk-free interest rate changes in the Spanish market, and the development of a conditional volatility model that provides better results than lineal models with fixed variance.

Key words: risk duration, convexity, fixed income risk, interest rate risk and default risk.

JEL classification: G19, E43.