

**RELACIÓN ENTRE LA VOLATILIDAD Y LA PRIMA DE RIESGO.  
EVIDENCIA PARA EL MERCADO ESPAÑOL.**

Vicent Aragó Manzana  
Juan Carlos Matallín Sáez\*

Departamento de Finanzas y Contabilidad  
Universitat Jaume I  
Campus de Riu Sec  
12070 Castellón –Spain  
arago@cofin.uji.es / matallin@cofin.uji.es

---

\* Los autores quieren expresar su agradecimiento al Instituto Valenciano de Investigaciones Económicas (IVIE), y al proyecto P.1B-2000 de la Fundació Caixa Castelló-Bancaixa, por la financiación de este trabajo.

**RELACIÓN ENTRE LA VOLATILIDAD Y LA PRIMA DE RIESGO.  
EVIDENCIA PARA EL MERCADO ESPAÑOL.**

**RESUMEN**

El objetivo de este trabajo es doble. En primer lugar analizar la relación entre el rendimiento y riesgo para el mercado español de renta variable. En segundo lugar estudiar si el rendimiento del activo libre de riesgo tiene influencia en la volatilidad de la prima de riesgo. Partiendo de un modelo básico GARCH-M univariante, se han estimado diferentes modelos GARCH asimétricos bivariantes. Los resultados muestran que la relación entre la prima de riesgo y su volatilidad, cuando se estima un modelo de dos factores derivado del modelo de valoración de activos intertemporal (ICAPM) propuesto por Merton, depende del signo del mercado, o lo que es lo mismo, si las innovaciones del mercado son positivas o negativas. En mercados alcistas esta relación es de carácter positivo, tornándose negativa en momentos de bajada. Por otra parte, existe una relación negativa entre el rendimiento del activo libre de riesgo y la volatilidad de la prima de riesgo.

**PALABRAS CLAVE:** Prima de riesgo, Volatilidad, Modelos GARCH.

**JEL CLASSIFICATION:** G11, G23.

# RELACIÓN ENTRE LA VOLATILIDAD Y LA PRIMA DE RIESGO. EVIDENCIA PARA EL MERCADO ESPAÑOL.

## 1. INTRODUCCIÓN

En este trabajo se profundiza en el estudio de la relación entre rendimiento y riesgo para el mercado español. La literatura financiera no presenta resultados concluyentes con respecto a la relación entre ambos aspectos ni su significatividad. Existen argumentos teóricos a favor, tanto de la presencia de una relación positiva como negativa, por lo que las conclusiones se alcanzan en un nivel empírico. En este sentido, los resultados de la literatura han sido diversos según el período muestral estudiado, la metodología empleada y la periodicidad de los rendimientos utilizados. Los trabajos de French *et al.* (1987), Campbell (1987) y Glosten *et al.* (1993) encuentran evidencia tanto de relación positiva pero no significativa, como negativa y significativa. Por otra parte Harvey (1989), Turner *et al.* (1989) y Scruggs (1998) encuentran relación positiva y significativa. En la aplicación del trabajo de Busse (1999) con datos diarios, la correlación entre rendimiento y varianza condicional es negativa muy próxima a cero. Backus y Gregory (1993) muestran cómo la relación entre el rendimiento en exceso del mercado y su varianza condicional debería ser decreciente o nula, y los trabajos de Whitelaw (1994), Boudoukh *et al.* (1997) también sugieren una relación negativa entre la media y volatilidad condicional del rendimiento del mercado.

En el análisis del mercado español, Alcalá *et al.* (1993) plantean diferentes metodologías para estudiar la relación entre rendimiento y riesgo. Al aplicar un modelo sin especificación autorregresiva, encuentran una relación positiva pero no significativa. Mediante modelos autorregresivos de varianza condicional se evidencia una relación negativa significativa, tanto con datos diarios como mensuales, y además de forma asimétrica, indicando una mayor varianza con relación a resultados negativos de la prima de riesgo. Una referencia importante es el estudio de Alonso y Restoy (1995). Este trabajo investiga la relación entre rendimiento y riesgo en un contexto intertemporal, incluyendo adicionalmente, como variable explicativa del riesgo del

mercado, la covarianza entre el mercado español y una cartera internacional que representa el conjunto de oportunidades de inversión. Los resultados muestran una relación positiva no significativa entre rendimiento y riesgo, medido por la varianza condicional. En un análisis dinámico se evidencia cómo la relación entre rendimiento y riesgo no es estable en el tiempo, mostrando cómo la prima por riesgo es conducida por una relación negativa en función de la capacidad de diversificación con el conjunto de oportunidades. Los resultados de Whitelaw (2000) también muestran cómo el rendimiento está mucho más explicado por los cambios en el conjunto de oportunidades que por los cambios en la volatilidad. Siguiendo con trabajos donde se considera el mercado español, Alicia de las Heras *et al.* (2002) estudian la relación entre la prima de riesgo y su volatilidad. Para ello utilizan modelos estáticos de un único factor y obtienen como resultados más destacable que la relación entre ambos conceptos es positiva aunque no significativa.

Desde el punto de vista de la gestión de carteras, este análisis es interesante para evaluar si la sincronización con relación a la volatilidad del mercado aporta una mejor eficiencia en los resultados de la cartera. Así lo plantea Busse (1999) y evidencia una correlación negativa entre rendimiento y riesgo con datos diarios. Sin embargo, siguiendo las indicaciones que realizan Marín y Rubio (2001), la estimación de esta relación se podría realizar tomando como referencia el trabajo de Scruggs (1998).

Tal y como señalan Alonso y Restoy (1995) la disparidad de resultados alcanzados al analizar la prima de riesgo pueden justificarse, fundamentalmente por dos causas. La primera tendría relación con la definición excesivamente restrictiva de la cartera agregada de una economía. Debemos pensar que gran parte de la riqueza de los inversores es mantenida en bienes inmuebles o capital humano, que no cotizan en bolsa. De esta forma el riesgo de una cartera agregada deberá recoger, además de la variabilidad del rendimiento de una cartera agregada, la covariabilidad con activos no exclusivamente financieros.

Por otra parte, en el contexto de un modelo intertemporal de dos factores (Merton 1973), la prima de riesgo será función tanto de la varianza condicional como de la

covarianza del mercado con una variable de estado que recoge el conjunto de oportunidades de inversión. A diferencia de los modelos estáticos, el intertemporal podría considerarse, a priori, como la explicación de la existencia de relaciones no estables o de distinto signo, anteriormente comentadas, entre ambos conceptos. Adicionalmente, si el modelo correcto fuese el de dos factores, las estimaciones derivadas de un modelo de un único factor estarán sesgadas debido a no considerar una variable importante.

En relación a este último aspecto, Scruggs (1998) propone un modelo ICAPM, utilizando como factor para recoger el conjunto de oportunidades de inversión en la economía, el exceso de rendimiento entre el rendimiento de una cartera de bonos a largo plazo y el tipo de interés sin riesgo. De acuerdo con esto, la prima de riesgo esperada dependerá de la varianza condicional y de la covarianza entre el exceso de rendimiento de la cartera de bonos y el rendimiento en exceso del mercado.

Uno de los modelos que mayor seguimiento ha tenido para modelizar los momentos condicionales de segundo orden, es sin duda, el modelo de heteroscedasticidad condicional autorregresiva (Engel, 1982) y sus generalizaciones (Bollerslev et.al.,1992; Bera y Higgins 1993,Bollerslev et al 1994, Alexander 2001). De acuerdo con estos modelos la varianza condicional se determina como una función lineal de los residuos pasados al cuadrado (ARCH) y de los valores retardados de la propia varianza condicional (GARCH).

No obstante, los modelos GARCH presentan, entre otros (Nelson , 1991), el inconveniente de no considerar el signo de las innovaciones. Es decir, la posible respuesta asimétrica de la volatilidad condicional frente a buenas y malas noticias (Leon y Mora, 1999; Hentschel, 1995; Engle y Ng, 1993; Glosten *et.al.*, 1993; Nelson, 1991). Para superar este problema se ha propuesto los modelos GARCH asimétricos, donde la volatilidad depende tanto del tamaño de la innovación que se produce en el mercado como de su signo.

Adicionalmente, en el modelo ICAPM con dos factores será necesario estimar la covarianza entre el rendimiento de mercado y el factor que caracteriza la variable de estado. Es necesaria, la estimación de modelos GARCH bi-variantes (Engel y Kroner, 1995; Kroner y Ng, 1998). Dichos modelos presentan problemas en su estimación si el número de parámetros es elevado, ya que la convergencia en el proceso de estimación es complicado debido a que la función de máximo verosimilitud se torna excesivamente plana. Para solucionar este aspecto se ha propuesto diversas modelizaciones, tendentes a reducir el número de parámetros y asegurar que la matriz de covarianzas es definida positiva (Kroner y Ng, 1998). Centrándonos en el trabajo de Scruggs (1998), ya comentado con anterioridad, se propone un modelo EGARCH bi-variante con correlación constante, en el que se ha incluido como variable explicativa de la volatilidad de la cartera de bonos y de la prima de riesgo la rentabilidad del activo libre de riesgo.

El trabajo está estructurado de la siguiente manera: A continuación se presentan los datos y metodología utilizada. En el tercer apartado se resumen los resultados obtenidos y por último se destacan las principales conclusiones. El trabajo se cierra con las referencias bibliográficas utilizadas.

## **2. DATOS Y METODOLOGÍA**

Con el objetivo de analizar la relación entre rendimiento y riesgo, se han utilizado la siguiente información. Como *proxy* del mercado de Renta Variable se ha empleado el índice IBEX-35<sup>1</sup>. Como rendimiento del mercado de Bonos se ha utilizado el índice AFI de Deuda del Estado. Al objeto de obtener los rendimientos en exceso, de estos dos índices, se ha considerado como rendimiento del activo libre de riesgo, el rendimiento del índice AFI de Repos a un día<sup>2</sup>. El trabajo empírico se ha realizado para el período comprendido entre 01/01/92 a 31/03/1998, utilizando una periodicidad diaria en los datos.

---

<sup>1</sup> Es un índice compuesto por los 35 valores más líquidos cotizados en el sistema de interconexión bursátil formado por las 4 bolsas españolas. Para más información véase [www.sbolsas.es](http://www.sbolsas.es).

<sup>2</sup> El índice AFI de Deuda del Estado representa el valor de mercado de una cartera compuesta por los bonos y obligaciones del Estado, con un cierto grado de liquidez en el mercado secundario al contado y con un vencimiento a medio y largo plazo. Para un mayor detalle sobre la selección de valores y criterios de elaboración de los índices AFI, ver Ezquiaga y Knop (1994).

En el cuadro 1 se recogen estadísticos descriptivos de la prima de riesgo y del exceso de rendimiento del índice de Deuda. La representación gráfica de estas dos variables se muestra en los gráficos 1 y 2 respectivamente.

Tabla 1

Estadísticos descriptivos de la prima de riesgo ( $R_{mt}$ ) y exceso rendimiento índice Deuda ( $R_{dt}$ ). Frecuencia de datos diaria. Periodo 01/01/92 a 31/03/98

	Media	Max.	Mín.	Desv.Est	Asim.	Curt.	B-J
$R_{mt}$	0.0611	5.64	-5.29	1.09	-0.07	4.61	168.4**
$R_{dt}$	0.0189	2.34	-1.69	0.33	-0.01	7.29	1195.4**

Nota: Los estadísticos se obtienen al multiplicar los rendimientos por 100. Rechazo de Normalidad al 1% de nivel de significación. B-J recoge el valor del test de Normalidad de Bera Jarque.

Figura 1

Gráfico rendimientos diarios del Ibox 35 en exceso sobre el activo libre de riesgo. Periodo muestral de enero de 1992 a marzo de 1998.

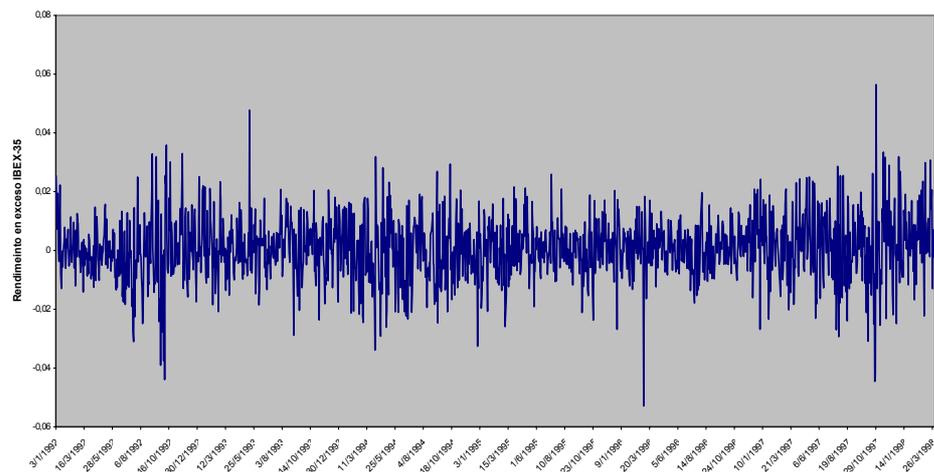
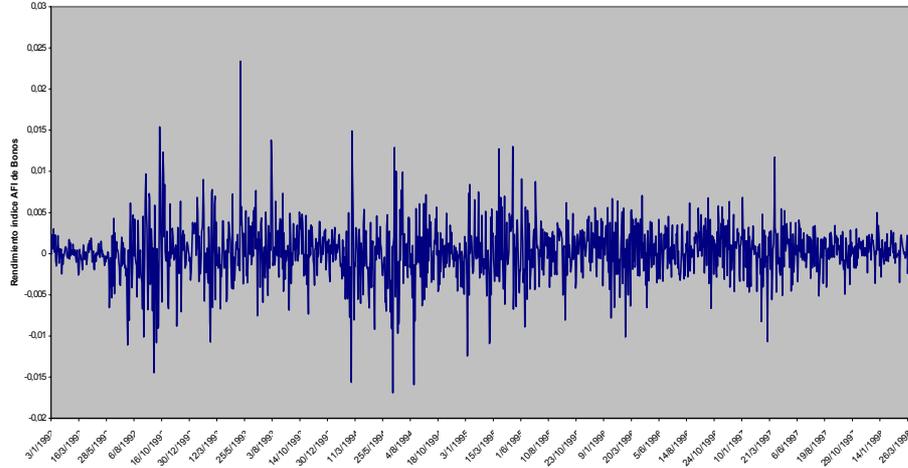


Figura 2

Gráfico rendimientos en exceso diarios del índice de duda AFI. Periodo muestral de enero de 1992 a marzo de 1998.



El estudio de la relación entre rendimiento y riesgo se ha llevado a cabo mediante las especificaciones planteadas en Scruggs (1998), así como con otros modelos que permiten asimetrías contemporáneas en la relación entre rendimiento y varianza condicional, que se especifican a continuación.

El primer modelo, [1] plantea un GARCH-M para explicar el rendimiento del mercado, incluyendo la variable endógena retardada para corregir autocorrelación.

### Modelo [1]

$$R_{mt} = \lambda_0 + \lambda_1 R_{mt-1} + \lambda_m \sigma_{mt} + \varepsilon_{mt}$$

$$\varepsilon_{mt} | \Omega_{t-1} \sim t(0, \sigma_{mt}^2, \nu)$$

$$\ln \sigma_{mt}^2 = w_0 + \alpha_m g(\psi_{mt-1}) + \beta_m \ln(\sigma_{mt-1}^2)$$

$$g(\psi_{mt-1}) = (|\psi_{mt-1}| - E|\psi_{mt-1}| + \theta \psi_{mt-1}); \quad \psi_{mt-1} = \frac{\varepsilon_{mt-1}}{\sigma_{mt-1}}$$

$$E|\psi_{mt-1}| = (2/\pi)^{0.5} (\Gamma(\nu-1)/2) / \Gamma(\nu/2)$$

Donde:  $\Omega_{t-1}$  es el conjunto de información en  $t-1$ .  $\nu$  los grados de libertad de la distribución  $t$ - Student.

El siguiente modelo [2], al igual que el anterior, plantea como variables explicativas del rendimiento el valor retardado y la varianza condicional, pero en esta ocasión también se especifica un modelo bivalente EGARCH con correlación constante entre  $R_{mt}$ , el rendimiento en exceso del mercado y  $R_{dt}$ , el rendimiento de una cartera de bonos a medio y largo plazo, donde se han incluido como variable explicativa de las varianzas condicionales de ambos mercados el rendimiento del activo libre de riesgo  $r_{ft}$ .

### Modelo [2]

$$\begin{aligned}
 R_{mt} &= \lambda_0 + \lambda_1 R_{mt-1} + \lambda_m \sigma_{mt} + \varepsilon_{mt} \\
 R_{dt} &= \mu_{dt} + \zeta_1 R_{dt-1} + \varepsilon_{dt} \\
 \varepsilon_{mt} &\approx t(0, H_t, \nu) \\
 \varepsilon_{dt} & \\
 Ln(\sigma_{mt}^2) &= \omega_m + \alpha_m g(\psi_{mt-1}) + \beta_m \ln(\sigma_{mt}^2) + \gamma_m r_{ft} \\
 Ln(\sigma_{dt}^2) &= \omega_d + \alpha_d g(\psi_{dt-1}) + \beta_d \ln(\sigma_{dt}^2) + \gamma_d r_{ft} \\
 \sigma_{m dt} &= \rho \sigma_{mt} \sigma_{dt} \\
 g(\psi_{mt-1}) &= (|\psi_{mt-1}| - E[|\psi_{mt-1}|]) - \theta_m \psi_{mt-1} \\
 g(\psi_{dt-1}) &= (|\psi_{dt-1}| - E[|\psi_{dt-1}|]) - \theta_d \psi_{dt-1} \\
 \psi_{It-1} &= \frac{\varepsilon_{It-1}}{\sigma_{It-1}} \quad \forall I = m, d
 \end{aligned}$$

En el modelo [3], la prima de riesgo es una función de la varianza condicional así como de la covarianza condicional del mercado con el rendimiento de una cartera de bonos a medio y largo plazo de los índices AFI, con la que se representa la variable de estado que recoge el conjunto de oportunidades de inversión en la economía (Scrugg, 1998). La introducción de un segundo factor tiene su apoyo teórico en el modelo intertemporal de dos factores (ICAPM) de Merton (1973). Algunos ejemplos de aplicaciones empíricas donde se utiliza este razonamiento teórico son los trabajos de Alonso y Restoy (1995) y Scruggs (1998). La única diferencia respecto al segundo modelo

presentado, se produce en la definición de la educación de la media del rendimiento en exceso de mercado, tal como se muestra en la siguiente expresión:

#### Modelo [3]

$$R_{mt} = \lambda_0 + \lambda_1 R_{mt-1} + \lambda_m \sigma_{mt} + \lambda_d \sigma_{mdt} + \varepsilon_{mt}$$

A efectos de considerar las relaciones existentes entre la varianza del mercado y la covarianza de la cartera de bonos, se ha procedido a ortogonalizar ambos factores, tal como se recoge en el modelo [4], siendo el resto de expresiones las mismas que las recogidas en el modelo [2].

#### Modelo [4]

$$R_{mt} = \lambda_0 + \lambda_1 R_{mt-1} + \lambda_m \sigma_{mt} + \lambda_d \mu_{mdt} + \varepsilon_{mt}$$

Donde :

$$\mu_{mdt} = \sigma_{mt} - \alpha_0 - \alpha_1 \sigma_{mdt}$$

A continuación se ha planteado el modelo [5] que incluye de forma adicional, con relación a los modelos de Scruggs [1998], la presencia de un efecto asimétrico de la relación entre rendimiento y varianza condicional. Este modelo nos permitirá analizar si la relación entre la prima de riesgo y su volatilidad dependen del signo del mercado. En definitiva, si dicha relación varía dependiendo de sí el mercado se encuentra en una situación alcista o bajista. Sólo se recoge la expresión que cambia respecto al modelo básico [2].

#### Modelo [5]

$$R_{mt} = \lambda_0 + \lambda_1 R_{mt-1} + \lambda_m \sigma_{mt} + \lambda_d \mu_{mdt} + \lambda_{d1} D_t \sigma_{mt} + \varepsilon_{mt}$$

Donde :

$$\mu_{mdt} = \sigma_{mt} - \alpha_0 - \alpha_1 \sigma_{mdt}$$

$$D_t = \begin{cases} 1 & \text{si } R_{mt} < 0 \\ 0 & \text{si } R_{mt} > 0 \end{cases}$$

La estimación de los modelos presentados anteriormente se ha llevado a cabo suponiendo que los residuos se distribuyen según una *t*-Student. Las estimaciones se han realizado por máxima verosimilitud a partir de la siguiente función:

$$L(\Theta) = \sum_{t=1}^T \ln\{l_t(\Theta)\}$$

$$l_t(\Theta) = \frac{T[(2+v)/2]}{T(v/2)[\pi(v-2)]} |H_t|^{-0.5} \left[ 1 \pm \frac{1}{v-2} \varepsilon_t' H_t^{-1} \varepsilon_t \right]^{-(2+v)*0.5}$$

Donde  $\Theta$  es el conjunto de parámetros estimados de la media y la varianza condicional. Para el proceso de estimación se ha utilizado el algoritmo de optimización propuesto en Berndt *et. al.* (1974).

### 3. RESULTADOS

La tabla 2 muestra una síntesis de los resultados alcanzados en la estimación de estos modelos. En primer lugar, la aplicación del modelo [1] muestra como el parámetro que mide la relación entre rendimiento y riesgo,  $\lambda_m$  presenta signo negativo y no significativo. Por su parte,  $\alpha_m$ ,  $\beta_m$  y  $\theta_m$  son significativos. El valor del último parámetro pone de manifiesto la existencia de respuestas asimétricas de la volatilidad de la prima de riesgo frente a noticias de diferente signo. Este modelo es similar al modelo estimado por Scrugg (1998), Schwert y Seguin (1990). El valor del parámetro de persistencia nos permitirá calcular, siguiendo a Nelson (1991), la vida media de un shock sobre la volatilidad ( $h$ ). Ésta vendría a ser aproximadamente igual a 25 días ( $h = \ln(0.5)/\ln(0.9725)$ )

En el modelo [2] la relación entre rendimiento y riesgo es positiva pero no significativa. La estimación de un modelo GARCH bivalente en el que se incluyen como variables explicativas de la volatilidad de ambas series el rendimiento del activo libre de riesgo no cambia las conclusiones fundamentales alcanzadas con el primero de los modelos. Destacar que el parámetro que mide la respuesta asimétrica de la volatilidad es significativo en ambas variables (en caso de la prima de riesgo al 10%). La relación

entre el rendimiento del activo libre de riesgo, la volatilidad del mercado y la volatilidad de la cartera de bonos, es de carácter negativo en el primer caso y positiva en el segundo. Aunque en ninguno de los dos casos es significativa, tal como lo ponen de manifiesto los valores estimados  $\gamma_m$  y  $\gamma_d$ , respectivamente. Este resultado es coincidente con el de Alcalá *et. al.* (1993)

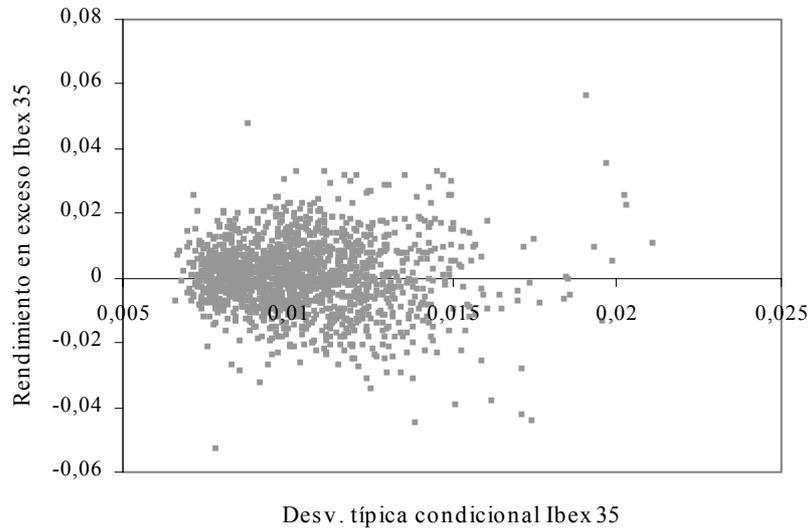
En el siguiente modelo [3] se presentan los resultados de incluir un segundo factor explicativo en la ecuación de la prima de riesgo, consistente en la covarianza entre mercado y deuda. Estos resultados son similares a los alcanzados en el trabajo de Scruggs (1998) para el mercado norteamericano y con datos mensuales. Los resultados de este trabajo han sido la base para mostrar una evidencia empírica de relación positiva entre rendimiento y riesgo. Así la relación entre rendimiento y riesgo resulta positiva y parcialmente significativa. Por su parte, el parámetro  $\lambda_d$ , que mide la relación entre covarianza y rendimiento, toma valor negativo y no significativo. No obstante, un aspecto que creemos interesante destacar es que la constante toma un valor ampliamente negativo y significativo, muy diferente de los valores obtenidos con los otros modelos anteriormente comentados. En esta modelización  $\theta_m$  no es significativo, lo que iría en contra de los resultados obtenidos en los modelos anteriores, y por tanto, en contra de la evidencia de respuesta asimétrica de la volatilidad. Otro resultado destacado, debido a sus diferencias respecto a modelos anteriores, es que el parámetro  $\gamma_m$  es significativo (al 10%), resultado que es contrario al obtenido por Glosten *et al.* (1993) con datos sobre el mercado americano, aunque coincidente con los obtenidos por De las Heras *et al.* (2001) par el mercado español.

En el modelo [4] se ha realizado una ortogonalización de los dos regresores y tal como se aprecia, la relación entre rendimiento y riesgo toma valores muy similares a los alcanzados en el modelo [2], siendo significativa y negativa la relación entre rendimiento y covarianza ( $\lambda_d$ ). Este resultado cambia, no obstante, si se compara con los obtenidos respecto al modelo [3], donde recordemos, la relación entre rendimiento-riesgo ( $\lambda_m$ ) y rendimiento-covarianza ( $\lambda_d$ ) era positiva y significativa, en el primer caso, y negativa y no significativa en el segundo. Otras diferencias, respecto a este último modelo se producen en que  $\theta_m$  es significativa y que  $\gamma_m$  deja de serlo.

Antes de comentar los resultados derivados de la estimación del modelo [5] se puede observar en la figura 3 el gráfico de dispersión entre el rendimiento en exceso del Ibex 35 y la desviación típica condicional. Tal como se puede observar no existe una clara relación entre ambas magnitudes. Se realizaron diferentes estimaciones a partir de modificaciones del modelo [2], observando una correlación negativa en las estimaciones de la constante del modelo y la pendiente que relaciona rendimiento y desviación típica. De forma, que cuanto mayor resultaba la pendiente, más negativos eran los valores que tomaba la constante. Dado el gráfico de dispersión y ante una posible no correcta especificación del modelo [3] se ha diseñado el modelo [5] que incorporaba dos pendientes distintas, una para rendimientos en exceso del Ibex 35 de signo positivo  $\lambda_m$  y otra para los negativos igual a  $\lambda_m + \lambda_{dl}$ . Tal como se podría anticipar por la forma del gráfico de dispersión, para los rendimientos en exceso positivos la pendiente resulta positiva y significativa y para los rendimientos negativos, la pendiente toma valor negativo y significativo. Por tanto, mayores rendimientos en valor absoluto, están relacionados con mayor volatilidad condicional, pero la relación en signo no es tan evidente, por lo menos con datos diarios y los modelos y periodo muestral objeto de estudio.

Figura 3

Gráfico de dispersión de los rendimientos diarios del Ibex 35 en exceso sobre el activo libre de riesgo y la correspondiente estimación condicional de la desviación típica, con datos diarios y para el periodo muestral de enero de 1992 a marzo de 1998.



En las figuras 4, 5 y 6 se reproducen las estimaciones de la volatilidad de la prima de riesgo, de la cartera de bonos y de la prima de riesgo esperada. En los tres casos utilizando los valores obtenidos a partir del modelo [5].

**Tabla 2**

Estimación condicional de la relación entre rendimiento y riesgo, con datos diarios de los rendimientos diarios del Ibex35 y la cartera AFI de deuda a medio y largo plazo, para el periodo muestral analizado, mediante diferentes modelos.

Parámetro	Modelo [1]	Modelo [2]	Modelo [3]	Modelo [4]	Modelo [5]
Panel A: Parámetros media condicional					
$\lambda_0$	0.0591	0.008	-0.1482	-0.0150	-0.0468
Prob. Crítica	(0.6009)	(0.9225)	(0.00)	(0.8670)	(0.3732)
$\lambda_1$	0.1391	0.0816	0.0896	0.0734	0.0203
Prob. Crítica	(0.00)	(0.00)	(0.00)	(0.00)	(0.1751)
$\lambda_m$	-0.0071	0.0372	0.2542	0.0734	1.1123
Prob. Crítica	(0.9509)	(0.6105)	(0.0544)	(0.4004)	(0.00)
$\lambda_d$			-0.7502	-0.9010	-0.1098
Prob. Crítica			(0.1151)	(0.0319)	(0.6906)
$\lambda_{d1}$					-1.9609
Prob. Crítica					(0.00)
$\mu_d$		0.0164	0.0176	0.0175	0.0175
Prob. crítica		(0.00)	(0.0061)	(0.0066)	(0.0061)
$\zeta$		0.0956	0.1255	0.0958	0.0976
Prob. crítica		(0.00)	(0.00)	(0.00)	(0.00)
Panel B: Parámetros varianza condicional					
$\omega_m$	-0.466	0.6840	-0.0082	-0.0028	-0.1376
Prob. crítica	(0.0022)	(0.8408)	(0.4844)	(0.0831)	(0.00)
$\alpha_m$	0.1584	0.1775	0.1306	0.1527	0.2018
Prob. crítica	(0.00)	(0.00)	(0.00)	(0.00)	(0.00)
$\beta_m$	0.9725	0.9773	0.9794	0.9774	0.9476
Prob. crítica	(0.00)	(0.00)	(0.00)	(0.00)	(0.00)
$\theta_m$	-0.2308	0.1956	0.1128	0.2061	0.1654
Prob. crítica	(0.0305)	(0.0981)	(0.2274)	(0.0513)	(0.0039)
$\gamma_m$		-0.385	-0.4731	-0.2769	-0.7111
Prob. crítica		(0.2863)	(0.0686)	(0.3637)	(0.0159)
$\omega_d$		0.8859	-0.1289	-0.1423	-0.1980
Prob. crítica		(0.5870)	(0.00)	(0.00)	(0.00)
$\alpha_d$		0.2552	0.2252	0.2196	0.2245
Prob. crítica		(0.00)	(0.00)	(0.00)	(0.00)
$\beta_d$		0.9742	0.9674	0.9715	0.9750
Prob. crítica		(0.00)	(0.00)	(0.00)	(0.00)
$\theta_d$		0.1885	0.2197	0.2218	0.1938
Prob. crítica		(0.0209)	(0.00)	(0.0029)	(0.0142)
$\gamma_d$		0.2692	0.1238	0.4380	0.2198
Prob. crítica		(0.5818)	(0.74582)	(0.3061)	(0.6302)
$\rho$		0.4717	0.4591	0.4674	0.2968
Prob. crítica		(0.00)	(0.00)	(0.00)	(0.00)
$\nu$	10.713	3.8914	8.6448	7.5091	5.3508
Prob. crítica	(0.00)	(0.00)	(0.00)	(0.00)	(0.00)
LFV	-2225.8983	-526.1744	-511.2895	-503.2139	147.6442

Nota: Las estimaciones de los diferentes modelos se han realizado mediante maximaverosimilitud, bajo el supuesto de distribución t-Student, utilizando el algoritmo de estimación Berndt et. al (1974) (BHHH). LFV es el valor de la función de maximoverosimilitud.

Figura 4

Gráfico volatilidad prima de riesgo estimada con modelo 5

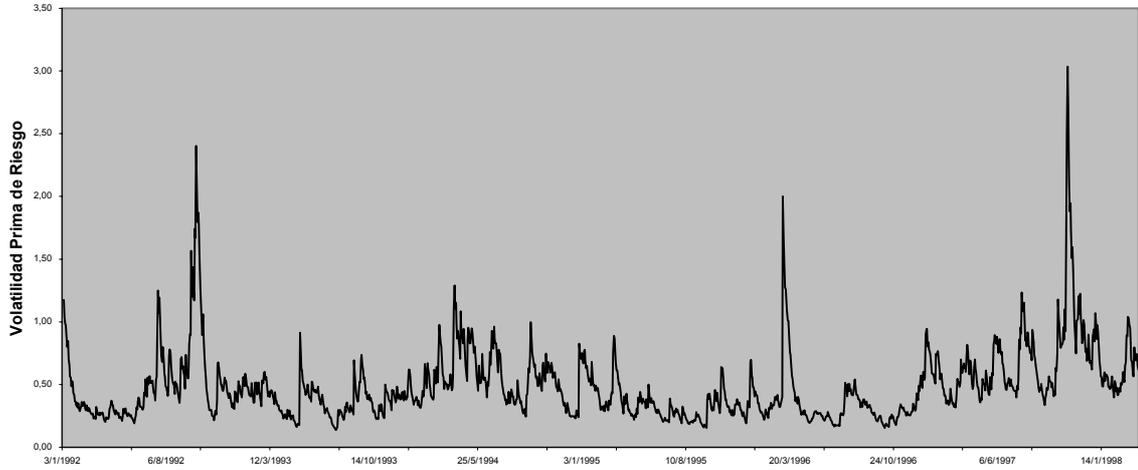


Figura 5

Gráfico volatilidad cartera de bonos índice AFI estimada con modelo 5

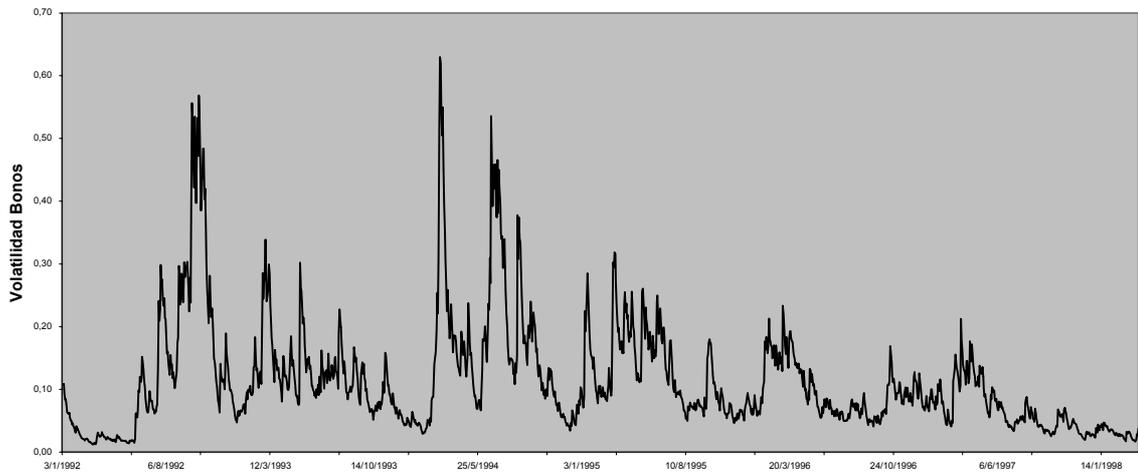
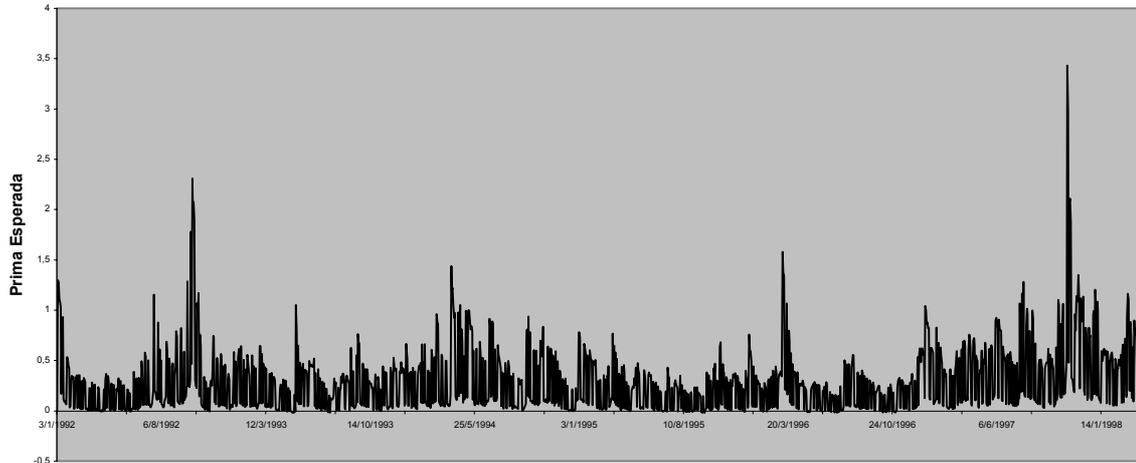


Figura 6

Gráfico prima de riesgo esperada estimada de acuerdo resultados modelo 5



#### 4. CONCLUSIONES

En este trabajo se presenta evidencia empírica sobre el signo y significatividad de la relación entre la prima de riesgo de mercado y su volatilidad condicional. Partiendo del trabajo de Sruggs (1995), se han estimado diversos modelos GARCH bivariantes. Estos modelos permiten modelizar la varianza de la prima de riesgo de mercado y el rendimiento de una cartera de bonos, así como la covarianzas entre ambas variables. Adicionalmente se analiza si el rendimiento del activo libre de riesgo ayuda a explicar la varianza de estas dos variables.

Como resultados mas destacados se evidencia una relación negativa y significativa entre el rendimiento del activo libre de riesgo y la volatilidad de la prima de mercado. No obteniéndose una relación significativa con la volatilidad de la cartera de bonos.

Por lo que respecta, a la relación entre la prima de riesgo de mercado y la volatilidad, los resultados obtenidos en el modelo 5, ponen de manifiesto que ésta depende de la situación del mercado. En definitiva, los resultados indican que la relación es de

carácter positiva, no obstante en fases bajistas del mercado esta relación pasa a ser negativa.

## **BIBLIOGRAFÍA**

Alcalá, J.; Bachiller, A. y Olave, P. (1993): «Prima de riesgo y volatilidad en el mercado de valores español», *Revista de economía Aplicada*, vol. 1, 3, 95-117.

Alexander C. (2001): «*Market Models. A guide to financial data analysis*» JOHN WILEY & SONS LTD. ISMA CENTER.

Alonso, F. y Restoy, F. (1995): «La remuneración de la volatilidad en el mercado español de renta variable», *Moneda y Crédito*, 200, 95-126.

Backus, D. y Gregory, A. (1993): «Theoretical relations between risk premiums and conditional variances», *Journal of Business & Economic Statistics*, vol. 11, 12, 177-185.

Berndt E. K., Hall, B. H., Hall, R. E. y Hausman, J. A. (1974): «Estimation and inference in Non- Linear structural models». *Annals of Economic and Social Measurement*, 3. 653-665.

Bera A. y Higgins, M. (1993): «ARCH models: Properties, estimation and testing» *Journal of economics surveys*. 7, 305-366

Bollerslev T., Engle, R. F y Nelson, D. B. (1994): *ARCH Models*. Chapter 49, Handbook of Econometrics, Volume IV, edited By R. F. Engle and D. L. McFadden. Elsevier Science B.V.

Bollerslev T., Chou, R. y Kroner, K. (1992): «ARCH modeling in finance» *Journal of econometrics*, 52, 5-59.

Boudoukh, J.; Richardson, M. y Whitelaw (1997) : «Nonlinearities in the relation between the equity risk premium and the term structure», *Management Science*, vol. 43, 3, 371-385.

Busse, J. (1999): «Volatility timing in mutual funds: Evidence from daily returns», *The Review of Financial Studies*, vol. 12, 5, 1009-1041.

- Campbell, J. (1987): «Stock returns and the term structure», *Journal of Financial Economics*, vol. 18, 2, 373-399.
- De las Heras, A, Nave, J .M. y Serna, G. (2002): The risk free rate and the Relation volatility-market risk premium. Documento de trabajo 1/2001/8. UCLM.
- Engle R. F. y Kroner, K. F. (1995): «Multivariate simultaneous generalized ARCH» *Econometric Theory*, 11, 122-150.
- Engle R. F. y Ng, V. K (1993): «Measuring and testing the impact of news on volatility». *Journal of Finance*, 5, 1749-1778.
- French, K.; Schewert, W. y Stambaugh, R. (1987): «Expected stock returns and variance», *Journal of Financial Economics*, 19, 3-29.
- Glosten, L.; Jagannathan, R. y Runkle, D. (1993): «On the relation between the expected value and the volatility of the nominal excess return on stocks», *The Journal of Finance*, vol. 48, 5, 1779-1801.
- Harvey, C. (1989): «Time-varying conditional covariances in tests of asset pricing models», *Journal of Financial Economics*, 24, 289-317.
- Hentschel, L. (1995): «All in the family. Nesting symmetric and asymmetric GARCH models», *Journal of Financial Economics*, vol. 39, 1, 71-104.
- Kroner K. F. y Ng, V. K. (1998): «Modeling Asymmetric comovements of asset returns» *The Review of Financial Studies*, 11, 817-844.
- León, A. y Mora, J. (1999): «Modelling conditional heteroskedasticity: Application to the Ibex35 stock-return index», *Spanish Economic Review*, vol. 1, 3, 215-238.
- Marín, J. y Rubio, G. (2001): *Economía Financiera*, Antoni Bosh Editor, Barcelona.
- Merton, R. (1973): «An intertemporal asset pricing model», *Econometrica*, vol. 41, 867-888.
- Nelson, D. B. (1991): «Conditional heteroskedasticity in asset returns: A new approach», *Econometrica*, vol. 59, 2, 347-370.
- Scruggs, J. (1998): «Resolving the puzzling intertemporal relation between the market risk premium and conditional market variance: a two-factor approach», *The Journal of Finance*, vol. 53, 2, 575-603.
- Schwert, G y Seguin P. (1990): «Heteroskedasticity in the stock returns», *The Journal of Finance*, vol. 45, 1129-1155.

Turner, C.; Startz, R. y Nelson, C. (1989): «A Markov model of heteroskedasticity, risk, and learning in the stock market», *Journal of Financial Economics*, 25, 3-22.

Whitelaw, R. (1994): «Time variations and covariations in the expectation and volatility of stock market returns», *Journal of Finance*, vol. 49, 2, 515-541.

Whitelaw, R. (2000): «Risk and return: Some new evidence», working paper, <http://www.stern.nyu.edu/~rwhitela/research.html>