

Lourdes Jordán  
Sales

Universidad de Las Palmas  
de Gran Canaria

Juan García Boza  
Universidad de Las Palmas  
de Gran Canaria

## CONTRASTE DEL MODELO CAPM EN LOS FONDOS DE INVERSIÓN MOBILIARIA ESPAÑOLES

*Resumen.—Palabras clave.—Abstract.—Key words.—1. Introducción.—2. Metodología.—3. La muestra objeto de investigación.—4. Estimación y contrastación empírica: 4.1. Estimación del modelo de mercado. 4.2. Validación empírica del CAPM.—5. Conclusiones.—Bibliografía.*

### RESUMEN

**E**L objetivo básico del presente trabajo de investigación es contrastar la aplicación a los Fondos de Inversión Mobiliaria del modelo de valoración de activos financieros conocido como CAPM. Para ello elegimos las series históricas trimestrales de rentabilidad de aquellos fondos del mercado nacional en los que cierta proporción de sus inversiones se materializa en renta variable en el período 1990-1997. Utilizamos tres metodologías de contraste (serie temporal y corte transversal con medias y sin medias) propuestas en la literatura financiera. El análisis empírico realizado nos permite señalar que el modelo CAPM no es adecuado para la explicación de las variaciones en las primas de rentabilidad de los Fondos de Inversión, por lo que consideramos que deben existir otras variables, distintas a la prima de riesgo del mercado, repre-

Recibido 27-11-00

Aceptado 04-10-01

Copyright © 2001 Asociación Española de Contabilidad y Administración de Empresas

ISSN 0210-2412

sentado éste por el Ibex-35, u otros modelos, que ayuden a explicar adecuadamente las variaciones en las primas de riesgo de los Fondos de Inversión.

## PALABRAS CLAVES

Fondos de Inversión; Modelos de valoración; CAPM; Primas de riesgo.

## ABSTRACT

The basic aim of the current research is the validation of the Capital Asset Pricing Model (CAPM) on Mutual Funds. In order to do so we have chosen the quarterly time series of national Mutual Funds returns from 1990 to 1997, whose asset allocations include equities. Three different methods of validation traditionally used in the Financial Theory have served us a a guide: the time series method, the cross-sectional with means method and the cross-sectional without means method. This empiric research has led us to consider the CAPM model unsuitable to explain the variations of Mutual Funds risk premiums. That is why we should consider other explanatory variables different from the market risk premium (we use as benchmark the Ibex-35) or any other models that may help us to explain the variation of Mutual Funds risk premiums suitably.

## KEY WORDS

Mutual Funds; Capital Asset Pricing Model; Risk premiums.

## 1. INTRODUCCIÓN

Cualquier Fondo de Inversión Mobiliaria está constituido por un patrimonio común perteneciente a una pluralidad de sujetos, los cuales encomiendan su gestión a una determinada entidad con el fin de que a través de adecuadas inversiones, caracterizadas por una eficiente diversifica-

ción, obtenga las máximas rentabilidades que en cada momento permitan los mercados financieros. Ahora bien, para cualquier partícipe en un Fondo de Inversión, una participación en el mismo constituye un activo financiero caracterizado por los parámetros estadísticos esperanza de rentabilidad y volatilidad asociada a dicha rentabilidad. Desde este punto de vista, y teniendo en cuenta que en los mercados financieros existen múltiples posibilidades de participar en Fondos de Inversión, es necesario estimar dichos parámetros estadísticos, para lo que debemos disponer de datos cuantitativos referidos al grado de rentabilidad y de volatilidad de cada fondo a fin de que los distintos inversores, aceptando un comportamiento racional de los mismos, puedan elegir entre ellos en función de sus preferencias en cuanto a distribuir su presupuesto de inversión de acuerdo con su perfil de riesgo. Para ello, y aparte del correspondiente análisis empírico, es preciso disponer de una teoría que refrende y ayude a explicar dicho análisis empírico, así como a predecir los valores futuros de la rentabilidad y del riesgo, mediante una correcta especificación de los factores determinantes y explicativos de los valores históricos. Por tanto, para lo anterior, encuentra plena justificación la utilización de la Teoría de Carteras y del Mercado de Capitales en cuanto que las mismas constituyen potentes herramientas y modelos de valoración que, sin lugar a dudas, ayudarán a los inversores en la toma de sus decisiones de adquisición de participaciones en Fondos de Inversión. Ahora bien, como es conocido, todos los modelos precisan de su contrastación empírica a efectos de establecer el grado de significación y explicación de la realidad financiera que pretenden representar. Una vez dicha contrastación ha sido satisfactoria, será posible aceptarlos.

En línea con lo señalado, nos planteamos como objetivo básico del presente trabajo de investigación, contrastar la aplicación a los Fondos de Inversión Mobiliaria del modelo de valoración de activos financieros conocido como CAPM, basándonos en las series históricas trimestrales de rentabilidad de aquellos fondos del mercado nacional en los que cierta proporción de sus inversiones se materializa en renta variable, en el período 1990-1997. Para ello, realizamos los siguientes pasos:

*Primero.*—Estimar para cada Fondo de Inversión seleccionado sus parámetros estadísticos fundamentales, esperanza matemática y desviación típica, representativos, respectivamente, en el ámbito financiero, de la rentabilidad esperada y del riesgo asociado a la misma.

*Segundo.*—Estimar el Modelo de Mercado, teniendo en cuenta la fundamentación teórica correspondiente y expresando el modelo en excesos de rentabilidad sobre la del activo libre de riesgo.

*Tercero.*—Contrastar el modelo CAPM en su aplicación a la estimación de la rentabilidad requerida por los inversores de cada Fondo de Inversión, de acuerdo con su riesgo de mercado, y tomando como cartera del mismo el Ibex-35.

## 2. METODOLOGÍA

Para cumplir los objetivos señalados, la metodología utilizada es la siguiente:

- a) Seleccionar del conjunto total de fondos del período objeto de análisis, y teniendo en cuenta su adscripción a los distintos tipos, aquellos que en todos y cada uno de los períodos permanecieron activos. A partir de los valores de la rentabilidad de los mismos, realizamos un análisis exploratorio de los datos, previo a la aplicación del modelo de regresión, estudiando para cada fondo la forma de la distribución estadística de su rentabilidad, la asimetría y la curtosis.
- b) Al considerar que la rentabilidad esperada de cada fondo viene explicada por su relación lineal con un determinado índice de mercado, procedemos a obtener el modelo de mercado o recta de regresión para cada tipo de fondo en el período objeto de análisis, realizando además el correspondiente análisis de la significación estadística de los coeficientes de regresión obtenidos y deduciendo para cada fondo su rentabilidad esperada, el riesgo total asociado a la misma, el riesgo sistemático, el riesgo específico y el coeficiente beta.
- c) Contrastar el CAPM utilizando la metodología de serie histórica y la de corte transversal, partiendo de los coeficientes beta estimados en el modelo de mercado.

En línea con lo expuesto, es preciso recordar que a través del modelo de mercado se pretende obtener una medida de la cantidad de riesgo sistemático asociado a cada fondo, o sea su coeficiente beta,  $\beta$ , obtenido del ajuste de una recta de regresión entre las rentabilidades de cada fondo y la rentabilidad del mercado.

El modelo de mercado de Sharpe indica que, en cualquier período de tiempo, la rentabilidad de un activo financiero viene explicada por una función lineal de variable independiente la rentabilidad del mercado, siendo la variable dependiente la rentabilidad de dicho activo. En consecuen-

cia, en nuestro caso la variable aleatoria representativa de la rentabilidad del fondo  $i$  sigue un proceso estocástico en el tiempo relacionado con el seguido por la variable aleatoria indicativa de la rentabilidad del mercado, lo que da lugar a que dicho proceso se exprese analíticamente a través del conocido modelo econométrico de regresión lineal simple:  $r_i = a_i + \beta_i \cdot R_M + \varepsilon_i$ , que en un contexto de serie temporal se puede expresar:

$$r_{it} = a_i + \beta_i \cdot R_{Mt} + \varepsilon_{it} \quad | \quad i = 1, 2, \dots, N; t = 1, 2, \dots, T$$

siendo:

- $r_{it}$ : variable aleatoria o rendimiento del fondo  $i$  durante el período temporal  $t$ .
- $R_{Mt}$ : variable aleatoria explicativa de la rentabilidad del mercado durante el mismo período de tiempo, de valor medio  $E_M$ .
- $\varepsilon_{it}$ : perturbación o variable aleatoria que recoge todos aquellos factores individualmente irrelevantes que influyen o afectan al rendimiento del fondo  $i$ .
- $\beta_i$ : parámetro o coeficiente de regresión a estimar que indica el peso o grado de intensidad con que las fluctuaciones de la rentabilidad del mercado afectan a la rentabilidad del fondo  $i$ .
- $a_i$ : parámetro a estimar que mide la parte de la rentabilidad del fondo  $i$  independiente de la rentabilidad del mercado y del conjunto de factores registrados en la perturbación aleatoria.

Una vez efectuadas las estimaciones, es preciso realizar los contrastes de hipótesis relativos a la significación de los parámetros del modelo, analizar el grado de bondad del ajuste, así como la verificación de las hipótesis econométricas inherentes al modelo, es decir, ausencia de autocorrelación, homocedasticidad y normalidad de los residuos.

El CAPM establece la relación que debe existir en un mercado en equilibrio entre la rentabilidad esperada  $E_i$  de cualquier activo o cartera y su riesgo sistemático, medido por  $\beta_i$ , de tal forma que la prima de riesgo de dicho activo o cartera, cuantificada por el exceso de rentabilidad sobre la del activo libre de riesgo,  $R_f$ , es proporcional a la prima de riesgo del mercado,  $E_M - R_f$ , siendo  $\beta_i$  el coeficiente de proporcionalidad:  $E_i = R_f + (E_M - R_f) \cdot \beta_i$ .

El objetivo fundamental de la contrastación empírica o validación del modelo es responder a la cuestión de si los datos reales de rentabilidad de las distintas modalidades de Fondos de Inversión verifican la ecuación fundamental precedente.

A efectos de exponer adecuadamente la metodología utilizada en el contraste del modelo CAPM, es preciso tener en cuenta que, tal y como

señalan Fama y MacBeth [1973: 607-636], la ecuación fundamental del mismo supone tres implicaciones que son comprobables:

- La relación entre los rendimientos esperados de un activo y su riesgo, en cualquier cartera eficiente de mercado, es lineal.
- $\beta_i$  es una medida completa del riesgo de un activo  $i$  para una cartera eficiente de mercado, siendo la única medida del riesgo que aparece en dicha ecuación.
- En un mercado en el que los inversores son adversos al riesgo, las primas de riesgo deben ser positivas, por lo que se verificará:  $E_M - R_f > 0$ .

Según el modelo, todos los activos financieros, en nuestro caso, Fondos de Inversión, deben cumplir la ecuación fundamental, situándose por tanto en la recta del mercado de títulos (SML), siendo dicha ecuación la que tenemos que validar empíricamente.

El modelo CAPM constituye un modelo de expectativas, las cuales, obviamente, no son observables en la realidad, pues únicamente se dispone de datos históricos o realizados en un determinado período de tiempo. Por lo que, en principio parece que el modelo no puede contrastarse con la realidad. Sin embargo, al introducir la hipótesis de expectativas racionales (1), es posible contrastar con datos históricos o datos ex-post, que son los que nos proporciona el mercado, dicho modelo. En la mayor parte de los estudios, tanto teóricos como empíricos, sobre el CAPM no se hace la distinción entre los coeficientes beta ex-ante y los coeficientes beta ex-post. En este sentido, Fama [1968: 29-40] y Jensen [1969: 167-247] han demostrado que el coeficiente beta ex-ante del modelo CAPM y el coeficiente beta ex-post del modelo de mercado son aproximadamente iguales, por lo que utilizaremos para el contraste del CAPM los coeficientes beta que obtengamos en la estimación del modelo de mercado.

Para realizar los contrastes vamos a seguir dos metodologías alternativas [Jensen 1972b: 363-368]: contraste de serie temporal y contraste de corte transversal o cross seccional.

#### A) *Contraste de serie temporal* (2)

De acuerdo con el modelo de mercado, tenemos la siguiente expresión indicativa de la relación en cualquier momento  $t$  del tiempo entre la ren-

(1) Suponer que los individuos, como promedio, aciertan en sus estimaciones.

(2) Metodología seguida, entre otros, por Black; Jensen y Scholes [1972: 79-121] y Jensen [1972b: 366-367].

tabilidad de un fondo  $i$  y su coeficiente beta:  $r_{it} = a_i + \beta_i \cdot R_{Mt} + \varepsilon_{it}$ . Por otra parte, el valor esperado de la rentabilidad de dicho activo, viene dado por la expresión:  $E_i = a_i + \beta_i \cdot E_M$ .

Y al realizar operaciones (3), se llega a la siguiente expresión del modelo CAPM en forma de serie temporal y en excesos de rentabilidad sobre la del activo libre de riesgo [Elton y Gruber 1991: 342-346]:

$$r_{it} - R_{ft} = \beta_i \cdot (R_{Mt} - R_{ft}) + \varepsilon_{it}$$

La expresión anterior permite contrastar el modelo. En efecto, si se desea verificar empíricamente la validez del mismo, puede hacerse efectuando para cada activo la regresión tomando como variable explicativa la prima de riesgo del mercado,  $R_{Mt} - R_{ft}$ , y como variable a explicar, la prima de riesgo del activo,  $r_{it} - R_{ft}$ , con lo que la ecuación de regresión a estimar es:

$$r_{it} - R_{ft} = a_i + \beta_i \cdot (R_{Mt} - R_{ft}) + \varepsilon_{it}$$

Estas regresiones las realizamos tanto utilizando la metodología de MCO como la de MCG, ya que esta segunda tiene en cuenta los problemas derivados de la existencia de heterocedasticidad y autocorrelación.

En cada una de tales regresiones, si efectivamente se verifica el modelo, de ecuación  $E_i = R_f + (E_M - R_f) \cdot \beta_i$ , es evidente que la correspondiente ordenada en el origen debe ser nula:  $a_i = 0$ . Podemos contrastar esta hipótesis de dos formas diferentes: de forma individual para cada uno de los fondos, mediante un test univariante, o bien de forma conjunta para todos los fondos de una misma clase, mediante un test multivariante (4).

En el test univariante se realiza para cada fondo el siguiente contraste bilateral de hipótesis:

$$\begin{cases} H_0: a_i = 0 \\ H_1: a_i \neq 0 \end{cases}$$

Para efectuar este contraste e interpretar los resultados del mismo, utilizamos el estadístico t-Student, de modo que para cada Fondo de Inversión la hipótesis de cumplimiento del modelo CAPM se mantiene para un nivel de significación dado si su estadístico  $t(a_i)$  es menor, en valor absoluto, al valor de la distribución t-Student con  $N-2$  grados de libertad correspondiente a dicho nivel de significación. En nuestro trabajo, al tomar datos trimestrales de rentabilidad y ser el período de estudio de

(3) Obteniendo  $r_{it} - E_i = \beta_i \cdot (R_{Mt} - E_M) + \varepsilon_{it}$ , sustituimos  $E_i$  por su valor de acuerdo con la expresión del CAPM.

(4) Encontramos distintos tests multivariantes en: Shanken [1985: 327-348], MacKinlay [1987: 341-371] y Gibbons, Ross y Shanken [1989: 1121-1152].

treinta y dos trimestres, existen treinta grados de libertad, por lo que tomando un nivel de confianza del 95% se acepta la hipótesis nula para  $|t| < 2,0423$ .

En el test multivariante, que hemos realizado únicamente con MCO, se contrasta simultáneamente para el conjunto de fondos de una cierta clase la hipótesis nula de que todas las ordenadas en el origen son nulas:

$$\begin{cases} H_0: a_1 = a_2 = \dots = a_N = 0 \\ H_1: \exists a_i \neq 0 \end{cases}$$

Dicho contraste lo realizamos mediante el test de Wald [Greene, 1998: 145, 244-246] obteniendo el valor correspondiente del estadístico de prueba así como su probabilidad, manteniéndose la hipótesis nula señalada, y por tanto la aceptación global del CAPM, si dicha probabilidad es superior al nivel de significación elegido, en nuestro caso el 5%.

#### B) *Contraste de corte transversal*

Esta metodología está basada en la verificación del cumplimiento del modelo para el conjunto de los Fondos de Inversión seleccionados en un determinado momento del tiempo. Para ello en primer lugar se obtienen los coeficientes  $\beta$  a través del modelo de mercado, y en segundo término se realiza un ajuste de regresión entre dichos coeficientes  $\beta$ , a los que consideraremos como variable independiente, y las rentabilidades de los fondos. Esta metodología da lugar a dos variantes en cuanto a la consideración de la variable explicada: la metodología de corte transversal con medias y de corte transversal sin medias.

B.1) *Contraste de corte transversal con medias* (5): La variable a explicar es la rentabilidad media de los fondos en un período concreto. Por tanto, es preciso ajustar los coeficientes betas de los fondos con sus promedios de rentabilidad, según la siguiente ecuación de regresión:

$$E_j = \gamma_0 + \gamma_1 \cdot \beta_j + \varepsilon_j \quad | \quad j = 1, 2, \dots, N$$

Si efectivamente se verifica el modelo, el valor de la ordenada en el origen  $\gamma_0$  debe ser igual al promedio, en el período total contrastado, del tipo de interés del activo libre de riesgo,  $\bar{R}_f$ , y el valor de la pendiente  $\gamma_1$ , ha de coincidir con el promedio de la prima de riesgo del mercado,  $\bar{E}_M - \bar{R}_f$ .

(5) Metodología utilizada, entre otros, por Miller y Scholes [1972: 47-78], Bergés [1984: 93-99] y Gómez Bezares, Madariaga y Santibáñez [1994: 81-90, 140-142].

En consecuencia, es preciso contrastar en primer lugar la significación estadística de los parámetros del modelo, para lo cual realizaremos los siguientes contrastes de hipótesis:

$$\text{Para la ordenada en el origen: } \begin{cases} H_0: \gamma_0 = 0 \\ H_1: \gamma_0 \neq 0 \end{cases}$$

$$\text{Para la pendiente: } \begin{cases} H_0: \gamma_1 = 0 \\ H_1: \gamma_1 \neq 0 \end{cases}$$

Estas hipótesis serán aceptadas si la probabilidad del correspondiente estadístico  $t$  supera el nivel de significación establecido.

En segundo término es preciso contrastar que dichos valores coincidan con los ya señalados, o sea, con el promedio de la rentabilidad del activo libre de riesgo, y con el promedio de la prima de riesgo del mercado. Por ello debemos realizar los siguientes contrastes de hipótesis:

$$\text{Para la ordenada en el origen: } \begin{cases} H_0: \gamma_0 = \overline{R_f} \\ H_1: \gamma_0 \neq \overline{R_f} \end{cases}$$

$$\text{Para la pendiente: } \begin{cases} H_0: \gamma_1 = \overline{E_M} - \overline{R_f} \\ H_1: \gamma_1 \neq \overline{E_M} - \overline{R_f} \end{cases}$$

Para contrastar estas hipótesis, relativas a la igualdad de los parámetros a unos determinados valores, utilizaremos el test de Wald. La hipótesis nula se mantendrá en ambos casos si la probabilidad del correspondiente estadístico supera el nivel de significación correspondiente.

B.2) *Contraste de corte transversal sin medias* (6): La variable a explicar es la rentabilidad de los fondos para cada momento del tiempo. En consecuencia, es preciso realizar el ajuste entre los coeficientes beta de los fondos con las rentabilidades de los mismos, para cada momento del tiempo, según la siguiente ecuación de regresión:

$$r_{it} = \gamma_0 + \gamma_1 \cdot \beta_i + \varepsilon_{it} \quad | \quad i = 1, 2, \dots, N; t = 1, 2, \dots, T$$

(6) Metodología utilizada por Fama y Macbeth [1973: 607-636], Litzenberger y Ramaswamy [1979: 163-195] y por Gómez Bezares, Madariaga y Santibáñez [1994: 90-94, 142-143].

Por tanto, tenemos  $T$  ecuaciones de regresión siendo  $i = 1, 2, \dots, N$ :

$$\begin{aligned} r_{i1} &= \gamma_{01} + \gamma_{11} \cdot \beta_i + \varepsilon_{i1} \\ r_{i2} &= \gamma_{02} + \gamma_{12} \cdot \beta_i + \varepsilon_{i2} \\ &\dots \\ r_{iT} &= \gamma_{0T} + \gamma_{1T} \cdot \beta_i + \varepsilon_{iT} \end{aligned}$$

De igual forma a lo ya señalado, es preciso contrastar tanto la significación estadística de los parámetros como la igualdad de los mismos a los respectivos valores de la rentabilidad del activo libre de riesgo y la prima de riesgo del mercado. Para ello, una vez calculados para cada período los coeficientes  $\gamma_{0i}$  y  $\gamma_{1i}$ , contrastamos su significación estadística, tanto de forma individual como de forma conjunta.

De forma individual para cada regresión las hipótesis a contrastar son:

$$\text{Para la ordenada en el origen: } \begin{cases} H_0: \gamma_{0i} = 0 \\ H_1: \gamma_{0i} \neq 0 \end{cases}$$

$$\text{Para la pendiente: } \begin{cases} H_0: \gamma_{1i} = 0 \\ H_1: \gamma_{1i} \neq 0 \end{cases}$$

De forma conjunta para todas las regresiones, realizamos los siguientes contrastes:

$$\text{Para la ordenada en el origen: } \begin{cases} H_0: \gamma_{01} = \gamma_{02} = \dots = \gamma_{0T} = 0 \\ H_1: \exists \gamma_{0i} \neq 0 \end{cases}$$

$$\text{Para la pendiente: } \begin{cases} H_0: \gamma_{11} = \gamma_{12} = \dots = \gamma_{1T} = 0 \\ H_1: \exists \gamma_{1i} \neq 0 \end{cases}$$

Además es preciso contrastar, utilizando el test de Wald, que en cada período dichos valores coincidan con el promedio de la rentabilidad del activo libre de riesgo, y con el promedio de la prima de riesgo del mercado, de cada período. Por ello debemos realizar los siguientes contrastes de hipótesis:

$$\text{Para la ordenada en el origen: } \begin{cases} H_0: \gamma_{01} = \bar{R}_{11}; H_0: \gamma_{02} = \bar{R}_{12}; \dots; H_0: \gamma_{0T} = \bar{R}_{1T} \\ H_1: \gamma_{01} \neq \bar{R}_{11}; H_1: \gamma_{02} \neq \bar{R}_{12}; \dots; H_1: \gamma_{0T} \neq \bar{R}_{1T} \end{cases}$$

$$\text{Para la pendiente: } \begin{cases} H_0: \gamma_{11} = \bar{E}_{M1} - \bar{R}_{11}; H_0: \gamma_{12} = \bar{E}_{M2} - \bar{R}_{12}; \dots; H_0: \gamma_{1T} = \bar{E}_{MT} - \bar{R}_{1T} \\ H_1: \gamma_{11} \neq \bar{E}_{M1} - \bar{R}_{11}; H_1: \gamma_{12} \neq \bar{E}_{M2} - \bar{R}_{12}; \dots; H_1: \gamma_{1T} \neq \bar{E}_{MT} - \bar{R}_{1T} \end{cases}$$

Para ambos contrastes de corte transversal, a efectos de aceptar el CAPM, existen distintos grados de aceptación del cumplimiento de las hipótesis:

- a) Según la versión clásica del modelo o versión de Sharpe-Lintner, se acepta el cumplimiento del CAPM, si son significativas la ordenada y la pendiente del ajuste, y se cumple la igualdad a los valores teóricos  $\gamma_0 = \bar{R}_f$  y  $\gamma_1 = \bar{E}_M - \bar{R}_f$ .
- b) Según la versión de Black, para aceptar el CAPM, basta con aceptar la significación del premio por riesgo o de la pendiente de regresión, siendo, por tanto, menos exigente que la versión anterior. Esto es debido a que si la cartera de mercado es eficiente, el CAPM se cumplirá [Roll, 1977: 129-176], pero la ordenada en el origen y la pendiente del ajuste no tendrían porqué coincidir con los valores teóricos. Por ello, algunos autores se desprecupan de la hipótesis de igualdad a los valores teóricos, contrastando solamente la significación del premio por riesgo.
- c) También hemos encontrado en la literatura una situación intermedia, en la que se acepta la igualdad de los parámetros a los valores teóricos, aunque tales parámetros no sean significativos. En tal caso, no puede aceptarse el CAPM, pero tampoco puede rechazarse.

### 3. LA MUESTRA OBJETO DE INVESTIGACIÓN

A efectos de disponer de los tipos de rentabilidad generados por los Fondos de Inversión Mobiliaria objeto de nuestro análisis, hemos seleccionado, en primer lugar, de entre las distintas modalidades de los mismos, aquellos en cuya composición entra la renta variable, o sea, los Fondos de Inversión Mobiliaria (FIM) de renta variable, de renta variable mixta y de renta fija mixta. De dichos fondos hemos elegido aquellos de los cuales se dispusiese de datos trimestrales durante todo el período objeto de investigación, que comprende los años 1990 a 1997, ambos inclusive.

Como es conocido, y a efectos de realizar las estimaciones empíricas, es posible definir el modelo de mercado en dos versiones: en rentabilidades y en excesos de rentabilidad sobre la del tipo de interés libre de riesgo. Nosotros nos hemos inclinado por la segunda posibilidad, tomando como cartera de mercado el Ibex-35, y como activo cuyo tipo de rentabilidad consideramos libre de riesgo las Letras del Tesoro, siendo, pues, la ecuación a estimar  $r_i - R_f = a_i + (R_M - R_f) \cdot \beta_i + \varepsilon_i$ .

Las fuentes de las que hemos obtenido los datos están constituidas por los informes trimestrales emitidos por la Comisión Nacional del Mercado de Valores y por los boletines estadísticos del Banco de España.

Podemos sintetizar los datos de la muestra en la tabla I:

TABLA I  
DESCRIPCIÓN GENERAL DE LA MUESTRA

<i>Fuente:</i> Informes trimestrales de la CNMV.			
<i>Período de estudio:</i> 1990-1997.			
<i>Criterio de selección:</i> Todos los Fondos de Inversión Mobiliaria españoles, en cuya composición entra la renta variable, de los que poseemos datos durante todo el período objeto de estudio.			
<i>Datos básicos:</i> Rendimientos trimestrales anualizados de los Fondos de Inversión Mobiliaria seleccionados, ajustados por ampliaciones de capital y reparto de dividendos.			
<i>Número de fondos seleccionados:</i> 61.			
<i>NOMBRE DEL FONDO</i>			
<i>Código</i>	<i>Renta variable</i>	<i>Renta variable mixta</i>	<i>Renta fija mixta</i>
F1	FONCAIXA 5	GDS SERVIFONDO 3	MEDIFOND
F2	ARGENTARIA POSTAL BOLSA	FONDMAPFRE BOLSA	FIBANC RENTA
F3	BCH ACCIONES	BCH MIXTO ACCIONES	AB FONDO
F4	BSN ACCIONES	IBERLION VALOR	AB AHORRO
5	AB BOLSA	IBERCAJA RENTA	MB FONDO 2
F6	BK FONDO	EUROVALOR 1	IBERLION EQUILIBRIO
F7	FONDBARCLAYS 2	INVERBANSER	INVERSABADELL
F8	BBV ÍNDICE	PLUSMADRID	FONDONORTE
F9	PROMOBOLSA	PLUSCARTERA	BASKINVER
F10	METAVALOR	SANTANDER 80/20	ARQUIUNO
F11	BBV BOLSA	FONNAVARRA	AB RENTA
F12	FONDGESKOA	AHORROFONDO	AB FIVA
F13	FIBANC CRECIMIENTO	BOLSINDEX	BSN GLOBAL
14	BETA CRECIMIENTO	IBERCAJA CAPITAL	INVERMANRESA
F15	BANZAFONDO	FONDBARCLAYS 3	FONMASTER 1
F16	EUROFONDO	ALHAMBRA	AXAFONDO
F17	EDM INVERSIÓN	GENERAL COMMERCE	FONPASTOR
F18	SANTANDER ACCIONES	BBV FONBANCAYA	FINESFONDO
F19	IBERLION BOLSA	BBV RENDIMIENTO	BBV AHORRO
F20			ARGENTARIA FONDPOSTAL
F21			SANTANDER GESTION MIXTO
F22			FON-FINECO AHORRO
F23			BI MULTIFONDO

#### 4. ESTIMACIÓN Y CONTRASTACIÓN EMPÍRICA

##### 4.1. ESTIMACIÓN DEL MODELO DE MERCADO

Como paso previo a la estimación del modelo de mercado y posterior contraste del CAPM, en cada una de las tres clases de Fondos de Inversión objeto de nuestro trabajo, hemos procedido al estudio de la normalidad, asimetría y curtosis, realizando los contrastes de hipótesis correspondientes. En este sentido, para todas las clases de fondos, se acepta la hipótesis de normalidad, siendo el coeficiente de asimetría próximo a cero, y la mayoría de los fondos de cada clase presenta un apuntamiento similar al de la distribución normal.

En cuanto a la estimación del modelo de mercado, los resultados obtenidos los exponemos en la tabla II.

TABLA II  
ESTIMACIÓN DEL MODELO DE MERCADO

Fondo	RENDA VARIABLE			RENDA VARIABLE MIXTA			RENDA FIJA MIXTA		
	$\beta_i$	$t(\beta_i)$	$R^2$	$\beta_i$	$t(\beta_i)$	$R^2$	$\beta_i$	$t(\beta_i)$	$R^2$
F1	0,818	7,185	0,632	0,729	7,372	0,644	0,101	3,831	0,329
F2	0,732	7,239	0,636	0,464	8,619	0,713	0,098	3,806	0,326
F3	1,033	7,791	0,669	0,720	6,374	0,575	0,111	4,268	0,378
F4	0,896	9,143	0,736	0,756	7,088	0,626	0,095	3,665	0,309
F5	0,966	10,463	0,785	0,296	7,369	0,644	0,100	5,375	0,491
F6	0,814	8,950	0,728	0,615	9,747	0,760	0,272	6,636	0,595
F7	0,805	8,617	0,712	0,418	8,745	0,718	0,344	5,404	0,493
F8	0,754	8,027	0,682	0,383	8,713	0,717	0,177	7,776	0,668
F9	0,806	8,744	0,718	0,744	10,638	0,790	0,129	5,392	0,492
F10	0,693	6,912	0,614	0,310	7,490	0,652	0,111	6,432	0,580
F11	0,710	6,336	0,572	0,402	6,765	0,604	0,089	3,767	0,321
F12	0,687	5,569	0,508	0,379	6,673	0,598	0,270	8,449	0,704
F13	0,741	8,546	0,709	0,282	8,962	0,728	0,217	4,305	0,382
F14	0,955	7,951	0,678	0,484	8,363	0,700	0,079	6,332	0,572
F15	0,415	5,854	0,533	0,426	7,767	0,668	0,106	5,828	0,531
F16	0,598	5,759	0,525	0,199	5,720	0,522	0,223	7,806	0,670
F17	0,786	6,827	0,608	0,168	5,966	0,543	0,103	6,007	0,546
F18	0,844	9,882	0,765	0,653	6,186	0,561	0,117	3,094	0,242
F19	0,905	7,412	0,647	0,631	7,701	0,664	0,092	5,160	0,470
F20							0,081	3,749	0,31
F21							0,255	6,995	0,620
F22							0,238	6,944	0,617
F23							0,097	3,062	0,238

FUENTE: Elaboración propia.

De acuerdo con los resultados mostrados en la tabla II, en general, los coeficientes beta de los fondos analizados presentan estabilidad temporal (7). Además, todos los fondos tienen un coeficiente  $\beta$  positivo, con un valor inferior a 1, excepto el fondo F3 de los de renta variable, cuyo valor supera la unidad. Por tanto, las variaciones en las primas de riesgo de sesenta fondos analizados siguen el curso del mercado, moviéndose en el mismo sentido que éste, siendo fondos defensivos o poco volátiles, pues las variaciones en la prima de riesgo del mercado se traducen en variaciones en sus rentabilidades, pero en menor proporción a las de aquél. No obstante, es de resaltar que a medida que la renta variable tiene mayor importancia en la composición del patrimonio del fondo, el coeficiente beta es mayor. En cambio, el fondo F3 de los de renta variable, es un fondo más volátil o agresivo, ya que ante variaciones en la prima de riesgo de la variable exógena, el Ibex-35, la prima de riesgo del mismo, experimenta una variación superior a la de dicha variable exógena.

Al analizar la significación estadística de dichos coeficientes  $\beta$ , para un nivel de confianza del 90% todos los coeficientes son significativos, mientras que para el 95%, deja de ser significativo el correspondiente coeficiente del fondo F23 de renta fija mixta.

En cuanto a los coeficientes de determinación, todos los fondos de renta variable presentan un coeficiente  $R^2$  superior al 50%, tomando doce de ellos un valor comprendido entre el 50 y el 70%. Además, los restantes siete fondos tienen un coeficiente de determinación superior al 70%. Por tanto, en todos los fondos de renta variable analizados, más del 50% de las variaciones en las primas de riesgo de los mismos son debidas a los movimientos en las primas de riesgo del Ibex-35.

Para los fondos de renta variable mixta, los diecinueve analizados presentan un coeficiente  $R^2$  superior al 50%, tomando trece de ellos un valor comprendido entre el 50 y el 70%. Además, los restantes siete fondos tienen un coeficiente de determinación superior al 70%, siendo el mayor el 79,04% que corresponde al fondo F9. Por tanto, en todos los fondos de renta variable mixta analizados, más del 50% de las variaciones en las primas de riesgo de los mismos son debidas a los movimientos en las primas de riesgo del Ibex-35.

---

(7) A efectos de analizar la estabilidad temporal de los coeficientes beta para detectar un posible cambio estructural hemos aplicado el test de Chow de dos formas distintas. En primer lugar, considerando únicamente dos intervalos, del primer trimestre del año 1990 al segundo del 1994, y del tercero de 1994 al último de 1997; y en segundo lugar, dividiendo el período total en cuatro subintervalos, o sea del primer trimestre de 1990 al último de 1992, del primero de 1993 al segundo de 1994, del tercero de 1994 al segundo de 1995, y del tercero de 1995 hasta el final de 1997.

En trece de los veintitrés fondos de renta fija mixta estudiados, el coeficiente  $R^2$  es inferior al 50%, oscilando los valores de nueve de ellos entre el 20 y el 40%. Por otra parte, nueve de ellos tienen un valor comprendido entre el 50 y el 70%, mientras que sólo un fondo, el F12, tiene un coeficiente de determinación superior al 70%, siendo su valor el 70,41%. En consecuencia, en la mayoría de esta clase de fondos, trece sobre veintitrés, las variaciones en las primas de riesgo de los mismos no son debidas principalmente a los movimientos en las primas de riesgo del Ibox-35, por lo que suponemos que existen otras causas que explican mejor las variaciones en las primas de riesgo correspondientes a sus rentabilidades.

En la tabla III exponemos la descomposición en valores medios y porcentuales del riesgo total de cada clase de fondos.

TABLA III  
DESCOMPOSICIÓN DEL RIESGO PROMEDIO

Riesgo	RENTA VARIABLE		RENTA VARIABLE MIXTA		RENTA FIJA MIXTA	
	Media %	Porcentaje	Media %	Porcentaje	Media %	Porcentaje
$\sigma_p^2$	83,57	100,00	34,71	100,00	4,98	100,00
$\beta_i^2 \sigma_M^2$	55,53	66,45	21,44	61,77	2,53	50,80
$\sigma_{ii}$	28,04	33,55	13,27	38,23	2,45	49,20

FUENTE: Elaboración propia.

Por tanto, para los Fondos de Inversión Mobiliaria de renta variable podemos aceptar la bondad del ajuste según el modelo de mercado, puesto que el mercado explica una parte importante, en promedio el 66,45% de la variabilidad de la prima de riesgo de la rentabilidad de dichos fondos, existiendo una cantidad no despreciable de riesgo específico no explicada por el mercado, en promedio un 33,55% del total, siendo además los coeficientes beta altamente significativos.

Del mismo modo, también en los Fondos de Inversión Mobiliaria de renta variable mixta podemos aceptar la bondad del ajuste según el modelo de mercado, puesto que el mercado explica una parte importante, en promedio el 61,77%, de la variabilidad de la prima de riesgo de la rentabilidad de dichos fondos, existiendo una cantidad no despreciable de riesgo específico, en promedio del 38,23%, siendo los coeficientes beta altamente significativos.

Y para los Fondos de Inversión Mobiliaria de renta fija mixta, no podemos aceptar la bondad del ajuste según el modelo de mercado de forma tan clara como en el caso de los fondos de renta variable y renta variable mixta, puesto que el mercado explica, en promedio, solamente alrededor del 50,80% de la variabilidad de la prima de riesgo de la rentabilidad de dichos fondos, existiendo una cantidad importante de riesgo específico, en promedio del 49,20%, por lo que deben existir otras variables relevantes en la explicación de las primas de rentabilidad de este tipo de fondos.

#### 4.2. VALIDACIÓN EMPÍRICA DEL CAPM

##### 4.2.1. *Contraste de serie temporal*

Partiendo de los coeficientes de regresión obtenidos en el modelo de mercado, mediante un test univariante para cada fondo contrastamos la hipótesis nula de que la ordenada en el origen sea igual a cero, obteniendo el valor del estadístico de prueba que se muestra en la tabla IV, tanto cuando utilizamos MCO como utilizando MCG. Asimismo, indicamos la aceptación (SÍ) o el rechazo (NO) del modelo.

TABLA IV  
CONTRASTE DE SERIE TEMPORAL

	RENDA VARIABLE				RENDA VARIABLE MIXTA				RENDA FIJA MIXTA			
	MCO		MCG		MCO		MCG		MCO		MCG	
	$t(a_i)$	Acept.	$t(a_i)$	Acept.	$t(a_i)$	Acept.	$t(a_i)$	Acept.	$t(a_i)$	Acept.	$t(a_i)$	Acept.
F1	0,266	SÍ	0,418	SÍ	0,23	SÍ	0,381	SÍ	-0,191	SÍ	-0,178	SÍ
F2	-0,301	SÍ	-0,361	SÍ	0,763	SÍ	1,057	SÍ	0,073	SÍ	0,069	SÍ
F3	0,398	SÍ	0,626	SÍ	0,172	SÍ	0,266	SÍ	0,775	SÍ	0,672	SÍ
F4	1,428	SÍ	2,452	NO	-0,732	SÍ	-0,865	SÍ	0,092	SÍ	0,079	SÍ
F5	1,185	SÍ	1,996	SÍ	-1,058	SÍ	-1,631	SÍ	1,086	SÍ	1,025	SÍ
F6	0,948	SÍ	1,366	SÍ	0,543	SÍ	0,996	SÍ	-0,811	SÍ	-0,716	SÍ
F7	-0,433	SÍ	-0,524	SÍ	0,733	SÍ	1,019	SÍ	-0,375	SÍ	-0,594	SÍ
F8	-0,585	SÍ	-0,879	SÍ	0,112	SÍ	0,135	SÍ	0,959	SÍ	1,02	SÍ
F9	0,175	SÍ	0,237	SÍ	-0,236	SÍ	-0,331	SÍ	0,192	SÍ	0,201	SÍ
F10	-0,68	SÍ	-1,307	SÍ	-0,282	SÍ	-0,338	SÍ	-2,483	NO	-2,931	NO
F11	-0,504	SÍ	-0,978	SÍ	-0,459	SÍ	-0,568	SÍ	-0,894	SÍ	-0,754	SÍ
F12	-1,611	SÍ	-2,485	NO	-0,55	SÍ	-0,863	SÍ	-0,404	SÍ	-0,538	SÍ
F13	0,014	SÍ	0,024	SÍ	-1,219	SÍ	-2,023	SÍ	-2,081	NO	-2,06	NO
F14	-1,479	SÍ	-1,845	SÍ	-0,455	SÍ	-0,768	SÍ	-0,638	SÍ	-0,691	SÍ
F15	-0,405	SÍ	-0,538	SÍ	-0,443	SÍ	-0,447	SÍ	-0,459	SÍ	-0,441	SÍ
F16	-0,113	SÍ	-0,123	SÍ	-0,638	SÍ	-0,574	SÍ	-0,812	SÍ	-0,886	SÍ
F17	-0,532	SÍ	-0,666	SÍ	-3,787	NO	-3,228	NO	-0,336	SÍ	-0,433	SÍ
F18	0,254	SÍ	0,401	SÍ	-1,235	SÍ	-2,088	NO	-0,486	SÍ	-0,536	SÍ
F19	-0,967	SÍ	-1,038	SÍ	-1,614	SÍ	-2,923	NO	-1,491	SÍ	-1,279	SÍ
F20									-2,5	NO	-2,173	NO
F21									-1,69	SÍ	-1,893	SÍ
F22									-0,884	SÍ	-0,702	SÍ
F23									-2,241	NO	-1,806	SÍ

FUENTE: Elaboración propia.

De acuerdo con los resultados expuestos, para un nivel de confianza del 95%, en todos los Fondos de renta variable, al utilizar MCO, se mantiene la hipótesis nula enunciada, con lo cual se acepta el cumplimiento del CAPM para cada uno de forma individual. Aplicando MCG la hipótesis nula propuesta se rechaza únicamente en los fondos F4 y F12, por lo que se acepta el cumplimiento del CAPM, de forma individual, en cada uno de los restantes fondos. En los Fondos de renta variable mixta, al utilizar MCO, se acepta el cumplimiento del CAPM para cada fondo de

forma individual, excepto para el fondo F17. Al utilizar MCG, se acepta el cumplimiento del CAPM en todos los fondos, a excepción de los fondos F17, F18 y F19. En los fondos de renta fija mixta, en todos los seleccionados, a excepción de los fondos F10, F13, F20 y F23, se acepta la hipótesis nula utilizando MCO, mientras que al aplicar MCG se acepta la hipótesis nula en todos los casos, excepto en los fondos F10, F13 y F20. Por lo tanto, de modo general podemos aceptar el cumplimiento del CAPM de manera individual.

Al realizar el test multivariante para comprobar de forma conjunta en todos los fondos el cumplimiento de la hipótesis nula indicada, en los Fondos de renta variable, se obtiene como probabilidad del valor del estadístico de prueba correspondiente, un 87,71%, por lo que es aceptada dicha hipótesis nula. En los Fondos de renta variable mixta, la probabilidad del valor correspondiente al estadístico de prueba, es prácticamente nula, 0,0021%, por lo que no se acepta el modelo de forma conjunta. En los Fondos de renta fija mixta, se acepta el modelo CAPM, puesto que la probabilidad del estadístico de prueba es del 6,77%.

De acuerdo con lo expuesto, al utilizar la metodología de serie temporal con los datos trimestrales de rentabilidad y según el test univariante, al aplicar MCO para la totalidad de los fondos de renta variable se acepta el modelo CAPM, para dieciocho de los diecinueve fondos en el caso de los fondos de renta variable mixta, y en diecinueve de los veintitrés de los fondos de renta fija mixta. Aplicando MCG el modelo se acepta respectivamente en diecisiete, dieciséis y veinte fondos de los seleccionados para cada clase. Así mismo, al realizar el contraste de forma conjunta, se acepta el modelo tanto en los fondos de renta variable como en los de renta fija mixta.

#### 4.2.2. *Contrastes según la metodología de corte transversal con medias*

Una vez realizados los correspondientes ajustes de regresión entre los coeficientes beta de los fondos, obtenidos de estimar el modelo de mercado, y la rentabilidad media de los 61 fondos que componen la muestra, hemos de contrastar tanto la significación estadística de los parámetros  $\gamma_0$  y  $\gamma_1$ , como la igualdad de la ordenada en el origen al promedio de la rentabilidad del activo libre de riesgo, y la igualdad de la pendiente al promedio de la prima de riesgo del mercado.

En cuanto a la significación estadística de los parámetros, para un nivel de confianza del 95% se rechaza la hipótesis nula para  $|t| > 2,0423$ . Los datos correspondientes se muestran en la tabla V. Al contrastar que

el valor de la ordenada es igual al promedio de la rentabilidad del activo libre de riesgo, es decir,  $\bar{R}_f = 2,452$ , y la pendiente igual al promedio de la prima de riesgo del mercado, o sea,  $\bar{E}_M - \bar{R}_f = 0,749$ , utilizando el test de Wald (8), se obtienen los resultados expuestos en la tabla V, que nos permiten aceptar las hipótesis nulas relativas a la igualdad de los parámetros a los valores señalados.

TABLA V  
SIGNIFICACIÓN ESTADÍSTICA Y CONTRASTE DE IGUALDAD DE LOS PARÁMETROS

MODALIDAD DE FONDOS	SIGNIFICACIÓN				CONTRASTE DE IGUALDAD		
	Parámetros estimados	MCO	MCG	$t(\gamma)$	$H_0$	MCO	MCG
						F	F
Renta variable	$\gamma_0$	1,105	1,083	0,927	$\gamma_0 = \bar{R}_f$	1,743	0,274
	$\gamma_1$	2,237	1,742	1,355	$\gamma_1 = \bar{E}_M - \bar{R}_f$	1,343	0,379
Renta variable mixta	$\gamma_0$	2,226	7,672	11,315	$\gamma_0 = \bar{R}_f$	0,602	0,266
	$\gamma_1$	0,593	1,020	1,199	$\gamma_1 = \bar{E}_M - \bar{R}_f$	0,072	0,755
Renta fija mixta	$\gamma_0$	2,405	21,320	24,051	$\gamma_0 = \bar{R}_f$	0,173	0,643
	$\gamma_1$	-0,236	-0,318	-0,437	$\gamma_1 = \bar{E}_M - \bar{R}_f$	1,764	0,082

FUENTE: Elaboración propia.

En conclusión, para las tres categorías de Fondos de Inversión analizados, nos encontramos en la situación intermedia, por lo que no podemos ni aceptar ni rechazar el CAPM para el contraste de corte transversal con medias, al no ser significativa la pendiente de la regresión, aunque sí es significativa la ordenada en el origen en los fondos de renta variable mixta y renta fija mixta, y se verifique la igualdad de los parámetros a los valores señalados, tal y como se recoge en la tabla VI.

(8) Como es conocido, dicho estadístico sigue una distribución F con un grado de libertad en el numerador y N-2 en el denominador. En nuestro caso, se acepta la hipótesis nula, para un nivel de significación del 5%, si el valor del estadístico de prueba es inferior a 4,45 en los Fondos de Renta Variable y Variable Mixta, mientras que en los Fondos de Renta Fija Mixta ha de ser inferior a 4,32.

TABLA VI  
ACEPTACIÓN DE LAS HIPÓTESIS DEL MODELO

	RENTA VARIABLE		RENTA VARIABLE MIXTA		RENTA FIJA MIXTA	
	MCO	MCG	MCO	MCG	MCO	MCG
Significación $\gamma_0$	NO	NO	SÍ	SÍ	SÍ	SÍ
Significación $\gamma_1$	NO	NO	NO	NO	NO	NO
$\gamma_0 = \bar{R}_f = 2,45$	SÍ	SÍ	SÍ	SÍ	SÍ	SÍ
$\gamma_1 = \bar{E}_{it} - \bar{R}_f = 0,749$	SÍ	SÍ	SÍ	SÍ	SÍ	SÍ

FUENTE: Elaboración propia.

#### 4.2.3. *Contrastes según la metodología de corte transversal sin medias*

En el modelo propuesto, la ecuación  $r_{it} = \gamma_{0t} + \gamma_{1t} \cdot \beta_i + \varepsilon_{it}$ , ha de cumplirse para cualquier valor de  $t$ , siendo en este caso los correspondientes a cada uno de los trimestres desde 1990 a 1997.

Una vez realizados los correspondientes ajustes de regresión por MCO, entre los coeficientes beta de los fondos con las rentabilidades de los mismos para cada trimestre, hemos realizado tanto un contraste univariante, para comprobar la significación de los parámetros estimados en cada período de forma individual, como uno multivariante para contrastar la significación de manera conjunta.

Los resultados obtenidos del test univariante se recogen en la tabla VII, siendo comentada la significación de los parámetros en la tabla VIII.

TABLA VII  
SIGNIFICACIÓN DE LOS PARÁMETROS  
(TEST UNIVARIANTE)

Período	RENTA VARIABLE				RENTA VARIABLE MIXTA				RENTA FIJA MIXTA			
	MCO		MCG		MCO		MCG		MCO		MCG	
	$t(\gamma_0)$	$t(\gamma_1)$	$t(\gamma_0)$	$t(\gamma_1)$	$t(\gamma_0)$	$t(\gamma_1)$	$t(\gamma_0)$	$t(\gamma_1)$	$t(\gamma_0)$	$t(\gamma_1)$	$t(\gamma_0)$	$t(\gamma_1)$
1990:1	0,47	-2,123	0,614	-2,589	3,764	-6,848	5,459	-7,937	7,626	-5,794	9,955	-6,673
1990:2	-0,813	3,052	-0,926	3,425	-0,662	5,986	-0,738	5,232	3,939	4,674	3,927	3,505
1990:3	-0,388	-2,277	-0,44	-2,632	2,983	-6,453	4,405	-7,898	4,780	-5,628	8,021	-6,365
1990:4	1,386	-0,484	1,439	-0,486	1,140	1,18	1,208	0,889	12,885	4,751	15,638	7,485
1991:1	-1,172	3,766	-1,247	4,173	-1,926	9,473	-2,049	9,531	3,208	5,242	2,531	3,288
1991:2	0,512	-0,396	0,46	-0,331	4,122	-1,839	5,558	-1,914	14,692	-4,204	17,603	-4,068
1991:3	0,156	-0,825	0,135	-0,657	2,841	-2,522	2,798	-2,129	8,681	-2,666	16,657	-3,225
1991:4	0,831	-2,076	1,013	-2,541	2,451	-4,408	4,512	-5,475	6,543	-4,242	9,377	-3,929
1992:1	1,198	0,023	1,705	0,032	2,948	0,843	2,902	0,839	13,526	1,685	12,975	1,502
1992:2	2,1	-3,262	3,067	-4,234	3,246	5,044	3,936	-5,805	8,846	-5,850	12,788	-5,571
1992:3	1,606	-4,365	1,556	-4,046	1,117	-6,894	1,448	-9,458	4,379	-6,051	3,345	-4,421
1992:4	0,305	1,229	0,19	0,728	0,319	2,837	0,544	3,01	5,883	2,606	4,821	2,615
1993:1	-1,093	3,318	-0,933	2,86	1,402	5,382	4,068	8,91	14,367	1,509	14,548	1,711
1993:2	0,787	1,393	1,453	2,428	5,527	4,189	4,896	3,456	11,385	-0,724	13,274	-0,716
1993:3	-1,078	3,509	-2,045	6,545	3,140	3,155	3,109	3,523	8,408	3,094	8,172	3,434
1993:4	1,106	2,445	1,61	3,318	3,388	2,21	3,821	3,135	5,099	0,650	6,006	0,472
1994:1	0,247	0,043	0,287	0,057	2,297	-1,168	3,375	-1,285	-0,658	1,189	-0,776	1,450
1994:2	-1,365	-1,5	-1,955	-2,168	-0,859	-2,496	-0,647	2,104	-0,318	-2,239	-0,371	-2,155
1994:3	-1,288	0,813	-1,434	0,968	-0,394	-1,645	-0,296	-1,188	1,580	-1,494	1,785	-1,559
1994:4	-1,101	-0,857	-1,126	-0,957	-0,325	-2,396	-0,418	-2,475	2,930	-2,282	5,367	-2,772
1995:1	-3,226	0,494	-2,975	0,455	0,322	-3,68	0,343	-2,719	8,079	-4,343	9,111	-7,541
1995:2	2,177	1,091	3,906	1,802	2,524	3,326	4,082	4,503	6,828	3,273	6,779	3,364
1995:3	0,586	2,051	0,622	2,325	8,800	1,392	9,067	1,662	12,729	0,330	8,654	0,356
1995:4	-0,26	1,238	-0,438	2,199	1,904	1,671	1,804	1,55	4,632	0,731	3,802	0,833
1996:1	0,661	1,648	0,802	2,169	3,940	1,456	4,329	1,501	6,342	2,611	9,160	2,375
1996:2	2,005	3,382	3,091	6,001	3,350	5,001	3,821	7,022	11,648	2,348	13,571	2,647
1996:3	0,665	-0,257	1,082	-0,476	3,000	-0,299	2,225	-0,238	10,678	-1,248	9,173	-1,336
1996:4	1,684	0,909	1,692	2,396	3,625	5,768	3,447	5,353	4,969	6,000	5,152	6,668
1997:1	0,909	2,567	1,175	2,966	2,966	2,775	3,675	2,357	0,414	4,492	0,421	3,227
1997:2	1,909	3,507	2,778	5,79	3,096	7,064	3,787	6,437	3,704	6,736	5,744	7,575
1997:3	0,391	2,726	0,507	3,718	2,387	3,305	2,387	3,305	5,201	3,569	4,963	4,597
1997:4	-0,412	0,347	-0,882	0,797	-0,034	0,946	-0,03	0,759	5,458	-1,697	4,986	-1,757

FUENTE: Elaboración propia.

TABLA VIII  
ACEPTACIÓN DE LAS HIPÓTESIS DEL MODELO  
(TEST UNIVARIANTE)

i	FONDOS DE RENTA VARIABLE				RENTA VARIABLE MIXTA				RENTA FIJA MIXTA			
	Significación $\gamma_w$		Significación $\gamma_u$		Significación $\gamma_w$		Significación $\gamma_u$		Significación $\gamma_w$		Significación $\gamma_u$	
	MCO	MCG										
1990:1	NO	NO	SÍ	SÍ								
1990:2	NO	NO	SÍ	SÍ	NO	SÍ	SÍ	SÍ	SÍ	SÍ	SÍ	SÍ
1990:3	NO	NO	SÍ	SÍ								
1990:4	NO	NO	NO	NO	NO	SÍ	NO	NO	SÍ	SÍ	SÍ	SÍ
1991:1	NO	NO	SÍ	SÍ	NO	SÍ	SÍ	SÍ	SÍ	SÍ	SÍ	SÍ
1991:2	NO	NO	NO	NO	SÍ	SÍ	NO	SÍ	SÍ	SÍ	SÍ	SÍ
1991:3	NO	NO	NO	NO	SÍ	SÍ	SÍ	SÍ	SÍ	SÍ	SÍ	SÍ
1991:4	NO	NO	SÍ	SÍ								
1992:1	NO	NO	NO	NO	SÍ	SÍ	NO	NO	SÍ	SÍ	NO	NO
1992:2	SÍ	SÍ										
1992:3	NO	NO	SÍ	SÍ	NO	SÍ	SÍ	SÍ	SÍ	SÍ	SÍ	SÍ
1992:4	NO	NO	NO	NO	NO	SÍ	SÍ	SÍ	SÍ	SÍ	SÍ	SÍ
1993:1	NO	NO	SÍ	SÍ	NO	SÍ	SÍ	SÍ	SÍ	SÍ	NO	SÍ
1993:2	NO	NO	NO	SÍ	SÍ	SÍ	SÍ	SÍ	SÍ	SÍ	NO	NO
1993:3	NO	SÍ	SÍ	NO	SÍ	SÍ	SÍ	SÍ	SÍ	SÍ	SÍ	SÍ
1993:4	NO	NO	SÍ	SÍ	SÍ	SÍ	SÍ	SÍ	SÍ	SÍ	NO	NO
1994:1	NO	NO	NO	NO	SÍ	SÍ	NO	NO	NO	NO	NO	NO
1994:2	NO	NO	NO	SÍ	NO	SÍ	SÍ	SÍ	NO	NO	SÍ	SÍ
1994:3	NO	NO	NO	NO	NO	SÍ	NO	NO	NO	SÍ	NO	NO
1994:4	NO	NO	NO	NO	NO	SÍ	SÍ	SÍ	SÍ	SÍ	SÍ	SÍ
1995:1	SÍ	SÍ	NO	NO	NO	SÍ	SÍ	SÍ	SÍ	SÍ	SÍ	SÍ
1995:2	SÍ	SÍ	NO	NO	SÍ	SÍ	SÍ	SÍ	SÍ	SÍ	SÍ	SÍ
1995:3	NO	NO	SÍ	SÍ	SÍ	NO	NO	NO	SÍ	SÍ	NO	NO
1995:4	NO	NO	NO	SÍ	NO	SÍ	NO	NO	SÍ	SÍ	NO	NO
1996:1	NO	NO	NO	SÍ	SÍ	SÍ	NO	NO	SÍ	SÍ	SÍ	SÍ
1996:2	NO	SÍ	SÍ	SÍ								
1996:3	NO	NO	NO	NO	SÍ	NO	NO	NO	SÍ	SÍ	NO	NO
1996:4	NO	NO	NO	SÍ	SÍ	SÍ	SÍ	SÍ	SÍ	SÍ	SÍ	SÍ
1997:1	NO	NO	SÍ	SÍ	SÍ	SÍ	SÍ	SÍ	NO	NO	SÍ	SÍ
1997:2	NO	SÍ	SÍ	SÍ								
1997:3	NO	NO	SÍ	SÍ								
1997:4	NO	NO	NO	NO	NO	NO	NO	NO	SÍ	SÍ	SÍ	SÍ

FUENTE: Elaboración propia.

También realizamos un contraste de significación conjunta a través del test de Wald rechazándose la hipótesis nula en las tres categorías de fondos, puesto que la probabilidad del estadístico de prueba es inferior al nivel de significación del 5%, por lo que los parámetros de forma conjunta son significativos.

En cuanto al contraste de la igualdad de los parámetros a los valores señalados para cada período, también hemos realizado un test univariante y otro multivariante. Los resultados obtenidos en el test univariante, tanto para la ordenada como para la pendiente, se recogen en las tablas IX y X, y en la XI reflejamos la aceptación o no de estas hipótesis.

TABLA IX  
CONTRASTE DE IGUALDAD DE LA ORDENADA  
(TEST UNIVARIANTE)

ORDENADA		RENDA VARIABLE		RENDA VARIABLE MIXTA		RENDA FIJA MIXTA	
		MCO	MCG	MCO	MCG	MCO	MCG
Periodo	$H_0: \gamma_{0i} = \bar{R}_i$	$P(\chi^2)$	$P(\chi^2)$	$P(\chi^2)$	$P(\chi^2)$	$P(\chi^2)$	$P(\chi^2)$
1990:1	$\gamma_{01}=3,250$	0,766	0,711	0,478	0,305	0,843	0,796
1990:2	$\gamma_{02}=3,507$	0,106	0,065	0,000	0,000	0,000	0,000
1990:3	$\gamma_{03}=3,465$	0,384	0,323	0,067	0,006	0,073	0,002
1990:4	$\gamma_{04}=3,515$	0,556	0,541	0,312	0,284	0,000	0,000
1991:1	$\gamma_{05}=3,450$	0,077	0,060	0,000	0,000	0,033	0,094
1991:2	$\gamma_{06}=2,975$	0,625	0,661	0,581	0,456	0,000	0,000
1991:3	$\gamma_{07}=2,975$	0,587	0,602	0,627	0,632	0,128	0,007
1991:4	$\gamma_{08}=2,900$	0,787	0,742	0,338	0,078	0,171	0,050
1992:1	$\gamma_{09}=2,900$	0,563	0,411	0,795	0,798	0,985	0,986
1992:2	$\gamma_{010}=2,900$	0,198	0,060	0,894	0,872	0,343	0,171
1992:3	$\gamma_{011}=3,075$	0,395	0,409	0,153	0,064	0,000	0,000
1992:4	$\gamma_{012}=3,325$	0,731	0,830	0,063	0,001	0,082	0,155
1993:1	$\gamma_{013}=3,140$	0,057	0,104	0,050	0,000	0,015	0,014
1993:2	$\gamma_{014}=2,850$	0,891	0,801	0,819	0,840	0,000	0,000
1993:3	$\gamma_{015}=2,400$	0,062	0,000	0,573	0,577	0,102	0,112
1993:4	$\gamma_{016}=2,107$	0,640	0,496	0,056	0,031	0,035	0,013
1994:1	$\gamma_{017}=1,900$	0,817	0,788	0,686	0,553	0,000	0,000
1994:2	$\gamma_{018}=1,882$	0,022	0,001	0,006	0,041	0,000	0,000
1994:3	$\gamma_{019}=2,007$	0,046	0,026	0,000	0,001	0,000	0,000
1994:4	$\gamma_{020}=2,150$	0,012	0,010	0,000	0,000	0,001	0,000
1995:1	$\gamma_{021}=2,427$	0,000	0,000	0,008	0,004	0,000	0,000
1995:2	$\gamma_{022}=2,507$	0,202	0,022	0,971	0,953	0,026	0,027
1995:3	$\gamma_{023}=2,452$	0,255	0,227	0,025	0,021	0,001	0,030
1995:4	$\gamma_{024}=2,300$	0,409	0,163	0,829	0,838	0,203	0,296
1996:1	$\gamma_{025}=2,080$	0,748	0,697	0,452	0,408	0,265	0,107
1996:2	$\gamma_{026}=1,805$	0,423	0,217	0,369	0,305	0,000	0,000
1996:3	$\gamma_{027}=1,757$	0,669	0,486	0,417	0,547	0,000	0,000
1996:4	$\gamma_{028}=1,552$	0,166	0,163	0,012	0,017	0,158	0,143
1997:1	$\gamma_{029}=1,325$	0,955	0,943	0,617	0,535	0,000	0,000
1997:2	$\gamma_{030}=1,267$	0,114	0,021	0,030	0,008	0,342	0,140
1997:3	$\gamma_{031}=1,185$	0,700	0,617	0,544	0,563	0,862	0,868
1997:4	$\gamma_{032}=1,150$	0,392	0,067	0,100	0,155	0,259	0,303

FUENTE: Elaboración propia.

TABLA X  
CONTRASTE DE IGUALDAD DE LA PENDIENTE  
(TEST UNIVARIANTE)

PENDIENTE		RENDA VARIABLE		RENDA VARIABLE MIXTA		RENDA FIJA MIXTA	
		MCO	MCG	MCO	MCG	MCO	MCG
Período	$H_0: \gamma_{it} = \bar{E}_{it} - \bar{R}_f$	$P(\chi^2)$	$P(\chi^2)$	$P(\chi^2)$	$P(\chi^2)$	$P(\chi^2)$	$P(\chi^2)$
1990:1	$\gamma_{11} = -10,436$	0,842	0,808	0,054	0,025	0,048	0,023
1990:2	$\gamma_{12} = 2,113$	0,007	0,002	0,000	0,000	0,000	0,003
1990:3	$\gamma_{13} = -13,767$	0,449	0,381	0,000	0,000	0,000	0,000
1990:4	$\gamma_{14} = -13,318$	0,055	0,054	0,000	0,000	0,000	0,000
1991:1	$\gamma_{15} = 11,608$	0,029	0,015	0,000	0,000	0,011	0,114
1991:2	$\gamma_{16} = 4,632$	0,102	0,172	0,000	0,000	0,000	0,000
1991:3	$\gamma_{17} = -3,331$	0,879	0,903	0,229	0,309	0,153	0,084
1991:4	$\gamma_{18} = -6,827$	0,304	0,209	0,008	0,001	0,016	0,026
1992:1	$\gamma_{19} = 1,366$	0,834	0,769	0,834	0,834	0,474	0,523
1992:2	$\gamma_{110} = -6,146$	0,058	0,013	0,142	0,091	0,007	0,010
1992:3	$\gamma_{111} = -22,534$	0,972	0,974	0,015	0,001	0,001	0,016
1992:4	$\gamma_{112} = 1,535$	0,321	0,556	0,019	0,013	0,038	0,037
1993:1	$\gamma_{113} = 11,066$	0,289	0,370	0,589	0,372	0,000	0,000
1993:2	$\gamma_{114} = 4,764$	0,867	0,770	0,810	0,843	0,018	0,020
1993:3	$\gamma_{115} = 11,528$	0,607	0,338	0,002	0,001	0,063	0,039
1993:4	$\gamma_{116} = 6,572$	0,388	0,241	0,916	0,881	0,439	0,574
1994:1	$\gamma_{117} = 6,455$	0,212	0,097	0,000	0,000	0,785	0,739
1994:2	$\gamma_{118} = -10,582$	0,010	0,000	0,007	0,023	0,262	0,280
1994:3	$\gamma_{119} = -5,488$	0,189	0,005	0,000	0,011	0,198	0,179
1994:4	$\gamma_{120} = -5,273$	0,059	0,035	0,021	0,017	0,994	0,993
1995:1	$\gamma_{121} = -8,415$	0,000	0,000	0,144	0,281	0,085	0,003
1995:2	$\gamma_{122} = 3,329$	0,890	0,018	0,093	0,023	0,147	0,136
1995:3	$\gamma_{123} = 4,495$	0,646	0,603	0,000	0,000	0,019	0,011
1995:4	$\gamma_{124} = 0,010$	0,216	0,028	0,095	0,122	0,466	0,406
1996:1	$\gamma_{125} = 8,372$	0,136	0,049	0,000	0,000	0,050	0,075
1996:2	$\gamma_{126} = 6,464$	0,963	0,935	0,541	0,391	0,166	0,119
1996:3	$\gamma_{127} = -3,669$	0,120	0,004	0,000	0,003	0,378	0,345
1996:4	$\gamma_{128} = 14,068$	0,992	0,991	0,524	0,555	0,273	0,223
1997:1	$\gamma_{129} = 12,319$	0,000	0,000	0,000	0,000	0,002	0,026
1997:2	$\gamma_{130} = 17,649$	0,865	0,779	0,592	0,626	0,366	0,310
1997:3	$\gamma_{131} = 6,766$	0,427	0,279	0,075	0,045	0,272	0,157
1997:4	$\gamma_{132} = -1,368$	0,444	0,078	0,057	0,126	0,361	0,344

FUENTE: Elaboración propia.

TABLA XI  
ACEPTACIÓN DE LAS HIPÓTESIS DEL MODELO  
(TEST UNIVARIANTE)

t	RENTA VARIABLE				RENTA VARIABLE MIXTA				RENTA FIJA MIXTA			
	$\gamma_w = \bar{R}_f$		$\gamma_w = \bar{E}_{M_t} - \bar{R}_f$		$\gamma_w = \bar{R}_f$		$\gamma_w = \bar{E}_{M_t} - \bar{R}_f$		$\gamma_w = \bar{R}_f$		$\gamma_w = \bar{E}_{M_t} - \bar{R}_f$	
	MCO	MCG	MCO	MCG	MCO	MCG	MCO	MCG	MCO	MCG	MCO	MCG
1990:1	SÍ	SÍ	SÍ	SÍ	SÍ	SÍ	SÍ	NO	SÍ	SÍ	NO	NO
1990:2	SÍ	SÍ	NO	NO	NO	NO	NO	NO	NO	NO	NO	NO
1990:3	SÍ	SÍ	SÍ	SÍ	SÍ	NO	NO	NO	SÍ	NO	NO	NO
1990:4	SÍ	SÍ	SÍ	SÍ	SÍ	SÍ	NO	NO	NO	NO	NO	NO
1991:1	SÍ	SÍ	NO	NO	NO	NO	NO	NO	NO	SÍ	NO	SÍ
1991:2	SÍ	SÍ	SÍ	SÍ	SÍ	SÍ	NO	NO	NO	NO	NO	NO
1991:3	SÍ	SÍ	SÍ	SÍ	SÍ	SÍ	SÍ	SÍ	SÍ	NO	SÍ	SÍ
1991:4	SÍ	SÍ	SÍ	SÍ	SÍ	SÍ	NO	NO	SÍ	SÍ	NO	NO
1992:1	SÍ	SÍ	SÍ	SÍ	SÍ	SÍ	SÍ	SÍ	SÍ	SÍ	SÍ	SÍ
1992:2	SÍ	SÍ	SÍ	NO	SÍ	SÍ	SÍ	SÍ	SÍ	SÍ	NO	NO
1992:3	SÍ	SÍ	SÍ	SÍ	SÍ	SÍ	NO	NO	NO	NO	NO	NO
1992:4	SÍ	SÍ	SÍ	SÍ	SÍ	NO	NO	NO	SÍ	SÍ	NO	NO
1993:1	SÍ	SÍ	SÍ	SÍ	SÍ	NO	SÍ	SÍ	NO	NO	NO	NO
1993:2	SÍ	SÍ	SÍ	SÍ	SÍ	SÍ	SÍ	SÍ	NO	NO	NO	NO
1993:3	SÍ	NO	SÍ	SÍ	SÍ	SÍ	NO	NO	SÍ	SÍ	SÍ	NO
1993:4	SÍ	SÍ	SÍ	SÍ	SÍ	NO	SÍ	SÍ	NO	NO	SÍ	SÍ
1994:1	SÍ	SÍ	SÍ	SÍ	SÍ	SÍ	NO	NO	NO	NO	SÍ	SÍ
1994:2	NO	NO	NO	NO	NO	NO	NO	NO	NO	NO	SÍ	SÍ
1994:3	NO	NO	SÍ	NO	NO	NO	NO	NO	NO	NO	SÍ	SÍ
1994:4	NO	NO	SÍ	NO	NO	NO	NO	NO	NO	NO	SÍ	SÍ
1995:1	NO	NO	NO	NO	NO	NO	SÍ	SÍ	NO	NO	SÍ	NO
1995:2	SÍ	NO	SÍ	NO	SÍ	SÍ	SÍ	NO	NO	NO	SÍ	SÍ
1995:3	SÍ	SÍ	SÍ	SÍ	NO	NO	NO	NO	NO	NO	NO	NO
1995:4	SÍ	SÍ	SÍ	NO	SÍ	SÍ	SÍ	SÍ	SÍ	SÍ	SÍ	SÍ
1996:1	SÍ	SÍ	SÍ	NO	SÍ	SÍ	NO	NO	SÍ	SÍ	NO	SÍ
1996:2	SÍ	SÍ	SÍ	SÍ	SÍ	SÍ	SÍ	SÍ	NO	NO	SÍ	SÍ
1996:3	SÍ	SÍ	SÍ	NO	SÍ	SÍ	NO	NO	NO	NO	SÍ	SÍ
1996:4	SÍ	SÍ	SÍ	SÍ	NO	SÍ	SÍ	SÍ	SÍ	SÍ	SÍ	SÍ
1997:1	SÍ	SÍ	NO	NO	SÍ	SÍ	NO	NO	NO	NO	NO	NO
1997:2	SÍ	NO	SÍ	SÍ	NO	NO	SÍ	SÍ	SÍ	SÍ	SÍ	SÍ
1997:3	SÍ	SÍ	SÍ	SÍ	SÍ	SÍ	SÍ	NO	SÍ	SÍ	SÍ	SÍ
1997:4	SÍ	SÍ	SÍ	SÍ	SÍ	SÍ	SÍ	SÍ	SÍ	SÍ	SÍ	SÍ

FUENTE: Elaboración propia.

Los resultados obtenidos al realizar el test multivariante permiten rechazar las hipótesis nulas planteadas en las tres categorías de Fondos, puesto que el valor de la probabilidad del estadístico de prueba es inferior al 5%, no verificándose de forma conjunta la igualdad de los parámetros a los valores teóricos.

En función del grado de cumplimiento de las hipótesis del modelo, para las tres modalidades de fondos y en cada uno de los períodos objeto de investigación, en la tabla XII indicamos los trimestres en los que se rechaza el modelo y aquellos en los que se acepta según alguna de las tres versiones de aceptación del mismo. De acuerdo con ello, en los fondos de renta variable, en el 75% de los períodos, el modelo se acepta en su versión intermedia. En los de renta variable mixta, en el 56% de los períodos analizados el modelo se verifica según la versión de Black. Y en los fondos de renta fija mixta, en el 50% de los períodos se acepta también el modelo en la versión de Black.

TABLA XII

GRADOS DE ACEPTACIÓN DEL MODELO  
(TEST UNIVARIANTE)

t	RENTA VARIABLE		RENTA VARIABLE MIXTA		RENTA Fija MIXTA	
	MCO	MCG	MCO	MCG	MCO	MCG
1990:1	Int.	Int.	Sharpe	Black	Black	MCG
1990:2	Rechazo	Rechazo	Rechazo	Black	Black	Black
1990:3	Int.	Int.	Black	Black	Black	Black
1990:4	Int.	Int.	Rechazo	Rechazo	Black	Black
1991:1	Rechazo	Rechazo	Rechazo	Black	Black	Sharpe
1991:2	Int.	Int.	Rechazo	Black	Black	Black
1991:3	Int.	Int.	Sharpe	Sharpe	Sharpe	Black
1991:4	Int.	Int.	Black	Black	Black	Black
1992:1	Int.	Int.	Int.	Int.	Int.	Sharpe
1992:2	Sharpe	Black	Sharpe	Sharpe	Black	Black
1992:3	Int.	Int.	Rechazo	Black	Black	Black
1992:4	Int.	Int.	Rechazo	Black	Black	Black
1993:1	Int.	Int.	Int.	Black	Rechazo	Black
1993:2	Int.	Int.	Sharpe	Sharpe	Rechazo	Rechazo
1993:3	Int.	Rechazo	Black	Black	Sharpe	Black
1993:4	Int.	Int.	Sharpe	Black	Rechazo	Rechazo
1994:1	Int.	Int.	Rechazo	Rechazo	Rechazo	Rechazo
1994:2	Rechazo	Rechazo	Rechazo	Black	Rechazo	Rechazo
1994:3	Rechazo	Rechazo	Rechazo	Rechazo	Rechazo	Rechazo
1994:4	Rechazo	Rechazo	Rechazo	Black	Black	Black
1995:1	Rechazo	Rechazo	Rechazo	Black	Black	Black
1995:2	Int.	Rechazo	Sharpe	Black	Black	Black
1995:3	Int.	Int.	Rechazo	Rechazo	Rechazo	Rechazo
1995:4	Int.	Rechazo	Int.	Int.	Int.	Int.
1996:1	Int.	Rechazo	Rechazo	Rechazo	Black	Sharpe
1996:2	Int.	Sharpe	Sharpe	Sharpe	Black	Black
1996:3	Int.	Rechazo	Rechazo	Rechazo	Rechazo	Rechazo
1996:4	Int.	Int.	Black	Sharpe	Sharpe	Sharpe
1997:1	Rechazo	Rechazo	Black	Black	Rechazo	Rechazo
1997:2	Int.	Black	Black	Black	Sharpe	Sharpe
1997:3	Int.	Int.	Sharpe	Black	Sharpe	Sharpe
1997:4	Int.	Int.	Int.	Int.	Sharpe	Sharpe

FUENTE: Elaboración propia.

En cuanto a los resultados obtenidos al realizar el test multivariante, en las tres clases de fondos se acepta la significación de los parámetros, rechazándose la igualdad de los mismos a los valores señalados, por lo que se acepta según la versión de Black.

## 5. CONCLUSIONES

En la estimación del modelo de mercado, hemos obtenido coeficientes betas significativos, con valores positivos e inferiores a uno, presentando los mismos estabilidad temporal. En los fondos de renta variable y en los de renta variable mixta se acepta la bondad de los ajustes correspondientes del modelo de mercado, ya que las variaciones en la prima de riesgo del mercado permiten explicar una parte importante de las variaciones en las primas de riesgo de estos fondos. Así, en valores promedio y en cada una de las modalidades citadas, el riesgo de mercado representa un porcentaje superior al 60% del riesgo total. En cambio, en los fondos de renta fija mixta, no es posible una aceptación tan clara, siendo el porcentaje citado del 50,8%. No obstante, en las tres modalidades de fondos existe una parte importante de las variaciones en sus primas de riesgo no explicadas por el mercado.

Al realizar la validación empírica del CAPM y utilizando la metodología de serie temporal, y de acuerdo con el test univariante, en el 85% de los fondos analizados podemos aceptar el modelo. Asimismo, al realizar el contraste de forma conjunta, se acepta el modelo tanto en los fondos de renta variable como en los de fija mixta.

El contraste de corte transversal con medias no nos permite aceptar ni rechazar el modelo, encontrándonos en la situación correspondiente a la versión intermedia, ya que en ningún caso es significativa la pendiente de la regresión aunque sí lo es la ordenada en el origen en los fondos de renta variable mixta y renta fija mixta, y se verifica la igualdad de los parámetros a los valores señalados. En cuanto a la metodología sin medias, el contraste global permite aceptar el modelo según la versión de Black ya que los parámetros son significativos si bien no se acepta su igualdad a los valores señalados. En el contraste univariante no existe una clara situación de aceptación del modelo, correspondiendo el mayor número de períodos de aceptación en los fondos de renta variable a la versión intermedia, y en las otras dos categorías de fondos a la versión de Black.

En consecuencia, y teniendo en cuenta que de las tres metodologías de contraste aplicadas, sólo en una, la de serie temporal, se obtienen re-

sultados favorables a la aceptación del modelo, no consideramos adecuado el CAPM para la explicación de las variaciones en las primas de rentabilidad de los Fondos de Inversión, por lo que entendemos que deben existir otras variables, distintas a la prima de riesgo del mercado, representado éste por el Ibex-35, u otros modelos que ayuden a explicar adecuadamente las variaciones en las primas de riesgo de estos fondos. Por lo tanto, estimamos de interés analizar la aplicación de otros modelos de valoración a los Fondos de Inversión.

## BIBLIOGRAFÍA

- BERGÉS, A. [1984]: *El mercado español de capitales en un contexto internacional*, Serie: Economía Española, vol. 7, Ministerio de Economía y Hacienda, Madrid.
- BESSEMBINDER, H., y CHAN, K. [1998]: «Market Efficiency and the Returns to Technical Analysis», *Financial Management*, vol. 27, n.º 2, pp. 5-17.
- BLACK, F.; JENSEN, M. C., y SCHOLES, M. [1972]: «The Capital Asset Pricing Model: Some Empirical Tests», en JENSEN, M. [1972], pp. 79-121.
- BLUME, M. E., y FRIEND, I. [1973]: «A new Look at the Capital Asset Pricing Model», *The Journal of Finance*, vol. 28, n.º 1, marzo, pp. 19-33.
- COMISIÓN NACIONAL DEL MERCADO DE VALORES: «Informe sobre Instituciones de Inversión Colectiva. Informes trimestrales años 1990 a 1997», Madrid.
- ELTON, E. J., y GRUBER, M. J. [1991]: *Modern Portfolio Theory and Investment Analysis*, Nueva York, Ed. John Wiley.
- FAMA, E. [1968]: «Risk, Return and Equilibrium: Some Clarifying Comments», *The Journal of Finance*, vol. 23, n.º 1, pp. 29-40.
- [1971]: «Risk, Return, and Equilibrium», *Journal of Political Economy*, enero-febrero, pp. 30-55.
- [1973]: «Risk, Return, and Portfolio Analysis: Reply», *Journal of Political Economy*, vol. 81, n.º 3, pp. 753-755.
- FAMA, E., y FRENCH, K. R. [1992]: «The Cross-Section of Expected Stock Returns», *The Journal of Finance*, vol. 47, n.º 2, junio, pp. 427-465.
- FAMA, E., y MACBETH, J. D. [1973]: «Risk, Return, and Equilibrium: Empirical Tests», *Journal of Political Economy*, vol. 81, n.º 3, pp. 607-636.
- GIBBONS, M.; ROSS, S., y SHANKEN, J. [1989]: «A test of the efficiency of a given portfolio», *Econometrica*, vol. 57, n.º 5, pp. 1121-1152.
- GÓMEZ-BEZARES, F.; MADARIAGA, J. A., y SANTIBÁÑEZ, J. [1994]: *Valoración de acciones en la Bolsa Española*, Bilbao, Biblioteca de Gestión, Ed. Desclee de Brouwer.
- GREENE, W. [1998]: *Análisis econométrico*, Madrid, Ed. Prentice Hall.
- JAGANNATHAN, R., y WANG, Z. (1996): «The Conditional CAPM and the Cross-Section of Expected Returns», *The Journal of Finance*, vol. 51, n.º 1, pp. 3-53.
- JENSEN, M. [1969]: «Risk, the Pricing of Capital Assets, and the Evaluation of Investment Portfolios», *Journal of Business*, vol. 42, n.º 2, pp. 167-247.

- JENSEN, M. [1972a]: *Studies in the Theory of Capital Markets*, Nueva York, Praeger Publishers Inc.
- [1972b]: «Capital markets: theory and evidence», *Bell Journal of Economics and Management*, n.º 3, pp. 357-398.
- LITZENBERGER, R. H., y RAMASWAMY, K. [1979]: «The effect of personal taxes and dividends on capital asset prices», *Journal of Financial Economics*, n.º 7, pp. 163-195.
- MACKINLAY, A. C. [1987]: «On Multivariate Tests of the CAPM», *Journal of Financial Economics*, n.º 18, pp. 341-371.
- MILLER, M., y SCHOLES, M. [1972]: «Rates of Return in Relation to Risk: An Re-examination of some Recent Findings», en JENSEN, M. [1972a], pp. 47-78.
- ROLL, R. [1977]: «A Critique of the Asset Pricing Theory's Tests. Part I: On Past and Potential Testability of the Theory», *Journal of Financial Economics*, vol. 4, pp. 129-176.
- ROLL, R., y ROSS, S. [1994]: «On the Cross-sectional Relation between Expected Returns and Betas», *The Journal of Finance*, vol. 49, n.º 1, pp. 101-121.
- RUBIO, G. [1986]: «Análisis multivariante del cero-beta CAPM: el Mercado Español de Capitales», *Revista Española de Economía*, n.º 3, pp. 344-365.
- SHANKEN, J. [1985]: «Multivariate Tests of the zero-beta CAPM», *Journal of Financial Economics*, n.º 14, pp. 327-348.
- SHARPE, W. [1964]. «Capital Asset Prices. A Theory of Market Equilibrium Under Conditions of Risk», *The Journal of Finance*, vol. 19, n.º 3, septiembre, pp. 425-442.