

Carlos Lassala  
Navarré

*Departamento de Economía  
Financiera y Matemática  
de la Universidad  
de Valencia*

# FACTORES EXPLICATIVOS DE LAS DIFERENCIAS DE RENTABILIDAD FINANCIERA EN LOS FIM DE RENTA FIJA (\*)

*Resumen.—Palabras clave.—Abstract.—Key Words.—1. Introducción.*

*2. Variables explicativas de la rentabilidad de los FIM de renta fija.*

*3. Características de la muestra investigada.—4. Factores determinantes de la rentabilidad financiera de los FIM de renta fija en el trienio 1994-1996:*

*4.1. Análisis descriptivo univariante. 4.2. Análisis discriminante múltiple.  
4.3. Análisis logit. 4.4. Dependencia de los resultados del período investigado:*

*4.4.1. Factores que afectan a la rentabilidad de los fondos en 1994.*

*4.4.2. Factores que afectan a la rentabilidad de los fondos en 1995-1996.*

*5. Conclusiones.—Referencias bibliográficas.*

## RESUMEN

**E**N este trabajo pretendemos identificar las variables determinantes de la rentabilidad alcanzada por los fondos de inversión mobiliaria (FIM) de renta fija en el período 1994-1996. Una vez determinadas aquellas variables que a priori pueden relacionarse con la rentabilidad obtenida por este tipo de fondos, seleccionamos una muestra

---

(\*) El autor de este artículo agradece los valiosos comentarios y sugerencias recibidas de los evaluadores anónimos que han sido de gran utilidad.

representativa de este sector. Después, realizamos un análisis descriptivo univariante y aplicamos técnicas de análisis multivariante para establecer las diferencias entre los FIM de renta fija más rentables y menos rentables.

Como resultado obtenemos que las comisiones de gestión y de depósito aplicadas por un fondo y su liquidez media son factores que han incidido negativamente en su rentabilidad. Por el contrario, el riesgo medio soportado y el porcentaje de su cartera que, en promedio, ha mantenido invertido en títulos públicos han afectado positivamente a su rentabilidad. Finalmente, han resultado más rentables los fondos de gestoras vinculadas a bancos y cajas de ahorros.

#### PALABRAS CLAVE

FIM de renta fija, rentabilidad financiera, variables explicativas, análisis discriminante, modelo logit.

#### ABSTRACT

In this paper we intend to identify the determinant variables of the profitability achieved by bond mutual funds in the period (1994-1996). Once determined those variables which, at first, could be related to the profitability obtained by this type of funds, we select a representative sample of this sector. Then, we realize a descriptive univariate analysis and we apply techniques of multivariate analysis to establish the differences between the most profitable funds and those which aren't.

As a result we obtain that management and deposit commissions applied by a fund and its average liquidity are factors that they have impacted negatively in its profitability. However, the average risk assumed and the percentage of its portfolio invested, in average, in public securities have affected positively to its profitability. Finally, the funds managed by managers linked to banks and saving banks have resulted more profitable.

## KEY WORDS

Bond mutual funds, financial profitability, explanatory variables, discriminant analysis, logistic model

## 1. INTRODUCCIÓN

Los fondos de inversión constituyen en la actualidad una de las principales vías de inversión-ahorro, tanto por su favorable tratamiento fiscal como por otras ventajas adicionales: comodidad en la inversión, diversificación de riesgos, gestión profesionalizada, elevada liquidez, combinación rentabilidad-seguridad, etc.

La actividad principal de los fondos de inversión consiste en gestionar los recursos de inversores particulares diversificando el riesgo de las carteras y aprovechando las economías de escala en las transacciones. Aunque esta actividad debe ajustarse a la reglamentación y normativa oficial y está vigilada por la Comisión Nacional del Mercado de Valores (CNMV), ello no garantiza una gestión correcta y profesional de sus carteras de inversión. En este sentido, nos encontramos con fondos que, teniendo la misma vocación inversora e invirtiendo en los mismos mercados, obtienen rentabilidades significativamente diferentes para un mismo intervalo de tiempo. Por este motivo, creemos oportuno analizar qué variables son las que explican las diferencias observadas entre las rentabilidades obtenidas por los distintos fondos de una misma vocación inversora.

Dentro de la industria de fondos de inversión mobiliaria, aquellos fondos que invierten todo su patrimonio en activos de renta fija adquieren un protagonismo destacado ya que, a finales de 1996, representan el 56,85 por 100 del número total de fondos FIM existentes en esa fecha y absorben el 72,4 por 100 del patrimonio total gestionado por este tipo de fondos y el 67,55 por 100 de sus partícipes. En el presente trabajo nos centraremos exclusivamente en esta clase de fondos al objeto de determinar qué variables (1) explican mejor las diferencias de rentabilidad observadas entre los distintos fondos de esta categoría inversora.

---

(1) En el estudio consideramos sólo aquellas variables para las cuales disponemos de información.

Tradicionalmente, el estudio de los fondos de inversión en la literatura financiera se ha llevado a cabo desde una perspectiva apoyada en una teoría sólida y suficientemente contrastada, consistente en analizar los resultados de la gestión de las carteras de los fondos en un contexto media-varianza para comprobar la capacidad de los gestores de obtener rentabilidades superiores a las correspondientes a su nivel de riesgo.

En este estudio nos alejamos de esta línea de investigación y, aunque admitimos que el riesgo asumido por un fondo es una variable a priori decisiva en la rentabilidad que consiga, dado que los fondos de una misma categoría inversora no presentan, en principio, importantes diferencias en los niveles de riesgo asumido, planteamos la posibilidad de que las diferencias observadas en las rentabilidades obtenidas por los fondos de una misma vocación inversora estén motivadas, además de por los diferentes niveles de riesgo asumido por los fondos, por otras variables adicionales al riesgo.

En España, aunque el análisis de los fondos de inversión todavía no cuenta con una amplia literatura, como evidencia empírica previa a la realización de este estudio cabe mencionar el trabajo de Álvarez [1995] que analiza la rentabilidad de los fondos de renta fija españoles en el período (mayo 1991 - diciembre 1993), aunque utilizando una metodología diferente a la propuesta por nosotros. Si bien la variable explicativa básica en el trabajo de Álvarez es el riesgo, también se analizan el efecto tamaño y la incidencia de las comisiones en la rentabilidad de los fondos. Álvarez concluye que las comisiones cobradas por los fondos no se encuentran justificadas y son las responsables del bajo rendimiento de los fondos en general. Además, encuentra una relación inversa entre la rentabilidad de los fondos y su tamaño, medido éste por el patrimonio que gestionan, aunque interpreta los resultados con cautela por la evolución en el período considerado del tamaño y rentabilidad de algunos de los fondos de la muestra.

Nuestro propósito es descubrir las características que mejor diferencian a los fondos que resultan más rentables de los menos rentables. Para ello, tratamos al riesgo como una variable más e introducimos también de forma explícita en el análisis un conjunto de variables que pueden contribuir a explicar las causas de las diferencias de rentabilidad observadas entre los fondos de los dos grupos prefijados.

A partir del conjunto posible de variables potencialmente explicativas de la rentabilidad alcanzada por los FIM de renta fija en el trienio investigado, para determinar las diferencias entre los fondos más rentables y menos rentables, tras realizar de forma previa un análisis descriptivo univariante, utilizamos dos técnicas opcionales de análisis multivarian-

te: el análisis discriminante múltiple con regla de asignación lineal y el modelo logit (2).

A continuación presentaremos aquellas variables que consideramos potencialmente explicativas de la rentabilidad conseguida por los FIM de renta fija. En el apartado tercero describiremos las características de la muestra investigada. Posteriormente, en el epígrafe cuarto expondremos los resultados obtenidos en el análisis descriptivo univariante y en la aplicación del análisis discriminante y del modelo logit para ver, de este modo, cuáles son las variables que explican la rentabilidad de los FIM de renta fija en el período investigado. Por último, señalaremos las conclusiones obtenidas en el presente estudio y detallaremos la bibliografía de referencia.

## 2. VARIABLES EXPLICATIVAS DE LA RENTABILIDAD DE LOS FIM DE RENTA FIJA

En el análisis hay dos tipos de variables: por una parte, la variable dependiente, que es la rentabilidad obtenida por el fondo en el período que va desde 1 de enero de 1994 al 31 de diciembre de 1996 y que definimos como la variación porcentual entre la suma del valor liquidativo al final del período considerado más los posibles beneficios de la cuenta de resultados del fondo distribuidos a los partícipes (3) durante dicho período y el valor liquidativo al principio del período, y por otra, las variables explicativas de la variable dependiente.

En el Cuadro 1 figuran las variables potencialmente explicativas de la rentabilidad de los FIM de renta fija así como las siglas que utilizamos para referirnos a cada una ellas en los análisis posteriores. Para todas las variables, excepto las generales y el crecimiento neto del patrimonio, tomamos sus valores medios calculados con un promedio del valor que toman para cada uno de los años del período investigado.

---

(2) Un análisis detallado de la metodología discriminante puede consultarse en URIEL, E., 1995. Del mismo modo, en GUJARATI, D. N., 1993, se expone de forma precisa el modelo logit.

(3) En España, aunque la mayoría de fondos son de acumulación, existen algunos fondos, denominados fondos de reparto, que sí que distribuyen a los partícipes periódicamente los beneficios de la cuenta de resultados del fondo en forma de «derramas».

CUADRO 1  
VARIABLES EXPLICATIVAS

- A) DISTRIBUCIÓN DEL PATRIMONIO:
- Liquidez (L).
  - Cartera Interior.
  - Activos Monetarios Privados (AMP).
  - Adquisiciones Temporales de Activos (ATA).
  - Fondos Públicos (FP).
  - Opciones Nacionales Compradas (ONC).
  - Otros Valores de Renta Fija (OVRF).
  - Cartera Exterior (CEXT).
  - Saldo Neto (SN).
- B) VARIABLES DE MERCADO:
- Crecimiento Neto del Patrimonio (CNPAT).
  - Poder de Mercado en términos de Patrimonio (PMPAT).
  - Poder de Mercado en términos de Partícipes (PMPAR).
  - Comisión de Gestión sobre Patrimonio (CGSP).
  - Comisión de Depósito (CD).
- C) VARIABLE DE RIESGO:
- Volatilidad (VOL).
- D) VARIABLES GENERALES:
- Grupo Financiero (BCOI).
  - Antigüedad del Fondo (ANT).

Todas las variables excepto las generales y CNPAT están expresadas en porcentajes. La abreviatura de cada variable figura entre paréntesis.

Tenemos cuatro grupos de variables independientes:

1. *Variables relativas a la distribución del patrimonio de cada fondo*

El patrimonio de un fondo de inversión es la suma de tres componentes: la liquidez del fondo, la composición de su cartera y el saldo neto. La liquidez (L) podemos definirla como el saldo de las cuentas corrientes

mantenidas por el fondo en la entidad depositaria sobre el total del patrimonio. Su incidencia en la rentabilidad del fondo dependerá de la remuneración de las cuentas. El saldo neto (SN) se define como la diferencia entre los saldos de las cuentas de deudores y acreedores sobre el total del patrimonio. Las partidas deudoras en los balances de los fondos vienen dadas, básicamente, por los pagos a cuenta en el Impuesto de Sociedades (4) y por los impuestos anticipados. Por otra parte, los acreedores a corto plazo hacen referencia, sobre todo, a las comisiones a pagar por la gestión y custodia del fondo.

Para analizar la influencia de la composición de la cartera de un fondo en su rentabilidad distinguimos entre cartera exterior y cartera interior, desglosando esta última en las siguientes partidas: fondos públicos (adquisiciones de títulos en firme), activos monetarios privados (sobre todo, pagarés de empresa de elevada liquidez), otros valores de renta fija (obligaciones privadas principalmente), warrants y opciones nacionales compradas y adquisiciones temporales de activos.

## 2. Variables de mercado

Tenemos dos tipos de variables: por una parte, aquellas que nos determinan la cuota de mercado que ha mantenido un fondo dentro del sector y, por otra, las comisiones que cobra un fondo incluidas en su valor liquidativo que se determina diariamente.

En cuanto a las primeras, hemos diseñado tres variables: la cuota de mercado que tiene un fondo respecto del número total de partícipes (PM-PAR) y respecto del patrimonio total gestionado (PMPAT) y el crecimiento neto del patrimonio del fondo (CNPAT), que vendrá dado por la expresión [1]:

$$CNPAT = PAT_F - PAT_I (1 + R) \quad [1]$$

donde  $PAT_I$  y  $PAT_F$  representan el patrimonio gestionado por el fondo al comienzo y al final del período trianual considerado respectivamente y  $R$  la rentabilidad trianual, en tanto por uno, obtenida por el fondo neta de las comisiones de gestión y depósito.

En principio, dado que ningún inversor tiene asignada una cantidad fija de patrimonio en un fondo concreto, pensamos que PMPAR no debería influir de forma notable en la rentabilidad del fondo. En cuanto a

(4) Cuando un fondo de inversión termina el ejercicio con pérdidas no devenga Impuesto de Sociedades. El saldo de las retenciones y pagos a cuenta del impuesto es un saldo deudor en el activo del balance del fondo.

PMPAT, una mayor cuota de mercado generalmente conlleva un mayor poder de negociación. Además, la acumulación de patrimonio ofrece la posibilidad de diversificar la inversión sin perder con ello el mencionado poder de negociación.

Las comisiones que cobra un fondo de inversión, en ocasiones, pueden resultar bastante elevadas y poco justificadas. La competencia entre las sociedades gestoras por ganar cuota de mercado ha dado lugar a que éstas traten de buscar ventajas competitivas en las comisiones que se cobran por la inversión en fondos. Además, los malos resultados obtenidos en 1994 indujeron a muchas sociedades gestoras a tratar de compensarlos con una reducción en las comisiones.

En el presente estudio nos centramos en las comisiones de gestión (CGSP) y depósito (CD) porque son las que reflejan el coste de las gestoras por realizar estas actividades por cuenta de terceros y son las que están incluidas en el valor liquidativo diario del fondo. Las comisiones de suscripción y de reembolso las paga el partícipe directamente a la sociedad gestora en el momento de entrar o salir del fondo.

### 3. *Variable indicadora de riesgo*

En el análisis incluimos como variable indicativa del riesgo la volatilidad que por término medio ha tenido el fondo en el período investigado (VOL). Cuanto mayor es la volatilidad de un fondo de inversión mayor es su riesgo, lo cual a priori no es ni bueno ni malo, ya que el inversor puede ser más o menos averso al riesgo. La variación en la rentabilidad puede darse tanto a la baja como al alza y lo que cuenta es la rentabilidad efectivamente alcanzada para un nivel de riesgo concreto.

### 4. *Variables generales*

Finalmente, incluimos dos variables que, en principio, pueden guardar relación con la rentabilidad obtenida por un fondo: su antigüedad en el mercado (ANT) y el grupo financiero al que está vinculada la sociedad que lo gestiona (BCOI).

La antigüedad del fondo puede ser una variable discriminante importante en sentido positivo si va unida con una buena gestión producto de la capacidad y experiencia acumulada. No obstante, esta variable puede presentar limitaciones considerables por diversas razones: número de personas encargadas de la gestión y toma de decisiones, cambios en el equipo gestor, etc.



Con relación a la variable BCOI distinguimos entre el grupo financiero integrado por bancos y cajas de ahorros y un grupo, al que denominamos independiente, que recoge al resto de sociedades gestoras no vinculadas al primero. Trataremos de analizar si las sociedades gestoras pertenecientes al grupo de bancos y cajas gestionan sus fondos en favor de los intereses de los partícipes o lo hacen en beneficio de la entidad matriz a la que están vinculadas. La posible influencia de la variable BCOI la expresamos mediante una variable cualitativa de carácter dicotómico que toma el valor 0, si el fondo pertenece a una sociedad gestora vinculada al grupo de bancos y cajas, y el valor 1, en caso contrario.

Por último, somos conscientes de la existencia de otras variables que pueden influir en la rentabilidad de los FIM de renta fija pero, por falta de información disponible o por la dificultad en su medición, no las hemos incorporado a nuestro estudio.

### 3. CARACTERÍSTICAS DE LA MUESTRA INVESTIGADA

El criterio seguido para construir la muestra de fondos objeto de análisis ha consistido en incluir a aquellos fondos que cumplieran tres condiciones: ser un fondo de inversión clasificado por la CNMV como fondo tipo FIM de renta fija al final de cada uno de los tres años analizados, existir al comienzo del año 1994 y no tener más del 25 por 100 del patrimonio invertido en cartera exterior, ya que nuestro objetivo es analizar los factores determinantes de la rentabilidad de los FIM de renta fija que invierten su patrimonio, mayoritariamente, en el mercado financiero español.

Los datos relativos a la composición de la cartera de los fondos utilizados en la investigación han sido extraídos de los correspondientes informes publicados por la CNMV sobre las instituciones de inversión colectiva. Por tanto, el nivel de detalle en el desglose de la cartera de los fondos coincide con el que realiza la CNMV en sus informes periódicos sobre los fondos de inversión.

En el estudio utilizamos una muestra de estimación formada por 124 FIM de renta fija y una muestra más reducida de validación constituida por 41 FIM de renta fija. En cuanto a la representatividad de la muestra, los 165 fondos considerados representan el 36,8 por 100 del total de fondos FIM de renta fija existentes a finales de 1996. Por otra parte, en cuanto a patrimonio gestionado y número de partícipes, la muestra su-

pone el 82,5 por 100 del patrimonio gestionado por los FIM de renta fija a finales de 1993 (61 por 100 a finales de 1996) y el 77 por 100 de sus partícipes (55 por 100 a finales de 1996). Por tanto, estamos en condiciones de afirmar que la industria de fondos FIM de renta fija está suficientemente representada por los fondos incluidos en el estudio.

#### 4. FACTORES DETERMINANTES DE LA RENTABILIDAD FINANCIERA DE LOS FIM DE RENTA FIJA EN EL TRIENIO 1994-1996

En este apartado tratamos de identificar qué variables de las analizadas en el epígrafe segundo han sido determinantes para explicar la rentabilidad financiera obtenida por los FIM de renta fija en el período estudiado (1994-1996). Para ello, dividimos la muestra de fondos en dos grupos mutuamente excluyentes: grupo 1 (fondos menos rentables), aquéllos cuya rentabilidad financiera ha sido inferior a la rentabilidad media obtenida por los FIM de renta fija, y grupo 2 (fondos más rentables), aquéllos cuya rentabilidad financiera ha sido superior a la rentabilidad media de los FIM de renta fija.

En correspondencia con los dos grupos anteriores, la variable dependiente de carácter dicotómico toma el valor 0, si la rentabilidad financiera del fondo ha sido inferior a la rentabilidad media de los FIM de renta fija, y el valor 1, en caso contrario. Por otra parte, las variables explicativas consideradas son las ya expuestas en el epígrafe segundo.

En primer lugar, realizamos un análisis descriptivo univariante de cada una de las variables clasificadoras en cada uno de los dos grupos preestablecidos. Como tratamos de ver la importancia individual de cada variable, también reflejamos el valor que toma el estadístico F y el nivel de significación crítico asociado al mismo. Después, aplicamos el análisis discriminante múltiple para obtener la combinación de las variables que mejor separan los dos grupos preestablecidos utilizando el método *step-wise* (minimizando el estadístico lambda de Wilks) para seleccionar las variables con mayor poder de discriminación. Por último, aplicamos la metodología del análisis logit para estudiar las posibles diferencias en la selección de variables respecto al análisis discriminante múltiple. Para seleccionar las variables explicativas utilizamos el método paso a paso hacia adelante con el criterio de la razón de verosimilitud.

4.1. ANÁLISIS DESCRIPTIVO UNIVARIANTE

Si nos fijamos en el Cuadro 2, donde exponemos los resultados obtenidos en el análisis descriptivo univariante realizado para los 124 FIM de renta fija de la muestra de estimación, para un nivel de confianza del 95 por 100, atendiendo al nivel de significación crítico resultante de los contrastes del estadístico F, rechazamos la hipótesis nula de igualdad de medias en ambos grupos para las siguientes variables: CD (comisión de depósito), CGSP (comisión de gestión sobre patrimonio), ATA (adquisiciones temporales de activos), FP (fondos públicos), L (porcentaje del patrimonio del fondo en situación de liquidez) y VOL (volatilidad).

CUADRO 2  
MEDIAS, DESVIACIONES TÍPICAS Y ESTADÍSTICO F  
DE LAS VARIABLES POR GRUPOS

Variable	Fondos más rentables		Fondos menos rentables		Estadístico F <sup>1</sup>	
	Media	Desv. Típica	Media	Desv. Típica	Valor	Significac.
AMP	0,5364	1,5735	0,5781	1,2128	0,0274	0,8687
ANT	5,7833	2,2330	5,6406	2,3392	0,1204	0,7292
ATA	30,0914	19,6266	48,2856	24,5134	20,6432	0,0000
BCOI	0,2833	0,4544	0,3125	0,4672	0,1239	0,7254
CD	0,1475	0,1053	0,2300	0,1177	16,8557	0,0001
CEXT	0,9669	2,2045	0,6774	1,4368	0,7597	0,3851
CGSP	1,4091	0,3731	1,6740	0,3750	15,5303	0,0001
CNPAT	-2019,2	11239,5	-3250,9	15786,3	0,2476	0,6197
FP	55,6067	20,2587	34,9378	20,8318	31,3069	0,0000
L	3,2173	3,0778	4,7085	3,9504	5,4485	0,0212
ONC	0,1880	1,4269	0,0003	0,0017	1,1079	0,2946
OVRF	8,2035	12,8697	9,7709	11,3928	0,5172	0,4734
PMPAR	0,4610	0,5802	0,7331	1,5502	1,6332	0,2037
PMPAT	0,4811	0,5491	0,5855	1,4418	0,2766	0,5999
SN	1,1704	1,1261	1,0456	1,6487	0,2394	0,6255
VOL	0,5287	0,2644	0,2893	0,3153	20,8459	0,0000

<sup>1</sup> Con 1 y 122 grados de libertad.

La rentabilidad financiera media de los FIM de renta fija de la muestra en el período trianual analizado ha sido del 22,4 por 100.

En primer lugar, destaca el claro predominio de los títulos públicos en la cartera de los FIM de renta fija. Si nos centramos en el valor que toma el estadístico F para la variable FP, vemos que es la que presenta un mayor poder discriminante y, por tanto, la que con mayor precisión distingue a los dos grupos de fondos FIM de renta fija previamente definidos. Mientras que el porcentaje de fondos públicos adquiridos en firme se sitúa, en promedio, en el 55,6 por 100 en el caso de los FIM de renta fija más rentables, ese porcentaje desciende hasta el 34,9 por 100 en los FIM de renta fija menos rentables. Por el contrario, si nos fijamos en el porcentaje del patrimonio de los fondos materializado en adquisiciones temporales de títulos, apreciamos que en los FIM de renta fija más rentables esa cifra es del 30 por 100 y en los FIM de renta fija menos rentables sobrepasa el 48 por 100. En definitiva, ambas variables son altamente significativas y presentan un elevado poder de discriminación entre los dos grupos de fondos predefinidos.

Las dos variables explicativas relativas a las comisiones, CGSP y CD, resultan ser individualmente relevantes para explicar las diferencias de rentabilidad entre los dos grupos de fondos preestablecidos. El análisis de la variable CD indica que, en promedio, los FIM de renta fija menos rentables perciben una comisión de depósito un 56 por 100 superior a la cobrada en el caso de los FIM de renta fija más rentables. Al analizar la variable CGSP obtenemos una conclusión similar. La comisión de gestión cobrada en los fondos menos rentables es un 18,8 por 100 mayor a la que perciben los fondos más rentables. De acuerdo con este resultado, el cobro de unas mayores comisiones de gestión y de depósito no va unido a la obtención de mayores rentabilidades y, por tanto, tampoco es el producto de una gestión más adecuada.

La variable VOL también presenta un gran poder de discriminación individualmente considerada. Por término medio, su valor es casi el doble en los FIM de renta fija más rentables.

La última variable individualmente significativa, para un nivel de confianza del 95 por 100, es L. En promedio, la parte del patrimonio que los fondos más rentables han mantenido en situación de liquidez ha sido un 32 por 100 inferior a la mantenida por los fondos menos rentables.

#### 4.2. ANÁLISIS DISCRIMINANTE MÚLTIPLE

Para seleccionar las variables clasificadoras se ha aplicado un proceso iterativo a los 124 FIM de renta fija que componen la muestra de estimación del estudio. Como resultado se ha obtenido que la función discriminante es-

tá formada por seis variables: BCOI, CD, CGSP, FP, L y VOL. La puntuación discriminante de Fisher (5) viene dada por la siguiente expresión:

$$- 1,5306 \text{ BCOI} - 6,5545 \text{ CD} - 2,2741 \text{ CGSP} + 0,0237 \text{ FP} \\ -0,1594 \text{ L} + 2,7175 \text{ VOL} + 3,6439$$

Como puede verse en el Cuadro 3, para contrastar la hipótesis de igualdad de las matrices de covarianzas de los grupos, al aplicar el test basado en la M de Box a las variables discriminantes seleccionadas obtenemos un valor para la M de 36,46751, siendo el valor de la F aproximada 1,64526 con 21 y 54255,3 grados de libertad y con un nivel de significación crítico de 0,0316, por lo que se rechaza plenamente la hipótesis mencionada. Por otra parte, en el Cuadro 3 también se ofrece información sobre el contraste de significación global de igualdad de medias y la medida de la bondad del ajuste. En concreto, la ratio E toma un valor de 0,6516 y el estadístico lambda es 0,605462, siendo el nivel de significación crítico correspondiente a la Chi-cuadrado asociada 0,0000, lo que nos permite rechazar la hipótesis de igualdad entre los dos vectores de medias y afirmar que las variables de la función ejercen de forma global un efecto significativo en la separación de los dos grupos, medido éste a través de la función discriminante.

CUADRO 3

CONTRASTES DE SIGNIFICACIÓN

<i>Correlación canónica y test de igualdad de medias</i>					
E	Correlac.canónica	Lambda Wilks	Chi-cuadrado	gl	Signif.
0,6516	0,6281	0,605462	59,71	6	0,0000

  

<i>Test M de BOX. Contraste de igualdad de las matrices de varianzas-covarianzas</i>			
M de BOX	F aproximado	Grados de libertad	Signific.
36,46751	1,64526	21, 54255,3	0,0316

(5) Restando los coeficientes de las funciones discriminantes de Fisher para cada grupo, que proporciona el paquete estadístico SPSS, obtenemos los coeficientes de esta función.

CUADRO 4  
MATRIZ DE CLASIFICACIÓN

	MUESTRA DE ESTIMACIÓN			
	<i>Real</i>	<i>Núm. Casos</i>	<i>Predicción</i>	
			<i>Grupo 0</i>	<i>Grupo 1</i>
Grupo .....	0	64	52 81,2%	12 18,8%
Grupo .....	1	60	13 21,7%	47 78,3%

Porcentaje de casos correctamente clasificados: 79,84%

	MUESTRA DE VALIDACIÓN			
	<i>Real</i>	<i>Núm. Casos</i>	<i>Predicción</i>	
			<i>Grupo 0</i>	<i>Grupo 1</i>
Grupo .....	0	21	16 76,2%	5 23,8%
Grupo .....	1	20	6 30,0%	14 70,0%

Porcentaje de casos correctamente clasificados: 73,17 por 100

Según se expone en el Cuadro 4, el porcentaje de casos correctamente clasificados en la muestra de estimación (6) es del 79,84 por 100. Se cometen 12 errores de tipo I (18,8 por 100 de los casos) que son los que, a nuestro juicio, pueden tener una mayor trascendencia para el partícipe, ya que éste puede invertir en un fondo creyendo que es muy rentable y encontrarse con la sorpresa de que realmente es poco rentable. Por otra parte, al aplicar la función discriminante a una muestra de validación formada por 41 FIM de renta fija, el porcentaje global de aciertos se sitúa en el 73,17 por 100, resultado que consideramos satisfactorio.

(6) El porcentaje de casos correctamente clasificados es un indicador de la efectividad de la función discriminante.

## 4.3. ANÁLISIS LOGIT

En el Cuadro 5 sintetizamos los resultados obtenidos en la estimación del modelo logit sobre los 124 FIM de renta fija de la muestra de estimación del estudio. Atendiendo al nivel de significación crítico asociado al estadístico de Wald, para un nivel de confianza del 95 por 100, los coeficientes de las variables BCOI, CD, CGSP, FP y VOL resultan ser significativamente distintos de cero individualmente considerados y, para un nivel de confianza del 90 por 100, también es significativamente distinto de cero el coeficiente de la variable L. Por tanto, los valores que toman estas variables para los diferentes fondos de la categoría inversora analizada condicionan claramente la probabilidad de que un fondo concreto resulte clasificado como fondo más rentable o fondo menos rentable.

Según el estadístico R, que analiza la correlación parcial de cada variable clasificadora con la variable dependiente del análisis, en el Cuadro 5 se aprecia que la correlación de las variables BCOI, CD, CGSP y L con la variable dependiente del análisis es negativa, mientras que las variables FP y VOL presentan una correlación positiva con la variable dependiente. Por otro lado, se observa que las dos variables relativas a la composición de la cartera de los fondos (FP y L) ejercen una influencia relativa en la variable dependiente sensiblemente inferior a la importancia relativa que presentan las variables relacionadas con las comisiones (CD y CGSP), con el riesgo soportado por el fondo (VOL) y con el grupo financiero al cual está vinculada la gestora (BCOI).

CUADRO 5  
MODELO LOGIT ESTIMADO

<i>Variable</i>	<i>B</i>	<i>S.E.</i>	<i>WALD</i>	<i>gl</i>	<i>Signif.</i>	<i>R</i>	<i>Exp (B)</i>
BCOI	-1,4644	0,5707	6,5840	1	0,0103	-0,1634	0,2312
CD	-6,3376	2,2887	7,6679	1	0,0056	-0,1816	0,0018
CGSP	-2,5943	0,7951	10,6476	1	0,0011	-0,2244	0,0747
FP	0,0246	0,0121	4,1032	1	0,0428	0,1107	1,0249
L	-0,1346	0,0731	3,3932	1	0,0655	-0,0901	0,8740
VOL	2,5877	0,8829	8,5901	1	0,0034	0,1959	13,2997
Constante	3,9112	1,4897	6,8938	1	0,0086		

Una primera forma de valorar la bondad del ajuste del modelo es la representada en el Cuadro 6, donde detallamos los porcentajes de clasificación correcta derivados de la aplicación del modelo estimado a las muestras de fondos utilizadas en este trabajo, tanto la muestra de estimación como la de validación.

CUADRO 6  
MATRIZ DE CLASIFICACIÓN

		MUESTRA DE ESTIMACIÓN		Porcentaje
		<i>Predicción</i>		
Observado		0	1	Correcto
0		51	13	79,69%
1		15	45	75,00%

Porcentaje de casos correctamente clasificados: 77,42%

  

		MUESTRA DE VALIDACIÓN		Porcentaje
		<i>Predicción</i>		
Observado		0	1	Correcto
0		16	5	76,19%
1		6	14	70,00%

Porcentaje de casos correctamente clasificados: 73,17 por 100

En la muestra de estimación se aprecia cómo el 79,69 por 100 de los fondos menos rentables y el 75 por 100 de los fondos más rentables son correctamente clasificados por el modelo. En conjunto, se clasifica correctamente al 77,42 por 100 de los fondos, porcentaje que, aunque es ligeramente inferior al obtenido en la aplicación del análisis discriminante múltiple, parece aceptable. Si observamos los errores cometidos en la clasificación, de los 28 fondos que resultan mal clasificados, 13 corresponden a errores de tipo I, es decir, se clasifican como más rentables 13 fondos que en realidad resultan ser menos rentables. Por otro lado, 15 fondos son clasificados como menos rentables cuando en realidad resul-



tan ser más rentables. Estos 15 fondos corresponden a los denominados errores de tipo II. Por último, al aplicar el modelo estimado a la muestra de validación formada por 41 FIM de renta fija, el porcentaje de casos correctamente clasificados por el modelo disminuye hasta el 73,17 por 100 de los casos, resultado que concuerda con el obtenido en el análisis discriminante múltiple y que consideramos satisfactorio.

Alternativamente, dadas las estimaciones de los parámetros, puede examinarse si los resultados muestrales son realmente apropiados. A la probabilidad de los resultados observados, dadas las estimaciones de los parámetros, se le denomina verosimilitud. Para valorar la bondad del ajuste puede calcularse  $-2$  veces el logaritmo de la verosimilitud ( $-2L$ ). Cuanto menor sea este valor, mejor será el modelo. Según se expone en el Cuadro 7, el valor que toma  $-2L$  para el modelo completo es 110,814 y, como puede comprobarse, este valor es mucho más pequeño que el valor que toma  $-2L$  para el modelo que contiene sólo la constante, 171,771.

CUADRO 7

## BONDAD DEL AJUSTE

-2 logaritmo verosimilitud	171,771	(modelo que contiene sólo la constante)		
-2 logaritmo verosimilitud	110,814	(modelo completo)		
Bondad del ajuste	113,534			
		<i>Chi-cuadrado</i>	<i>gl</i>	<i>Significación</i>
-2 logaritmo razón verosimilitud	60,958	6	6	0,0000
Mejora	3,899	1	1	0,0483

Finalmente,  $-2$  veces el logaritmo de la razón de verosimilitud, que es la diferencia entre  $-2L$  para el modelo que contiene sólo la constante y  $-2L$  para el modelo completo, toma un valor de 60,958 con 6 grados de libertad y con un nivel de significación crítico de 0,0000, por lo que se rechaza la hipótesis nula referente a que los coeficientes de las variables FP, CGSP, VOL, CD, BCOI y L en el modelo completo sean iguales a cero. Además, para un nivel de confianza del 95 por 100, según el estadístico al que denominamos «mejora», también se rechaza la hipótesis nula relativa a que el coeficiente de la variable incorporada al modelo en el último paso, la variable L, sea igual a cero, dado que su nivel de significación crítico es 0,0483.

#### 4.4. DEPENDENCIA DE LOS RESULTADOS DEL PERÍODO INVESTIGADO

En principio, los fondos de inversión planifican sus estrategias y realizan sus inversiones con un horizonte a medio y largo plazo, de manera que es necesario considerar un intervalo temporal suficientemente amplio para obtener los factores determinantes de la rentabilidad obtenida por los fondos. Sin embargo, en un período de tiempo concreto dentro de ese horizonte más amplio, los fondos pueden verse afectados de forma coyuntural por determinadas variables que, aunque en el largo plazo no sean determinantes de la rentabilidad conseguida, sí pueden explicar qué factores han afectado más a la rentabilidad de los fondos en ese período.

El período objeto de estudio (1994-1996) comprende dos subperíodos en los que el comportamiento de los fondos de inversión ha sido completamente distinto: por una parte, el año 1994, que resulta especialmente malo para los activos de renta fija y, en consecuencia, para los fondos que invierten en este tipo de títulos, y por otra, el bienio (1995-1996), período en el que los mercados van recuperando la estabilidad y ocurre justamente lo contrario a lo acontecido en 1994.

En este subapartado analizamos por separado cada uno de los subperíodos señalados anteriormente con el fin de determinar aquellas variables que coyunturalmente han hecho que en cada uno de estos períodos el nivel de rentabilidad de los fondos se situase por encima o por debajo de la rentabilidad promedio del sector y comprobar si los resultados obtenidos en la investigación vienen condicionados por el período estudiado y, más concretamente, por alguno de los dos subperíodos establecidos en el mismo. Primero, realizamos un análisis descriptivo univariante de las variables clasificadoras en los dos grupos predefinidos para cada uno de los dos subperíodos analizados. Después, mediante el análisis discriminante múltiple vemos la combinación de las variables que mejor separa los dos grupos preestablecidos en cada subperíodo.

##### 4.4.1. Factores que afectan a la rentabilidad de los fondos 1994

En el Cuadro 8 resumimos los resultados del análisis descriptivo univariante realizado para 1994 sobre los 124 FIM de renta fija de la muestra de estimación. Para un nivel de confianza del 95 por 100, atendiendo al nivel de significación crítico resultante de los contrastes del estadístico F, rechazamos la hipótesis nula de igualdad de medias en ambos grupos para las siguientes variables: ATA (adquisiciones temporales de activos),

CD (comisión de depósito), CEXT (porcentaje del patrimonio del fondo invertido en mercados exteriores), FP (fondos públicos) y VOL (volatilidad).

## CUADRO 8

MEDIAS, DESVIACIONES TÍPICAS Y ESTADÍSTICO  $F$   
DE LAS VARIABLES\* POR GRUPOS

Variable	Fondos más rentables		Fondos menos rentables		Estadístico $F$ <sup>1</sup>	
	Media	Desv. Típica	Media	Desv. Típica	Valor	Significac.
ATA	51,2973	26,3441	23,9186	17,1556	45,2191	0,0000
CD	0,2231	0,1236	0,1597	0,1252	7,9925	0,0055
CEXT	0,3189	1,1695	2,5468	4,0093	18,8296	0,0000
FP	34,0908	23,3095	55,1033	22,3005	26,0400	0,0000
VOL	0,2499	0,1955	0,7340	0,3279	103,1039	0,0000

<sup>1</sup> Con 1 y 122 grados de libertad.

\* Sólo de las que han resultado ser significativas para un nivel de confianza del 95 por 100.

La variable VOL es la que presenta un mayor poder de discriminación individualmente considerada. Por término medio, su valor es casi tres veces menor en los FIM de renta fija más rentables.

También destaca el claro predominio de los títulos públicos en la cartera de los FIM de renta fija (más del 80 por 100). Tanto FP como ATA son variables altamente significativas con un elevado poder discriminante entre los dos grupos de fondos predefinidos. Sin embargo, mientras que el porcentaje de fondos públicos adquiridos en firme se sitúa, en promedio, en el 34,1 por 100 en el caso de los FIM de renta fija más rentables, ese porcentaje asciende hasta el 55,1 por 100 en los FIM de renta fija menos rentables. Por el contrario, si nos fijamos en el porcentaje del patrimonio de los fondos materializado en adquisiciones temporales de títulos, apreciamos que en los FIM de renta fija más rentables esa cifra es del 51,3 por 100 y en los FIM de renta fija menos rentables no alcanza el 24 por 100.

Aunque el estudio se centra en fondos que invierten mayoritariamente en mercados españoles, la variable explicativa CEXT es individualmente

relevante para explicar las diferencias de rentabilidad entre los dos grupos de fondos preestablecidos. Su análisis indica que, en promedio, los FIM de renta fija más rentables invierten sólo algo más del 0,3 por 100 de su patrimonio fuera de nuestros mercados, porcentaje que sobrepasa el 2,5 por 100 en el caso de los menos rentables.

La última variable individualmente significativa, para una confianza del 95 por 100, es CD. En promedio, los FIM de renta fija menos rentables aplican una comisión de depósito un 28,5 por 100 inferior a la percibida en el caso de los FIM de renta fija más rentables.

La función discriminante la componen tres variables: VOL, CEXT y ATA y la puntuación discriminante de Fisher se obtiene según la siguiente expresión:

$$+ 0,0306 \text{ ATA} - 0,2356 \text{ CEXT} - 6,1251 \text{ VOL} + 2,1991$$

CUADRO 9  
CONTRASTES DE SIGNIFICACIÓN

<i>Correlación canónica y test de igualdad de medias</i>					
E	Correlac.canónica	Lambda Wilks	Chi-cuadrado	gl	Signif.
1,0929	0,7226	0,477812	88,994	3	0,0000

  

<i>Test M de BOX. Contraste de igualdad de las matrices de varianzas-covarianzas</i>			
M de BOX	F aproximado	Grados de libertad	Signific.
129,14033	20,94356	6, 100519,3	0,0000

Como puede comprobarse en el Cuadro 9, se rechaza la hipótesis de igualdad de las matrices de covarianzas de los grupos. Por otra parte, también se rechaza la hipótesis de igualdad entre los dos vectores de medias, por lo que las variables de la función ejercen conjuntamente un efecto significativo en la separación de los dos grupos.

Según se expone en el Cuadro 10, en la muestra de estimación se clasifican correctamente el 85,48 por 100 de los casos, cometiéndose 8 errores de tipo I (14 por 100 de los casos) y 14 errores de tipo II (14,9 por 100 de los casos). En la muestra de validación el porcentaje global de aciertos se eleva al 87,80 por 100, resultado altamente satisfactorio.

CUADRO 10  
MATRIZ DE CLASIFICACIÓN

	MUESTRA DE ESTIMACIÓN			
	Real	Núm. Casos	Predicción	
			Grupo 0	Grupo 1
Grupo .....	0	57	49 86,0%	8 14,0%
Grupo .....	1	67	10 14,9%	57 85,1%

Porcentaje de casos correctamente clasificados: 85,48 por 100

	MUESTRA DE VALIDACIÓN			
	Real	Núm. Casos	Predicción	
			Grupo 0	Grupo 1
Grupo .....	0	21	18 85,7%	3 14,3%
Grupo .....	1	20	2 10,0%	18 90,0%

Porcentaje de casos correctamente clasificados: 87,80 por 100

4.4.2. Factores que afectan a la rentabilidad de los fondos en 1995-1996

Si observamos el Cuadro 11, los resultados del análisis descriptivo univariante para el bienio 1995-1996 indican que, para un nivel de confianza del 95 por 100, atendiendo al nivel de significación crítico resultante de los contrastes del estadístico F, se rechaza la hipótesis nula de igualdad de medias en ambos grupos para las siguientes variables: AMP (activos monetarios privados), ATA (adquisiciones temporales de activos), CD (comisión de depósito), CEXT (cartera exterior), FP (fondos públicos), L (porcentaje del patrimonio del fondo en situación de liquidez), SN (saldo neto) y VOL (volatilidad).

Del mismo modo que en 1994, en el período 1995-1996 predomina la presencia de títulos públicos en la cartera de los FIM de renta fija. Las

dos variables explicativas que presentan un mayor poder de discriminación entre los dos grupos de FIM de renta fija predeterminados son FP y ATA. Sin embargo, contrariamente a lo acontecido en 1994, en este subperíodo los fondos más rentables se caracterizan por el predominio de los títulos públicos adquiridos en firme en sus carteras. Así, mientras que el porcentaje de fondos públicos adquiridos en firme se sitúa, en promedio, en el 61,3 por 100 en el caso de los FIM de renta fija más rentables, ese porcentaje desciende hasta el 31,4 por 100 en los FIM de renta fija menos rentables. Por el contrario, el porcentaje del patrimonio de los FIM de renta fija más rentables materializado en adquisiciones temporales de títulos es del 23,5 por 100, cifra que se eleva al 54,7 por 100 en los FIM de renta fija menos rentables.

CUADRO 11

MEDIAS, DESVIACIONES TÍPICAS Y ESTADÍSTICO *F*  
DE LAS VARIABLES\* POR GRUPOS

Variable	Fondos más rentables		Fondos menos rentables		Estadístico <i>F</i> <sup>1</sup>	
	Media	Desv. Típica	Media	Desv. Típica	Valor	Significac.
AMP	0,0844	0,4114	0,5525	1,4965	5,3171	0,0228
ATA	23,5499	12,4899	54,7074	24,7177	75,2243	0,0000
CD	0,1443	0,1133	0,2265	0,1097	16,8227	0,0001
CEXT	0,8803	2,0315	0,2020	0,5960	6,7091	0,0108
FP	61,2735	16,8524	31,4208	20,3091	78,0602	0,0000
L	3,1938	3,6467	4,6311	4,1022	4,2017	0,0425
SN	1,6950	1,9454	0,9651	1,3112	6,1272	0,0147
VOL	0,5612	0,2510	0,2049	0,3267	45,4353	0,0000

<sup>1</sup> Con 1 y 122 grados de libertad.

\* Sólo de las que han resultado ser significativas para un nivel de confianza del 95 por 100.

La tercera variable que destaca individualmente por su alto poder de discriminación es la referente al riesgo asumido por el fondo, VOL. Por término medio, su valor es casi tres veces mayor en los FIM de renta fija más rentables.

La variable explicativa CD también resulta ser individualmente relevante. En promedio, los FIM de renta fija menos rentables cobran una comisión de depósito un 57 por 100 superior a la percibida en el caso de los FIM de renta fija más rentables.

Para una confianza del 95 por 100, también resultan significativas a nivel individual las siguientes variables: SN, AMP y L. En promedio, la parte del patrimonio que los fondos más rentables han mantenido en situación de liquidez ha sido un 31 por 100 inferior a la mantenida por los fondos menos rentables. Por otro lado, aunque el porcentaje de activos monetarios privados en las carteras de los FIM de renta fija es insignificante, esta variable presenta individualmente un poder de discriminación significativo entre los dos grupos preestablecidos. En concreto, en los fondos menos rentables, en promedio, apenas supera el 0,5 por 100, porcentaje que no alcanza el 0,1 por 100 en los fondos más rentables. Por último, el saldo neto en los fondos más rentables casi duplica al saldo neto de los fondos menos rentables.

Las variables clasificadoras que forman la función discriminante son: FP, VOL, OVRF, CD, AMP y CEXT y la expresión a partir de la cual se obtiene la puntuación discriminante de Fisher es:

$$- 0,5614 \text{ AMP} - 4,8010 \text{ CD} + 0,4044 \text{ CEXT} + 0,0902 \text{ FP} \\ + 0,0565 \text{ OVRF} + 3,1742 \text{ VOL} - 5,0162$$

CUADRO 12

CONTRASTES DE SIGNIFICACIÓN

<i>Correlación canónica y test de igualdad de medias</i>					
E	Correlac.canónica	Lambda Wilks	Chi-cuadrado	gl	Signif.
1,2324	0,7430	0,447947	95,567	6	0,0000

  

<i>Test M de BOX. Contraste de igualdad de las matrices de varianzas-covarianzas</i>			
M de BOX	F aproximado	Grados de libertad	Signific.
222,00391	10,01338	21, 52832,2	0,0000

Según se desprende del Cuadro 12, se rechaza la hipótesis de igualdad de las matrices de covarianzas de los grupos. Por otra parte, centrándo-

nos en la información sobre el contraste de significación global de igualdad de medias, dado que se rechaza la hipótesis de igualdad entre los dos vectores de medias, el efecto global que las variables de la función discriminante ejercen en la separación de los dos grupos es significativo.

CUADRO 13  
MATRIZ DE CLASIFICACIÓN

	MUESTRA DE ESTIMACIÓN			
	<i>Real</i>	<i>Núm. Casos</i>	<i>Predicción</i>	
			<i>Grupo 0</i>	<i>Grupo 1</i>
Grupo .....	0	66	56 84,8%	10 15,2%
Grupo .....	1	58	6 10,3%	52 89,7%

Porcentaje de casos correctamente clasificados: 87,10 por 100

	MUESTRA DE VALIDACIÓN			
	<i>Real</i>	<i>Núm. Casos</i>	<i>Predicción</i>	
			<i>Grupo 0</i>	<i>Grupo 1</i>
Grupo .....	0	21	17 81,0%	4 19,0%
Grupo .....	1	20	5 25,0%	15 75,0%

Porcentaje de casos correctamente clasificados: 78,05 por 100

En el Cuadro 13 se expone la matriz de clasificación a que da lugar el análisis discriminante efectuado para el período 1995-1996. En la muestra de estimación, el porcentaje de casos correctamente clasificados es del 87,10 por 100 y se cometen 10 errores de tipo I (15,2 por 100 de los casos) y 6 errores de tipo II (10,3 por 100 de los casos). En la muestra de validación el porcentaje global de aciertos se reduce al 78,05 por 100 de los casos, resultado que seguimos considerando aceptable.



## 5. CONCLUSIONES

Con este trabajo hemos intentado profundizar en el estudio de las variables que han determinado el que unos FIM de renta fija sean más rentables que otros en el trienio 1994-1996. Para ello, junto a un análisis descriptivo univariante previo, hemos aplicado dos técnicas de análisis multivariante: el análisis discriminante con regla de asignación lineal y el modelo logit. Los resultados obtenidos por ambas metodologías son similares y satisfactorios, con un alto porcentaje de casos correctamente clasificados en ambas muestras.

La rentabilidad promedio de los FIM de renta fija de la muestra en el período objeto de estudio ha sido del 22,4 por 100 y se ha caracterizado por su estabilidad relativa en el bienio 1995-1996 tras la negativa evolución de los mercados financieros en 1994.

Pese al mal comportamiento generalizado de todos los mercados en la mayor parte de 1994, la paulatina recuperación experimentada a partir de 1995 y su consolidación en 1996 ha hecho que aquellos fondos que, en general, han mostrado un menor conservadurismo hayan obtenido mayores rentabilidades.

Como era de esperar, las comisiones de gestión y de depósito aplicadas por los fondos han constituido un factor determinante a la hora de que un fondo resultase clasificado como más rentable o menos rentable, resultado que coincide con el obtenido por Álvarez [1995] para el período 1991-1993.

Al margen de esta influencia negativa de los gastos repercutidos a los fondos, las diferencias de rentabilidad observadas entre los FIM de renta fija obedecen también a la mayor o menor capacidad de los profesionales encargados de la gestión de los distintos fondos de esta categoría inversora. En este sentido, la volatilidad de los fondos y el porcentaje de sus carteras materializado en títulos públicos adquiridos en firme se convierten en factores determinantes de las diferencias de rentabilidad observadas en esta clase de fondos.

Por otra parte, se han observado diferencias significativas entre las rentabilidades obtenidas por los fondos gestionados por sociedades gestoras independientes y aquéllas conseguidas por los fondos administrados por gestoras vinculadas a bancos y cajas de ahorros. En promedio, estos últimos han resultado ser más rentables debido, en buena parte, a una política de gestión más orientada hacia los fondos públicos.

Según la teoría, los fondos con mayor patrimonio gestionado deberían aprovechar posibilidades de negocio que sólo están a su alcance y que llevan a una mayor rentabilidad. En este sentido, es sorprendente que ninguna de las variables relativas al poder de mercado que tiene un fondo resulte tener poder de discriminación en esta categoría de fondos. Esto implica que, en general, los FIM de renta fija de mayor tamaño no han sido más rentables que los FIM de renta fija pequeños y, por consiguiente, los fondos no han sido capaces de beneficiarse de las posibles economías de escala. Este resultado es contrario al que se obtiene en Álvarez [1995], en el que los fondos con mayor tamaño son los menos rentables. Sin embargo, como el propio Álvarez indica, el resultado puede verse afectado por un conjunto de fondos de la muestra con un patrimonio importante y con un comportamiento poco afortunado en el período de análisis.

Tampoco la consolidación y la experiencia acumulada en la gestión de fondos aparece como variable explicativa de las diferencias de rentabilidad observadas en los FIM de renta fija.

Dado que en el período investigado pueden apreciarse dos subperíodos completamente diferentes, el año 1994 por un lado y 1995-1996 por otro, hemos estudiado por separado estos dos subperíodos para ver en cada uno de ellos qué variables son las que han afectado coyunturalmente a que el nivel de rentabilidad de los fondos supere o no al promedio del sector en ese período y en qué medida los resultados obtenidos se han visto influidos por lo acontecido en los mismos. El análisis efectuado pone de manifiesto la importancia del riesgo asumido por los fondos ante una coyuntura determinada de los mercados. Por otra parte, si comparamos los resultados obtenidos en el trienio analizado con los resultados en cada uno de los dos subperíodos, se observa una mayor incidencia del segundo subperíodo en el resultado obtenido para todo el intervalo estudiado.

En resumen, las características diferenciadoras básicas de los FIM de renta fija más rentables en el trienio 1994-1996 han sido: el cobro de unas menores comisiones de gestión sobre patrimonio y de depósito, una política inversora más agresiva, centrada más en fondos públicos adquiridos en firme que en adquisiciones temporales de los títulos públicos, el mantenimiento de un menor porcentaje del patrimonio en situación de liquidez y ser gestionado por una sociedad vinculada a un banco o caja de ahorros.

## 6. REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- ÁLVAREZ, J. [1995]: «Análisis de los fondos de inversión de renta fija en España», *Investigaciones Económicas*, vol. 19, núm. 3, 475-488.
- EISENBEIS, R. A. [1977]: «Pitfalls in the application of discriminant analysis in business finance and economics», *Journal of Finance*, vol. 32, núm. 3, 875-900.
- FANJUL, O., y MARAVALL, F. [1985]: *La eficiencia del sistema bancario español* (Madrid, Alianza).
- GARCÍA-VAQUERO, V., y MAZA, L. A. [1994]: «Evolución y perspectivas de los fondos de inversión: 1991-1993», *Banco de España, Boletín Económico*, marzo, 15-29.
- GONZÁLEZ MOSQUERA, L. M. [1995]: «Los fondos de inversión y sus implicaciones para las entidades de crédito», *Banco de España, Boletín Económico*, julio-agosto, 69-86.
- GUJARATI, D. N. [1993]: *Econometría* (Madrid, McGraw-Hill).
- INFORME TRIMESTRAL SOBRE INSTITUCIONES DE INVERSIÓN COLECTIVA DE LA COMISIÓN NACIONAL DEL MERCADO DE VALORES, años 1994, 1995 y 1996.
- INFORME ANUAL DE LA COMISIÓN NACIONAL DEL MERCADO DE VALORES, años 1994, 1995 y 1996.
- KLECKA, W. R. [1980]: *Discriminant analysis* (Beverly Hills, London, Sage Publications).
- LASSALA NAVARRÉ, C. [1997]: «Los factores determinantes de la rentabilidad financiera de los fondos de inversión en activos del mercado monetario», *Revista Europea de Dirección y Economía de la Empresa*, vol. 6, núm. 1, 143-152.
- LASSALA NAVARRÉ, C. [1997]: *Los fondos de inversión mobiliaria en España: análisis de rentabilidad y performance*, Tesis Doctoral no publicada, Universidad de Valencia.
- MORALES-ARCE, R. [1995]: «De la inversión individual a la colectiva: el cambio en las formas de invertir», *Actualidad Financiera*, núm.13, 27 marzo - 2 abril, 363-372.
- URIEL, E. [1995]: *Análisis de datos. Series temporales y análisis multivariante* (Madrid:, AC).

