

## ANÁLISIS DE LOS FONDOS DE INVERSIÓN DE RENTA FIJA EN ESPAÑA

José ÁLVAREZ COBELAS\*

*Banco Pastor*

*En los últimos años se ha prestado gran atención al estudio del comportamiento de los fondos de inversión, utilizando técnicas que van desde la tradicional  $\alpha$  de Jensen hasta las recientes medidas dinámicas basadas en la composición de la cartera de los fondos. Este tipo de medidas se han aplicado a toda clase de fondos, sin reparar en los matices diferenciadores que existen entre los fondos de renta fija y los de renta variable. En este estudio se concretan los modelos de valoración de activos al caso particular de los fondos españoles que invierten exclusivamente en valores de renta fija, analizando sus resultados en el periodo comprendido entre 1991 y 1993.*

### 1. Introducción

El estudio de los fondos de inversión ha sido uno de los temas más concurridos en la literatura financiera de los últimos años. Partiendo de modelos generales de valoración de activos, se han desarrollado métodos para evaluar el comportamiento de los fondos, que a su vez han servido para estudiar la eficiencia de los mercados. Estas medidas han evolucionado hacia técnicas que permiten distinguir qué parte de la rentabilidad del fondo se debe a la habilidad de los gestores para seleccionar los activos donde invertir, y qué porción corresponde a su habilidad para elegir el momento más adecuado en el que materializar dicha inversión.

El objetivo de este estudio es profundizar en la comprensión del comportamiento de los fondos desde una óptica diferente que considera explícitamente la clase de activos en los que invierten. En concreto, nos centraremos en aquellos fondos que invierten la totalidad de su patrimonio en activos de renta fija. La estrategia que utilizaremos será particularizar los modelos

\* Agradezco los comentarios y sugerencias de Gonzalo Rubio, supervisor de este trabajo. Samuel Bentolila, Eudald Canadell, Analistas Financieros Internacionales, y los departamentos de Estadística y Central de Anotaciones en Cuenta del Banco de España me ayudaron en el proceso de obtención de los datos. Manuel Arellano y Enrique Sentana, me guiaron en la parte econométrica. Finalmente, quiero agradecer los comentarios de dos evaluadores anónimos, de Rafael Repullo y de María José Maceiras. Todos los errores son míos.

generales de valoración de activos teniendo en cuenta las características diferenciadoras de este tipo de instrumentos.

Las razones que justifican restringir nuestro estudio a este segmento de fondos de inversión son de diversa índole. En primer lugar, una cuestión de tamaño: los fondos que invierten el 100% de su activo en valores de renta fija concentran la mayor parte de los recursos gestionados por los fondos españoles. En segundo lugar, la mayor estabilidad en el rendimiento de estos valores induce a pensar que se ven afectados por un menor número de factores que los activos de renta variable, básicamente por los riesgos de interés y de crédito. Finalmente, las limitaciones legales relativas al porcentaje máximo que los fondos pueden invertir en activos concretos, imposibilitan replicar las carteras de referencia de activos de renta variable<sup>1</sup>. Esto no sucede en los fondos de renta fija, ya que al concentrarse mayoritariamente su inversión en valores de naturaleza pública, los porcentajes permitidos son sensiblemente superiores. En consecuencia, los resultados obtenidos para los fondos de renta fija son más fiables que los obtenidos para fondos que invierten en renta variable<sup>2</sup>.

El trabajo se organiza como sigue. En la Sección 2, particularizaremos un modelo APT a la valoración de carteras de renta fija. En la Sección 3, utilizaremos el concepto de duración para interpretar el riesgo de interés en que incurren los fondos. En la Sección 4, aplicaremos el modelo propuesto al estudio del comportamiento de los principales fondos de renta fija españoles. Nuestro estudio abarcará la rentabilidad y los niveles de riesgo de los fondos; la presencia de persistencia en los rendimientos; la adecuación de las comisiones cobradas a la rentabilidad obtenida por el inversor, y la relación existente entre el tamaño del patrimonio gestionado y la rentabilidad obtenida por el fondo.

## **2. Los modelos de valoración de activos de renta fija**

El procedimiento que se seguirá a la hora de derivar un modelo de renta fija, será partir de una formulación general —un modelo APT— e introducir de un modo gradual supuestos que recojan las características particulares de los activos de renta fija, de modo que construyendo modelos intermedios podamos evaluar los errores que introducen cada uno de los supuestos.

Una primera diferencia con los activos de renta variable reside en que mientras éstos tienen una vida ilimitada, los valores de renta fija nacen con un vencimiento prefijado, y a medida que se acerquen a su vencimiento, se verán influidos en menor medida por cualquier elemento perturbador. Por

<sup>1</sup> El porcentaje que algún valor concreto representa en el Índice General de la Bolsa de Madrid excede el máximo permitido para los fondos.

<sup>2</sup> Martínez (1994) llega a la conclusión de que los resultados negativos que arrojan los estudios sobre los fondos de inversión se deben en gran medida a la inconveniencia de las carteras de referencia con las que se comparan, al no ser éstas perfectamente replicables por los fondos.

ello, los modelos sólo serán aplicables a carteras de activos individuales que presenten un vencimiento medio estable en el tiempo<sup>3</sup>.

Un modelo APT<sup>4</sup> expresa la rentabilidad en exceso de la del activo seguro de una cartera  $i$ , como la combinación lineal de un conjunto de  $K$  factores comunes a todos los activos de la economía y de elementos específicos a la propia cartera:

$$R_{it} - R_{st} = \sum_{j=1}^K \beta_{ij} F_{jt} + \xi_{it} \quad [1]$$

donde  $R_{it} - R_{st}$  es el exceso de rentabilidad de la cartera  $i$ ,  $F_{jt}$  son los  $K$  factores comunes a toda la economía,  $\beta_{ij}$  son las betas de los factores y  $\xi_{it}$  es un término de error idiosincrásico.

Para adecuar el modelo [1] a las carteras de renta fija, vamos a suponer en primer lugar, que el riesgo básico a que se encuentra sometida una cartera de estos activos es un riesgo de tipo de interés. Para estudiar el número de factores necesarios para recoger este riesgo, debemos hacer un supuesto sobre los desplazamientos de la curva de tipos de interés. Si suponemos una curva plana y con desplazamientos paralelos, con un factor será suficiente, y éste sería la TIR -Tasa Interna de Rendimiento- de cualquier activo; si por el contrario, pensamos en una curva con movimientos no paralelos, necesitamos un mayor número de factores. En nuestro caso, vamos a considerar un modelo con dos factores: uno de ellos recogerá las variaciones en la rentabilidad de activos a corto plazo, y otro las de activos a largo, con lo que se tienen en cuenta en el modelo los cambios de nivel y de pendiente de la curva. Para recoger estas variaciones de rentabilidad, vamos a utilizar unos índices de rendimiento de Letras del Tesoro y de deuda a medio y largo plazo<sup>5</sup>, con lo que el modelo se expresa como sigue:

$$R_{it} - R_{st} = \beta_{iL}(R_{Lt} - R_{St}) + \beta_{iB}(R_{Bt} - R_{St}) + \xi_{it} \quad [2]$$

donde  $R_{Lt} - R_{St}$  recoge el exceso de rentabilidad de una cartera de letras,  $R_{Bt} - R_{St}$  recoge el exceso de rentabilidad de una cartera de deuda a medio y largo plazo y  $\beta_{ij}$  expresa la sensibilidad del fondo  $i$  a variaciones en la rentabilidad de la cartera de referencia  $j = L, B$ . El paso de factores a carteras de referencia recoge el supuesto de que dichas carteras son eficientes, esto es, que el componente idiosincrásico de cada una de ellas es cero, por lo que el término de error de la ecuación [2] no debe incorporar ningún tipo de estructura.

<sup>3</sup> Este supuesto sobre la duración de la cartera es razonable en el caso de los fondos de inversión. Si llamamos  $H$  al horizonte temporal de los inversores de los fondos, y  $D$  a la duración del mismo, el nivel de riesgo de los fondos viene dado por el ratio  $D/H$ , por lo que basándonos en que los fondos quieren mantener un nivel de riesgo estable a lo largo del tiempo, adoptarán una estrategia que lleve a una duración constante.

<sup>4</sup> Una derivación sencilla del modelo aparece en Sentana (1993).

<sup>5</sup> Estos índices son elaborados por el Banco de España -para conocer los criterios técnicos de su elaboración ver Boletín Estadístico del Banco de España, mayo de 1992- y Analistas Financieros Internacionales -ver Análisis Financiero Internacional, diciembre-enero 1993-.

Éste será el modelo fundamental a la hora de estudiar la rentabilidad de los fondos de inversión españoles, para lo que utilizaremos la tradicional medida de Jensen, que es la constante  $\alpha_i$  de la siguiente regresión:

$$R_{it} - R_{St} = \alpha_i + \beta_{iL} (R_{Lt} - R_{St}) + \beta_{iB} (R_{Bt} - R_{St}) + \xi_{it} \quad [3]$$

A la hora de emplear la ecuación [3] para analizar los niveles de riesgo asumidos por los fondos existentes en el mercado español, debemos tener en cuenta que existen activos de naturaleza privada, lo que obliga a considerar otro factor: el riesgo de crédito. Para distinguirlo perfectamente del riesgo de tipo de interés, debe introducirse de un modo ortogonal a éste, como una prima de riesgo, que recogerá las expectativas que el mercado tiene sobre la solvencia de la entidad emisora. En principio, deberíamos incorporar a la ecuación [3] las primas de riesgo de todos de los activos de naturaleza privada, pero este procedimiento conllevaría un serio problema de multicolinealidad en los regresores. Por ello, consideramos la prima de riesgo de un activo privado concreto respecto de los valores públicos, y la introducimos como variable explicativa en la ecuación [3], con lo que resulta la siguiente ecuación:

$$R_{it} - R_{St} = \alpha_i + \beta_{iL} (R_{Lt} - R_{St}) + \beta_{iB} (R_{Bt} - R_{St}) + \gamma_i \theta_i + \xi_{it} \quad [4]$$

donde  $\theta_i$  es la prima de riesgo (positiva o negativa) del activo de referencia, y  $\gamma_i$  es el coeficiente que recoge la sensibilidad de la cartera  $i$  a dicha prima. Como prima de riesgo vamos a utilizar el diferencial en el rendimiento de las obligaciones AIAF a más de dos años sobre la rentabilidad de la cartera de referencia de deuda a medio y largo plazo. Obviamente, existen muchos activos privados cuya prima de riesgo no coincide con la de las citadas obligaciones, pero no es necesario introducirlas. La razón es que el nivel de riesgo viene dado por la medida global  $\gamma_i \theta_i$ , en la que recogemos tanto la cantidad como la calidad del riesgo de invertir en activos privados. A mayor coeficiente, mayor será el riesgo, debido bien a que han invertido un gran porcentaje de su patrimonio en valores privados, o bien porque pese a invertir una pequeña proporción, lo han hecho en activos de alto riesgo de crédito.

### 3. El riesgo de interés de los fondos

En los modelos multibeta propuestos, el riesgo de interés viene medido por los coeficientes  $\beta_{i,j}$ . En este apartado, pretendemos relacionar dichos coeficientes con el concepto de duración, que es la medida habitualmente utilizada para medir el riesgo de interés de instrumentos de renta fija o de una cartera de éstos.

La duración de un bono mide cómo varía su precio ante variaciones en la TIR del mismo. En nuestro caso, medimos la sensibilidad de una cartera de activos de renta fija en relación a los movimientos en la rentabilidad de dos carteras de referencia, por lo que la medida de riesgo ha de ser la duración relativa de los activos del fondo  $i$  que forman parte de la cartera de referencia  $j$ , con respecto a la duración de la cartera de referencia, y multiplicado este

cociente por la proporción del fondo invertido en los valores que forman parte de dicha cartera. Si denominamos  $D_{iL}$  a la duración de la cartera de letras del fondo  $i$ ,  $D_L$  a la duración de la cartera de letras de referencia, y  $X_{iL}$  a la proporción de letras en el fondo  $i$ , podemos suponer que el coeficiente  $\beta_{iL}$  es aproximadamente igual a  $(D_{iL}/D_L)X_{iL}$ . El coeficiente de sensibilidad respecto de la cartera de bonos y deuda  $\beta_{iB}$  sería aproximadamente igual a  $(D_{iB}/D_B)X_{iB}$ . El interés de estas expresiones reside en el análisis de los términos  $(D_{i,j}/D_j)X_{i,j}$ , ya que permite conocer de un modo aproximado el grado de agresividad –entendido como la magnitud del riesgo de interés en que incurre el gestor del fondo– en el corto  $D_{iL}/D_L$  y en el largo plazo  $D_{iB}/D_B$  de un fondo, una vez que conocemos su política de inversiones  $X_{iL}$ ,  $X_{iB}$  y viceversa.

Para justificar la interpretación de los coeficientes  $B_{i,j}$  estimados como un cociente ponderado de duraciones, debemos conocer la magnitud del error en que estamos incurriendo. No disponemos de los datos necesarios para calcular los ratios para el caso de fondos españoles, por lo que hemos procedido a construir carteras imaginarias compuestas por distintos activos individuales, siguiendo el criterio de mantener constante la duración de cada una de ellas a lo largo del período muestral y tratando de conseguir la mayor diversificación dentro de cada cartera. Para ello, se dispone de datos semanales de todas las emisiones de deuda pública que han estado vivas en el período comprendido entre enero de 1991 y marzo de 1994. No tenemos los datos necesarios de las emisiones de valores privados, por lo que estimaremos el modelo sin riesgo de crédito<sup>6</sup> –ecuación [2]– y compararemos los errores con los obtenidos mediante la siguiente ecuación, que nos darán una medida del error de aproximar el riesgo de interés a partir del concepto de duración:

$$R_{it} - R_{St} = \frac{D_{iL}}{D_L} X_{iL} (R_{Lt} - R_{St}) + \frac{D_{iB}}{D_B} X_{iB} (R_{Bt} - R_{St}) + \xi_{it} \quad [5]$$

Al mismo tiempo, estimaremos el modelo APT inicial –ecuación [1]–, y compararemos los errores de este modelo con los de la ecuación [2], con lo que conoceremos la magnitud del error que incorporamos al considerar que las carteras de referencia son eficientes.

Las carteras se han construido con unas duraciones de 5, 3.5, 3, 2.5, 2, 1.5, 1 y 0.75 años. La rentabilidad de una cartera la calculamos como la media ponderada de las rentabilidades de los activos individuales que la forman. La rentabilidad semanal de cada activo se define como el precio bruto –neto más cupón corrido– en un viernes del período menos el precio bruto en el viernes anterior dividido por este último; se adopta el criterio habitual de reinversión de los cupones cobrados. Disponemos de un total de 163 observaciones para cada cartera.

Como carteras índice se han utilizado la rentabilidad semanal –viernes sobre viernes– que se obtendría invirtiendo en la cartera de letras de A.F.I. y en las

<sup>6</sup> En la Sección 4, al analizar el riesgo de los fondos, daremos argumentos sobre la validez del coeficiente de riesgo de crédito.

carteras de deuda a medio y largo plazo de A.F.I. y del Banco de España<sup>7</sup>. Como activo seguro, hemos utilizado la rentabilidad que se obtendría invirtiendo en repos a un día durante siete días consecutivos. El motivo de no considerar repos a siete días es su falta de liquidez, lo que dificulta la obtención de datos sobre su rentabilidad y hace que ésta no sea fácilmente replicable.

El método utilizado para estimar la ecuación [1] es el de componentes principales. El porcentaje de varianza explicada con dos factores es de más del 75%, lo que indica que considerando dos factores se puede llegar a explicar de un modo muy aproximado la realidad de los fondos. La ecuación [2] se estima por mínimos cuadrados ordinarios, y la ecuación [5] se calcula directamente. Como medida para comparar la bondad de los modelos [2] y [5] respecto del APT, vamos a utilizar la magnitud de la desviación típica de los errores. Previamente, se debe señalar que los coeficientes estimados en la ecuación [2] están en la línea postulada por el modelo: las carteras de mayor duración, que presentan una proporción insignificante de letras, arrojan un coeficiente de sensibilidad  $\beta_{iL}$  no significativo, siendo significativo el coeficiente respecto de la cartera de largo plazo  $\beta_{iB}$ ; en las carteras de menor duración, sucede lo contrario.

En el Cuadro 1, aparecen las desviaciones estándar de los tres modelos estudiados. Los resultados confirman que las carteras de referencia recogen de un modo aproximado los factores que influyen en la rentabilidad de cada una de las carteras de renta fija, así como que la duración aproxima en buena manera el riesgo de tipo de interés de cada fondo, ya que los errores que introducen respecto del modelo APT inicial son mínimos.

CUADRO 1  
Evaluación de los modelos multibeta

*Desviaciones estándar de los modelos APT con uno y dos factores –ecuación [1]–, modelo multibeta general –ecuación [2]– y ecuación [5]. El período muestral abarca desde enero de 1991 hasta marzo de 1994, con un total de 163 observaciones correspondientes a la rentabilidad semanal de cada cartera entre dos viernes consecutivos. Las desviaciones de los errores están expresados en tanto por ciento.*

Modelos	Desviación estándar
APT con 1 factor	0.003296
APT con 2 factores	0.002677
Multibeta –ecuación [2]–	0.003021
Multibeta de duraciones –ecuación [5]–	0.003190

Los modelos APT con 1 y 2 factores han sido estimados por el método de componentes principales.

La ecuación [2] –modelo multibeta general– ha sido estimada por MCO.

Los coeficientes de duraciones relativas –ecuación [5]– se calculan directamente a partir de los datos de la duración y la composición de cada cartera.

<sup>7</sup> Los índices de deuda del Banco de España y de A.F.I. son muy parecidos, por lo que los resultados no varían al emplear uno u otro.

#### 4. Análisis de los fondos de inversión de renta fija en España

Se analiza una muestra de 53 fondos de inversión mobiliaria que durante todo el período de análisis –entre mayo de 1991 y diciembre de 1993– han invertido la totalidad de sus recursos en activos de renta fija. La muestra es representativa del conjunto de fondos de renta fija, ya que al final del período supone más del 80% del patrimonio del total de fondos de renta fija –al principio representa el 100%–.

Nuestro estudio se centra en la rentabilidad semanal obtenida por cada fondo, de la que disponemos de un total de 124 observaciones. Para su cálculo se utilizan los valores liquidativos de cada fondo los días 7, 14, 21 y final de mes, y el rendimiento se define como el valor liquidativo en un período menos el valor en el período anterior dividido por este último. Como carteras de referencia y activo seguro utilizaremos la ya empleadas en la Sección 3, aunque ajustando los datos a los días 7, 14, 21 y final de mes.

##### 4.1. Análisis de la rentabilidad/riesgo de los fondos

Se ha estimado para cada fondo la ecuación [3], obteniéndose unos resultados para las  $\alpha$  de Jensen que aparecen recogidos en el Cuadro 2 (columna de rendimientos netos). Los fondos aparecen ordenados en función del  $\alpha$  obtenido, expresándose éste en términos anuales<sup>8,9</sup>. A la vista de los resultados, se puede concluir el pobre comportamiento que la mayoría de los fondos tiene durante el período de análisis, ya que de los 53 fondos sólo 5 presentan  $\alpha$  positivas, siendo en todo caso no significativas. El resto de los fondos obtiene una rentabilidad que según el modelo multibeta no compensa el nivel de riesgo asumido por sus gestores<sup>10</sup>.

Para hacer un estudio correcto de los riesgos, debemos considerar el modelo multibeta ampliado<sup>11</sup>. Hemos estimado la ecuación [4] para los diez fondos más y menos rentables, con el fin de inferir la política de inversiones seguida por cada uno y ver si puede explicar los diferentes resultados alcanzados en cuanto a rentabilidad. Las estimaciones aparecen en el Cuadro 3.

<sup>8</sup> Es decir, hemos multiplicado las  $\alpha$  originales por 48.

<sup>9</sup> Los resultados relativos al fondo Hispano Rendimiento no son significativos, lo que probablemente se debe a un error en los datos.

<sup>10</sup> Este resultado podría estar condicionado por el corto período de tiempo que abarca la muestra analizada, si éste fuese un período de baja rentabilidad en los mercados de renta fija. No obstante, creemos que no es el caso, ya que analizando los datos se puede apreciar que a medida que avanzamos en el tiempo, la rentabilidad de los fondos va en aumento, siendo 1993 un año de altas rentabilidades.

<sup>11</sup> Los resultados relativos a las  $\alpha$  de Jensen no varían prácticamente al estimar el modelo con prima de riesgo [4]. La razón de utilizar la ecuación [3] al analizar la rentabilidad de los fondos reside en que un elevado porcentaje de los fondos presenta un coeficiente respecto de la prima de riesgo no significativo, por lo que de cara a obtener unas  $\alpha$  comparables ha de estimarse la misma ecuación para todos los fondos, y será aquélla en la que los regresores sean significativos en la mayoría de los casos. Esto sucede en el modelo [3].

## CUADRO 2

## Rendimientos netos y brutos de los fondos

*La ecuación estimada es:  $R_{it} - R_{st} = \alpha_i + \beta_{iL}(R_{Lt} - R_{St}) + \beta_{iB}(R_{Bt} - R_{St}) + u_{it}$ .  
El método de estimación es el de máxima verosimilitud para corregir la autocorrelación de primer orden que presentaba algún fondo, y con un total de 124 observaciones para cada uno de ellos.  
Los resultados aparecen expresados en tanto por ciento anual, y ordenados de mayor a menor.*

Fondo	$\alpha$ de Jensen (rendimientos netos)	Fondo	$\alpha$ de Jensen (rendimientos brutos)
Segurfondo	0.634	Fonamev	2.256
BSN Renta Fija	0.511	G.V.C. Interés	1.791 (**)
Fonamev	0.326	Almagro	1.661 (*)
G.V.C. Interés	0.091	BSN Renta Fija	1.661
Almagro	0.041	Fondmapfre Renta	1.609
Plusahorro	-0.137	Segurfondo	1.543
Fondo Extra	-0.204	Iberagentes Ahorro	1.491
Iberagentes Ahorro	-0.258	Invermonte	1.322 (**)
Fomenporium	-0.303	Fonprogreso	1.185 (*)
Foncómsul	-0.351	General Renta	1.112
Fondnatwest	-0.509	Fondnatwest	1.090 (**)
Fonprogreso	-0.514	Plusahorro	1.062
Dineuro	-0.809	Dineuro	0.940
Fondmapfre Renta	-0.840	Foncómsul	0.848
Invermonte	-0.877	Fondo Extra	0.675
Baskefond	-0.944	Baskefond	0.655
FG Renta Fija	-1.030	Fonbilbao FT	0.548
General Renta	-1.087	Fonemporium	0.396
Fonbilbao FT	-1.101	FG Renta Fija	0.099
Foncaixa 7	-1.258 (**)	Foncaixa 2	0.004
Alcalá Renta	-1.280 (**)	Foncaixa 9	-0.017
Ges-Fond 2	-1.533 (**)	Foncaixa 4	-0.048
Beta Renta	-1.582	Foncaixa 8	-0.049
Brazameb	-1.584 (**)	Foncaixa 10	-0.063
Fonbusa	-1.655 (**)	Fonsnostro	-0.111
MB Fondo 1	-1.714 (**)	Foncaixa 11	-0.187
Foncaixa 11	-1.837 (**)	Multibolsa	-0.191
Multibolsa	-1.891 (**)	Ges-Fond 2	-0.193
Fonsnostro	-1.911 (**)	Iberagentes FT	-0.195
Iberagentes FT	-1.945 (*)	Alcalá Renta	-0.230
P y G Crecimiento	-1.989 (**)	Fonleón	-0.250
Fonleón	-2.150 (**)	Fonbusa	-0.255
Fontarraco	-2.221 (**)	Foncaixa 7	-0.258
G.D.S. Servifondo	-2.230 (**)	P y G Crecimiento	-0.329
Fonjalón	-2.297 (**)	G.D.S. Servifondo	-0.330
Aresfondo	-2.304 (**)	Ciufondo Renta Fija	-0.357
Portfolio Bond	-2.394 (**)	Beta Renta	-0.412
Foncaixa 2	-2.395 (**)	Brazameb	-0.434
Fomodi	-2.408 (**)	Fonjalón	-0.547
Mapfre Fondtesoro	-2.431 (**)	Credipas Deuda	-0.570 (*)
Invermadrid FT	-2.431 (**)	Portfolio Bond	-0.594
Credipas Deuda	-2.440 (**)	Mapfre Fondtesoro	-0.681
Foncaixa 10	-2.463 (**)	Top Renta	-0.701
Top Renta	-2.801 (**)	Invermadrid FT	-0.831
Foncaixa 9	-2.917 (**)	Fomodi	-0.908
Foncaixa 4	-2.948 (**)	Bankeuropa	-0.959
Foncaixa 8	-2.949 (**)	Fontarraco	-0.971



CUADRO 2 (Continuación)

Rendimientos netos y brutos de los fondos

La ecuación estimada es:  $R_{it} - R_{st} = \alpha_i + \beta_{iL}(R_{Lt} - R_{St}) + \beta_{iB}(R_{Bt} - R_{St}) + u_{it}$ .

El método de estimación es el de máxima verosimilitud para corregir la autocorrelación de primer orden que presentaba algún fondo, y con un total de 124 observaciones para cada uno de ellos.

Los resultados aparecen expresados en tanto por ciento anual, y ordenados de mayor a menor.

Fondo	$\alpha$ de Jensen (rendimientos netos)	Fondo	$\alpha$ de Jensen (rendimientos brutos)
Bankeuropa	-2.959 (**)	Aresfondo	-1.104 (**)
Citifondo Renta Fija	-3.257 (**)	MB Fondo 1	-1.114 (**)
Adepa Fondtesoro	-5.040 (**)	Adepa Fondtesoro	-3.290 (*)
Foncaixa 1	-12.18 (**)	Foncaixa 1	-9.280 (**)
Foncaixa 3	-12.18 (**)	Foncaixa 3	-9.283 (**)
Hispano Rendimiento	-39.07	Hispano Rendimiento	-37.32

(\*) Significativo al 10%.

(\*\*) Significativo al 5%.

CUADRO 3

Niveles de riesgo de los fondos más y menos rentables

La ecuación estimada es:  $R_{it} - R_{st} = \alpha_i + \beta_{iL}(R_{Lt} - R_{St}) + \beta_{iB}(R_{Bt} - R_{St}) + \gamma_i \theta_i + u_{it}$ .

El método utilizado es el de máxima verosimilitud. La ecuación ha sido estimada para los 10 fondos con mayor y menor  $\alpha$ , con un total de 124 observaciones para cada fondo. Las  $\alpha_i$  no se presentan, ya que no varían respecto a las del Cuadro 2.

Fondo	$\beta_{iB}$	$\beta_{iL}$	$\gamma_i$
Segurfondo	0.192 (**)	0.547 (**)	7.626 (**)
BSN Renta Fija	0.412 (**)	0.144	—
Fonamev	0.505 (**)	0.557 (**)	—
G.V.C. Interés	0.050 (**)	0.307 (**)	8.842 (**)
Almagro	0.129 (**)	0.397 (**)	7.951 (**)
Plusahorro	0.050 (**)	0.257 (**)	3.560 (**)
Fondo Extra	0.180 (**)	0.904 (**)	5.988 (**)
Iberagentes Ahorro	0.477 (**)	0.722 (**)	—
Fonemporium	0.242 (**)	0.414 (**)	3.896 (**)
Foncónsul	0.008	0.154	—

Fondo	$\beta_{iB}$	$\beta_{iL}$	$\gamma_i$
Top Renta	0.200 (**)	0.414 (**)	3.681 (**)
Foncaixa 9	0.018 (**)	0.204 (**)	1.661 (**)
Foncaixa 4	0.026 (**)	0.294 (**)	—
Foncaixa 8	0.002	0.194 (**)	—
Bankeuropa	0.228 (**)	0.346 (**)	—
Citifondo Renta Fija	0.126 (**)	0.421 (**)	—
Adepa FT	0.260 (**)	0.544 (**)	—
Foncaixa 1	0.004	0.026	—
Foncaixa 3	0.004	0.026	—
Hispano Rendimiento <sup>1</sup>	1.02 E-6	2.28 E-4	—

<sup>1</sup> Para este fondo, los coeficientes estimados por máxima verosimilitud fueron negativos, por lo que procedimos a una estimación restringida imponiendo que los coeficientes fuesen positivos, y éstos son los resultados que se muestran.

(\*) Significativo al 10%.

(\*\*) Significativo al 5%.

El primer elemento a destacar es la consistencia del modelo ampliado respecto de los resultados, ya que los fondos para los que se obtienen unos coeficientes  $\gamma$  significativos son aquellos que invierten una buena parte de sus recursos en activos privados<sup>12</sup>, lo que confirma la validez del modelo. Para los fondos que no invierten en activos privados, el coeficiente  $\gamma$  no es significativo, por lo que se presentan los resultados de la estimación de la ecuación [3]. Además, para aquellos fondos con  $\gamma$  significativo, los coeficientes  $\beta$  disminuyen con respecto a los estimados a partir de la ecuación [3], lo que refleja que estos últimos no recogían de un modo exclusivo el riesgo de interés.

En segundo lugar, se observa que los coeficientes  $\beta$  estimados para los fondos Foncaixa son muy pequeños, lo que viene explicado por el elevado porcentaje de adquisiciones temporales en su cartera de activos<sup>13</sup>. Las adquisiciones temporales presentan un reducido riesgo de interés, pero conllevan unos mayores gastos en comisiones pagadas por el fondo en relación a las adquisiciones en firme, lo que repercute negativamente en la rentabilidad final. En tercer lugar, puede parecer que los coeficientes  $\gamma$  son muy elevados, lo que llevaría a pensar que gran parte del rendimiento de los fondos viene explicado por la prima de riesgo de los activos privados; no es ésta la realidad, ya que la prima de riesgo es muy pequeña en relación a los tipos de interés.

Finalmente, se debe resaltar que en general los fondos arriesgan más en el corto plazo y adoptan una actitud más conservadora en el largo plazo —los coeficientes  $\beta_{iL}$  son mayores que los  $\beta_{iB}$ —. La duración de la cartera de referencia de letras es de un año, por lo que para obtener los coeficientes  $\beta_{iL}$  estimados, el porcentaje invertido en este tipo de activos  $X_{iL}$  ha debido ser muy elevado.

#### 4.2. *Análisis de persistencia*

Un aspecto importante en el análisis del comportamiento de los fondos es distinguir entre suerte y habilidad de los gestores. Para ello, hemos dividido la muestra en dos subperíodos de 62 observaciones cada uno, y en ambos hemos estimado la ecuación [3], realizando a continuación la siguiente regresión de corte transversal:

$$\alpha_i = a + b\alpha_{i+1} + u_i,$$

donde  $\alpha_i$  y  $\alpha_{i+1}$  son las estimaciones de las  $\alpha$  de Jensen en cada uno de los dos subperíodos. Si el coeficiente  $b$  es positivo y significativo estaríamos

<sup>12</sup> La C.N.M.V. publica datos sobre la composición trimestral de la cartera de los fondos a nivel muy agregado, de los cuales se puede deducir la porción que cada fondo invierte en activos privados.

<sup>13</sup> Lógicamente, la duración de las adquisiciones temporales es pequeña en relación a la duración de la cartera de referencia  $D_7$ , por lo que el coeficiente  $\beta$  estimado es muy pequeño.

corroborando la persistencia en los rendimientos. La ecuación ha sido estimada por mínimos cuadrados robustos a heteroscedasticidad –método de White–. La estimación arroja un coeficiente  $b = 0.05$ , con un estadístico  $t$  de 1.08, mientras que la constante  $a$  es igual a  $-0.05$ , con un estadístico  $t$  de 11.2. Estos resultados confirman que no existe evidencia en favor de la estabilidad temporal de las rentabilidades. Pese a ello, hemos realizado un análisis más profundo para los fondos mejores y peores. Se han construido dos carteras, una formada por los cinco mejores fondos, y otra formada por los cinco peores, estimando el  $\alpha$  de Jensen para cada subperíodo. Los resultados muestran un  $\alpha$  superior a la media en los dos períodos para la cartera de fondos mejores, y  $\alpha$  inferiores a la media para la cartera de los peores. Este dato parece indicar que, pese a no existir un componente claro de persistencia en los rendimientos, la estabilidad se manifiesta en mayor medida en los casos extremos.

### 4.3. *El efecto de las comisiones*

La sociedad gestora del patrimonio colectivo, así como la entidad depositaria, cobran unas comisiones por los servicios que prestan. En España, estas comisiones son de cuatro tipos: de depósito, de gestión, de suscripción y de reembolso. En la mayoría de los fondos, las comisiones de suscripción y de reembolso son cero<sup>14</sup>, mientras que las restantes varían sustancialmente entre ellos<sup>15</sup>. El propósito de este epígrafe es analizar la rentabilidad de los fondos en términos brutos, sumando a la rentabilidad neta la parte semanal correspondiente a las comisiones de gestión y de depósito, para así estudiar el efecto que las comisiones tienen en la rentabilidad percibida por el inversor.

La hipótesis habitual de la eficiencia informacional de los mercados, sostiene que los precios deben incorporar toda la información<sup>16</sup> sobre los activos existente en los mercados, y cualquier agente que invierta recursos en obtener mayor información obtendrá una rentabilidad adicional que servirá para compensar el precio pagado por dicha información. Según esto, los fondos que cobran mayores comisiones deben obtener una rentabilidad en términos brutos superior a aquellos fondos que cobran menores cuotas y, que por ello, invierten menos recursos en información adicional. El objetivo será analizar si mayores comisiones llevan asociados mayores rendimientos brutos, o si por el contrario, suponen un coste excesivamente elevado para el inversor.

En el Cuadro 2 se presentan los resultados obtenidos al estimar las  $\alpha$  con datos de rendimientos brutos. El primer dato a resaltar es que mientras que

<sup>14</sup> En algunos fondos, la comisión de reembolso gira en torno a 1% si los inversores retiran su participación dentro del primer año.

<sup>15</sup> La C.N.M.V. sólo establece límites máximos a dichas comisiones, por lo que son comprensibles las diferencias entre fondos.

<sup>16</sup> El término información no debe entenderse exclusivamente como información referente a un activo concreto, sino como una inversión encaminada a lograr una mayor calidad profesional de los gestores.

la mayoría de las  $\alpha$  estimadas utilizando rendimientos netos son significativas, en este caso sólo 11 de ellas lo son; es decir, teniendo en cuenta rendimientos brutos, la mayor parte de los fondos perciben lo que les correspondería en base a un modelo como el multibeta, y la razón de que en términos netos las  $\alpha$  sean en su mayoría negativas y significativas es el cobro de comisiones. Este dato apoyaría la versión más extrema de la eficiencia informacional<sup>17</sup> y supondría rechazar uno de los supuestos que justifican la constitución de los fondos de inversión: la creación de patrimonios colectivos disminuye los costes individuales de adquisición de información y convierte a éstos en la opción más rentable para el inversor individual. Para profundizar en este tema, se procede a realizar la siguiente regresión de corte transversal:

$$\alpha = \phi\Delta + \xi,$$

donde  $\Delta$  es el vector que recoge las comisiones –en términos semanales– cobradas por los fondos. La ecuación ha sido estimada por el método de White, y el resultado arroja un coeficiente  $\phi$  de  $-1.61$ , con un estadístico  $t$  de  $-3.89$ , lo que confirma que la rentabilidad en términos netos depende en gran medida de las comisiones cobradas por los fondos. Es decir, un inversor individual, que simplemente se dedique a replicar las carteras de referencia, obtendrá una rentabilidad superior a la que obtendría invirtiendo en un fondo, o lo que es lo mismo, los precios de los activos incorporan toda la información acerca de ellos.

#### 4.4. *El efecto tamaño*

Otra de las razones que sustentan la creación y el desarrollo de los fondos de inversión como patrimonios colectivos es el aprovechamiento de posibles economías de escala en la gestión del patrimonio. En este punto, trataremos de contrastar la creencia generalizada de que los fondos con mayor volumen de patrimonio pueden aprovechar posibilidades de negocio que sólo están a su alcance y que conducen a una mayor rentabilidad. Para ello, se procede a realizar la siguiente estimación de corte transversal:

$$\alpha_t = d\Pi_t + u_t,$$

donde  $\Pi_t$  representa la cuota de mercado de cada uno de los fondos en el período  $t$ <sup>18</sup>. Esta ecuación la hemos estimado para dos subperíodos. Sería deseable contar con más subperíodos, a fin de recoger la influencia del dinamismo de los fondos –en el sentido de la variación del volumen de patrimonio gestionado– en la rentabilidad neta obtenida por el inversor, pero ello

<sup>17</sup> La versión «fuerte» de la teoría de la eficiencia informacional sostiene que toda la información va incorporada en el precio de los activos, por lo que cualquier inversión en información adicional no supondrá un aumento de rentabilidad.

<sup>18</sup> La cuota de mercado se define como la porción que sobre el total de los 53 fondos representa cada patrimonio individual.

supondría disponer de un número muy reducido de observaciones a la hora de estimar las  $\alpha$  correspondientes. El coeficiente que represente la influencia del tamaño sobre la rentabilidad del fondo vendrá recogido por la media aritmética de las  $d$ .

Los resultados que hemos obtenido estimando por la técnica de White entran en contradicción con la teoría: el valor medio de  $d$  es igual a  $-9.9$ , siendo estadísticamente significativo. Esto nos indicaría que los fondos con mayor tamaño son los menos rentables, aunque este dato puede verse influido por el crecimiento espectacular de los fondos Foncaixa, los cuales han tenido un comportamiento poco afortunado en el período objeto de análisis.

## 5. Conclusiones

A lo largo de este estudio hemos demostrado la conveniencia de concretar los modelos de valoración de activos al caso particular de los fondos de renta fija. Ello nos permite una mayor carga interpretativa a la hora de analizar el comportamiento de esta clase de fondos. El modelo multibeta propuesto nos permite diferenciar el riesgo de tipo de interés del riesgo de crédito a que están sometidos los fondos. Adicionalmente, posibilita conocer de un modo aproximado cuál es la política de inversión seguida en lo que respecta al plazo de vencimiento de los valores y cómo afectaría a los fondos un cambio en la curva de tipos.

En la segunda parte del trabajo se han aplicado estos modelos en la evaluación de una muestra de 53 fondos de renta fija existentes en el mercado español. Las conclusiones generales que se desprenden de este análisis se resumen en el pobre comportamiento que la mayoría de los fondos presentan en el período de análisis. Un estudio detallado de la persistencia de los rendimientos de los fondos, nos demuestra que la suerte desempeña un papel capital a la hora de explicar el mejor o peor comportamiento de los fondos. En lo referente a las comisiones cobradas por éstos, se obtiene que no se encuentran justificadas como gastos en la obtención de información adicional a la incluida por los precios, y que son las responsables de que el rendimiento de los fondos —medido por el  $\alpha$  de Jensen— haya sido negativo en la mayor parte de ellos. Finalmente, parece que el tamaño del patrimonio del fondo influye en la rentabilidad del mismo, aunque de un modo contrario al señalado por la teoría, ya que son los fondos con mayor patrimonio los que obtienen una peor rentabilidad.

## Referencias

- Analistas Financieros Internacionales: *Análisis Financiero Internacional*, Dic-Ene 1994.
- Banco de España: *Boletín Estadístico*, Mayo 1992.
- Blake, C.; Elton, E. y Gruber, M. (1993): «The performance of Bond Mutual Funds», *Journal of Business* 66, pp. 371-403.
- Elton, E.; Gruber, M. y Nabar, P. (1988): «Bond Returns, Immunization and the Return Generating Process», en *Studies in Banking and Finance. Essays in Memory of Irvin Friend*, Sarnat, M. y Szego, G. (eds.), North Holland, New York.
- García-Vaquero, V. (1992): «Los fondos de inversión en España», Banco de España, Documento de Trabajo n.º 9.202.
- Martínez, M. (1994): «Carteras de Referencia y Evaluación de los Fondos de Inversión», Universidad del País Vasco, Documento de Trabajo.
- Rubio, G. (1993): «Performance Measurement of Managed Portfolios: a Survey», *Investigaciones Económicas* 17, pp. 3-41.
- Sentana, E. (1993): «The Econometrics of the Stock Market II: Asset Pricing», *Investigaciones Económicas* 17, pp. 421-444.

## Abstract

The performance of mutual funds has attracted economists' attention in recent years. Assessment techniques range from the traditional Jensen's alpha to the modern dynamic measures based on portfolio holdings. These measures have been applied to all kind of funds, regardless of whether they invest in bonds or equities. In this paper, we apply asset pricing models to the case of Spanish funds that invest only in bonds, analyzing their performance over the period 1991-1993.

*Recepción del original, agosto de 1994*  
*Versión final, septiembre de 1995*