

Estudios de Economía Aplicada
Nº 8, 1997. Págs. 41 a 58

Eficacia financiera aplicada en gestión de carteras y necesidad de nuevos índices de performance

LUIS FERRUZ AGUDO
JOSÉ LUIS SARTO MARZAL
*Dpto. de Contabilidad y Finanzas
Universidad de Zaragoza*

Esta nueva versión incluye todas las correcciones sugeridas por el evaluador, las cuales nos han parecido oportunas y por las que les quedamos muy agradecidos.

RESUMEN

Este trabajo analiza, en primer lugar, el marco conceptual delimitativo de la Teoría de Cartera en conexión con la Teoría del Mercado de Capitales. Posteriormente, se trata la valoración financiera y crítica de las medidas de performance propuestas por la literatura relevante sobre el tema, así como estructuración de índices alternativos coherentes de acuerdo con los paradigmas de la lógica financiera relacionados con los parámetros rentabilidad-riesgo.

En una tercera fase, se realiza el análisis empírico sobre la rentabilidad y riesgo de los fondos de inversión en España (1990-1996).

Palabras clave: Carteras de inversión. Valoración financiera. Performance.
Códigos UNESCO: 531102, 531006.

ABSTRACT

This research paper firstly analyses the Portfolio Theory connected with Capital Market Theory. Secondly, the financial valuation will be studied and the performance indexes offered by traditional authors will be criticized. From this point of view, alternative measures will be proposed, according to financial logical paradigmes related to return and risk.

In third place, an empirical analysis will be made about return and risk in Spanish investment funds (1990-1996).

KEYWORDS

Investment portfolios. Financial valuation. Performance.

1. Introducción

De acuerdo con los estudios realizados por Ferruz y Sarto (1993, 1995) y Sarto (1995) queda evidenciado el hecho de que los índices tradicionales de performance ofrecidos por Sharpe (1966), Treynor (1965) y Jensen (1968) no funcionan correctamente, en determinadas ocasiones, al utilizarlos en un conjunto de carteras formadas por títulos financieros para formar rankings de gestión de las mismas que sean coherentes en sentido rentabilidad-riesgo (Markowitz, 1952). En este sentido, debe indicarse que el concepto de performance, tal y como se contempla en la literatura relacionada con la Teoría de cartera, es asimilable al estudio de la valoración de la gestión de las carteras formadas por títulos financieros.

A modo de resumen, conviene recordar las medidas tradicionales aportadas por los autores citados. En particular, Sharpe aportó el índice denominado como ratio premio-variabilidad, cuyo sentido financiero es el cálculo de la prima absoluta de rentabilidad de la cartera p con respecto a los activos de renta fija por unidad de riesgo total soportado:

$$S_p = \frac{E(R_p) - R_f}{\sigma_p}$$

Tal y como se demuestra en estudios anteriores ya citados, el funcionamiento correcto de esta medida exige que dicha prima absoluta de rentabilidad sea positiva, ya que, en caso contrario, el nivel de performance es directamente proporcional al nivel de riesgo de la cartera, algo que carece de sentido financiero ya que, conforme crece el riesgo, para un determinado nivel de rentabilidad, peor será la gestión de la cartera.

El hecho de que la prima de rentabilidad absoluta de una cartera sea negativa en un contexto de largo plazo y de acuerdo con la Teoría Financiera, carece igualmente de sentido financiero, sin embargo, Malkiel (1995) ya detecta el hecho de que progresivamente los fondos de inversión americanos tienden a ofrecer rentabilidades inferiores a las que se pueden obtener mediante la adquisición de valores de renta fija. Asimismo, en los mencionados estudios de Ferruz y Sarto se evidencia el hecho de que las carteras representativas de instrumentos financieros españoles de inversión a largo plazo como fondos de inversión y planes de pensiones ofrecen, en un alto

porcentaje, rentabilidades inferiores a las ofrecidas por las letras del tesoro en períodos homogéneos de estudio.

Cuestiones de similar importancia ocurren en el índice de performance de Treynor, el denominado ratio premio-volatilidad representativo también de la prima absoluta de rentabilidad si bien, en este caso, por unidad de riesgo sistemático:

$$T_p = \frac{E(R_p) - R_f}{\beta_p}$$

De nuevo se manifiestan inconsistencias cuando dicha prima absoluta es negativa, por lo que la problemática es similar a la observada en la medida tradicional de Sharpe. Asimismo, Sarto (1995) destaca la posibilidad de incoherencias cuando el parámetro β , representativo del riesgo sistemático de la cartera, toma valores negativos, si bien, posteriormente, Ferruz y Sarto (1996) concluyen que, en estos casos, no es significativo su valor como término dependiente del modelo de mercado de Sharpe (1963), por lo que, concluyen, no debe aplicarse a estas carteras dicha medida concreta de performance.

Por último, Jensen aportó la medida denominada como rentabilidad diferencial a partir de la expresión de la Línea del Mercado de Capitales (Capital Market Line) del Modelo de Valoración de Activos Financieros (Capital Asset Pricing Model) desarrollado por Sharpe (1964), también denominado por Fama (1991) el modelo Sharpe-Lintner-Black. La expresión de la medida de performance de Jensen es la siguiente:

$$J_p = [E(R_p) - R_f] - [E(R_M) - R_f] * \beta_p$$

Donde, el valor de $E(R_M)$ se corresponde con la rentabilidad del mercado de valores y donde la prima absoluta de rentabilidad que ofrece dicho mercado sobre los activos de renta fija debe ser positiva ya que, en caso contrario, se produce de nuevo el hecho de que, ante incrementos del nivel de riesgo sistemático de la cartera crece el valor del índice y, supuestamente, el nivel de performance de la cartera. Cuestión de nuevo que no se ajusta al sentido de racionalidad financiera expuesto por Markowitz (1952). Con respecto a esta posible anomalía en que los activos de renta fija ofrezcan rentabilidades superiores al mercado de valores deben revisarse los

estudios de Ferruz y Sarto anteriormente indicados en los que se comprueba que sucede dicha situación.

Por otro lado, tal y como indican Rayo y Palacios (1996), las medidas de performance basadas en la relación media-varianza y media-beta no funcionan correctamente cuando pretenden valorar la gestión de carteras que incorporan instrumentos financieros derivados ya que provocan evoluciones asimétricas que este tipo de medidas no contemplan de forma correcta.

En cualquier caso, la conclusión que se obtiene es que ninguno de los tres índices tradicionales analizados son siempre aplicables y que, sucediendo las anomalías financieras indicadas, los rankings de gestión que se derivan de ellas incorporan incoherencias. Por ello, en la siguiente sección se realiza una revisión de medidas de performance alternativas, que serán aplicadas en la tercera sección a una base de datos formada por las rentabilidades trimestrales de 121 fondos de inversión españoles con la finalidad de demostrar que los rankings de gestión aportados son absolutamente coherentes. Por último, este estudio se refundirá en una última sección a modo de resumen y conclusiones.

2. Medidas de performance alternativas a las tradicionales.

De acuerdo con los estudios realizados anteriormente en los trabajos ya citados, se proponen a continuación índices de performance que resultan alternativos a los tradicionales expuesto por Sharpe, Treynor y Jensen.

La principal finalidad de estos índices es su aplicabilidad tanto si ocurren las características anómalas expresadas en la sección anterior como si no es así. En particular, se basan en ofrecer niveles de primas relativas y no absolutas, con el objetivo de que estas primas no se conviertan en valores negativos por el hecho de que la rentabilidad media de los activos de renta fija sea superior, en determinados intervalos de tiempo, a la correspondiente a las carteras analizadas o al mercado de valores.

Por otro lado, y con la finalidad de evitar posibles incoherencias derivadas de un posible valor negativo que sea significativo de los parámetros b , en su caso, se incorpora dicho parámetro elevado al cuadrado, análogamente a la relación de la desviación típica con respecto a la varianza.

De esta manera, las expresiones de los índices alternativos serán las siguientes:

$$S_p^* = \frac{E(R_p) - R_f}{\sigma_p}$$

$$T_p^* = \frac{E(R_p) - R_f}{\beta_p}$$

$$J_p^* = \frac{E(R_p)}{R_f} - \frac{E(R_M)}{R_f} * \beta_p^2$$

Índices denominados de coherencia absoluta de acuerdo con los comentarios que se acaban de realizar. La prueba de que su funcionamiento es correcto se puede realizar en base a un estudio de sus derivadas parciales con respecto a los dos parámetros relevantes del estudio: la rentabilidad media y el riesgo, bien medido por la variabilidad del resultado o por su volatilidad.

Dichas derivadas parciales son las siguientes en el caso del índice de performance alternativo al de Sharpe:

$$\frac{\delta S_p^*}{\delta E(R_p)} = \frac{1}{R_f * \sigma_p} > 0$$

$$\frac{\delta S_p^*}{\delta \sigma_p} = \frac{E(R_p) / R_f}{\sigma_p^2} > 0$$

Donde el sentido de los signos indicados de cada derivada se cumplirán siempre, salvo en el caso extremo de que la rentabilidad media de una cartera fuera negativa en el período analizado. Cuestión que, lógicamente, más improbable será cuanto mayor sea el horizonte temporal analizado. Por tanto, el índice S_p^* resulta aplicable en cualquier entorno y, por tanto, es de coherencia absoluta.

Para la medida alternativa al índice de Treynor se tiene que:

$$\frac{\delta T_p^*}{\delta E(R_p)} = \frac{1}{R_f * \beta_p^2} > 0$$

Cuestión que se cumplirá siempre. Por otro lado:

$$\frac{\delta T_p^*}{\delta \beta_p} = \frac{2 * \beta_p * E(R_p)}{R_f * (\beta_p^2)^2}$$

Verificándose:

$$\frac{\delta T_p^*}{\delta \beta_p} < 0 \quad \text{Si } \beta_p > 0$$

$$\frac{\delta T_p^*}{\delta \beta_p} > 0 \quad \text{Si } \beta_p < 0$$

En consecuencia, el sentido del riesgo sistemático se cumple fielmente ya que dicho riesgo es mayor cuanto mayor es el valor absoluto del parámetro β . De esta manera, se pone de manifiesto que cuando β sea negativo su incremento de valor implica una reducción del riesgo y, por tanto, un incremento del nivel de performance de la cartera. Por tanto, la medida propuesta T_p^* es de coherencia absoluta en cualquier entorno, salvo el caso extremo ya apuntado en el cual una cartera analizada presente una rentabilidad media negativa en el período analizado.

Por último, para la medida alternativa al índice de Jensen:

$$\frac{\delta J_p^*}{\delta E(R_p)} = \frac{1}{R_f} > 0$$

$$\frac{\delta J_p^*}{\delta \beta_p} = -2 * \frac{E(R_M)}{R_f} * \beta_p$$

Donde:

$$\frac{\delta J_p^*}{\delta \beta_p} < 0 \quad \text{Si } \beta_p > 0$$

$$\frac{\delta J_p^*}{\delta \beta_p} > 0 \quad \text{Si } \beta_p < 0$$

Por tanto, de nuevo, se pone de manifiesto el correcto tratamiento del parámetro representativo del riesgo sistemático. La validez generalizada de este índice sólo viene condicionada al hecho de que la rentabilidad media del mercado de valores sea positiva. Asumiendo este lógico hecho, la medida alternativa J_p^* es de coherencia absoluta.

3. Aplicación de los índices alternativos a los fondos de inversión en España. (Enero-1990 a junio-1996)

3.1. Introducción al análisis empírico.

A continuación se procede a la aplicación de las medidas de performance alternativas recogidas en la sección anterior sobre una base de datos formada por la rentabilidad trimestral de los fondos de inversión en España desde enero de 1990 hasta junio de 1996, es decir, un periodo total de 26 trimestres.

El total de fondos recogidos en la base de datos son 121. La toma de estos fondos se debe únicamente a la disponibilidad de sus datos de rentabilidad en la totalidad del período analizado y con la periodicidad trimestral expresada.

Otros datos imprescindibles para el estudio son los siguientes:

- La rentabilidad media de los títulos financieros utilizados como elementos representativos de activos sin riesgo. En particular, se han tomado como tales las

operaciones repo's a tres meses de las letras del tesoro. Dicho rendimiento medio, de acuerdo con la información recogida en los Boletines Estadísticos del Banco de España en el intervalo de tiempo que se está contemplado, es del 2,6% trimestral.

- La rentabilidad media del índice general de la Bolsa de Madrid, siendo su valor en el período analizado el 1,6% trimestral.

Obsérvese que ya se pone de manifiesto una de las inconsistencias que se habían indicado en los desarrollos anteriores, ya que el mercado de valores ha ofrecido en el período analizado rentabilidades medias inferiores a los activos tomados como de renta fija. De lo cual, se traduce que las ordenaciones, en este entorno, realizadas por el índice de Treynor son inconsistentes.

A continuación, como paso previo a medir la performance con los índices propuestos, se procede a determinar los parámetros que se obtienen de la aplicación del modelo de mercado de Sharpe a cada una de las carteras analizadas. El modelo obedece a la siguiente expresión:

$$R_{pt} = \alpha_p + \beta_p * R_{Mt} + \varepsilon_{pt}$$

Donde:

R_{pt} : es la rentabilidad de la cartera p en el período t.

R_{Mt} : es la rentabilidad del mercado de capitales en el período t.

α_p : es el término independiente del modelo.

β_p : es el término dependiente del modelo, indicativo de cómo afectan a la rentabilidad de la cartera p variaciones en la rentabilidad del mercado.

ε_{pt} : es el error o perturbación aleatoria.

Y los resultados se encuentran resumidos en el cuadro 1. En dicho cuadro no se ofrecen los valores obtenidos de la aplicación del modelo de mercado de Sharpe a los fondos de inversión de renta fija, ya que, de acuerdo con su naturaleza, mayoritariamente ofrecen valores de β no significativos. Lo mismo ocurre con dos de los instrumentos que forman la base de datos de fondos de inversión de renta fija mixta, ya

que ofrecen valores de b no significativos de acuerdo con el estadístico de la t de Student a un nivel de significación del 95%.

	$E(R_p)$	σ	β	R^2		$E(R_p)$	σ	β	R^2
FIM's de renta fija									
1 AB FONDO	2,80	1,87			32 FONDONORTE 2	2,75	1,60		
2 AB RENTA	2,46	1,66			33 FONPOSTAL DIVISAS	2,60	3,45		
3 ALMAGRO	2,35	1,78			34 FONLAJETANA	2,17	0,52		
4 ARESFONDO	2,40	1,02			35 FONMASTER 1	2,50	1,41		
5 BASKEFOND	2,57	1,32			36 FONMEDIC	2,37	1,30		
6 BBV RENTA	2,33	1,05			37 FONPROGRESO	2,23	1,83		
7 BETA RENTA	2,45	2,05			38 FONSADELL	2,38	0,55		
8 BK FONDO FIJO	2,65	1,84			39 FONSADELL II	2,39	0,55		
9 BSN RENTA FIJA	2,69	2,53			40 FONSEGUR	2,39	2,07		
10 CES FOND 2	2,26	1,05			41 FONSNOSTRO	2,27	1,29		
11 EDM AHORRO	2,38	1,80			42 FONTARRACO	1,95	1,38		
12 EUROVALOR 2	2,40	1,63			43 FONVALOR	1,73	1,64		
13 FIBANC DIVISAS	0,65	4,71			44 GDS SERVIFONDO	2,30	0,67		
14 FIBANC RENTA	2,62	1,61			45 HISPADINER	2,65	1,73		
15 FOMODI	2,31	1,69			46 INVERFONDO	2,27	1,17		
16 FONBANESTO	2,30	1,42			47 INVERMONTE	2,29	0,85		
17 FONBANZANO	2,05	1,28			48 IURISFOND	2,21	0,70		
18 FONBILBAO FT	2,67	3,26			49 LLOYDS FONDO 1	1,66	1,96		
19 FONCAIXA 1	1,90	1,42			50 MEDIFOND	2,57	1,63		
20 FONCAIXA 10	2,18	0,58			51 MERCHRENTA	2,53	1,22		
21 FONCAIXA 11	2,35	0,57			52 MULTIVALOR I	1,94	0,82		
22 FONCAIXA 2	2,16	0,58			53 MUTUAFONDO	2,73	1,71		
23 FONCAIXA 3	1,85	1,12			54 NOVOCAJAS	2,13	1,05		
24 FONCAIXA 4	2,06	0,59			55 P Y G CRECIMIENTO	2,20	0,94		
25 FONCAIXA 7	2,53	0,59			56 RENTCAJAS	2,32	1,11		
26 FONCAIXA 8	2,04	0,57			57 RENTFONDO	2,35	1,69		
27 FONCAIXA 9	2,06	0,58			58 RENTMADRID	2,12	0,98		
28 FONCATALANA 1	2,31	1,72			59 RS ACTIVO	1,53	2,66		
29 FONDBARCLAYS 1	2,36	1,33			60 SEGURFONDO DIVISAS	2,53	2,44		
30 FONDICAJA	2,29	1,23			61 SEGURFONDO	2,64	1,87		
31 FONDOATLANTICO	2,31	1,39			62 TOP RENTA	2,01	1,69		
FIM's de renta fija mixta									
1 AB AHORRO	2,65	1,81	0,07	0,19	10 FINSEFONDO	2,35	2,27	0,08	0,18
2 AB FIVA	2,32	2,86	0,22	0,78	11 FONCONSUL	2,37	1,21		
3 ARQUIUNO	2,22	1,38	0,06	0,30	12 FONDONORTE	2,66	1,87	0,11	0,48
4 AXAFONDO	2,26	2,59	0,17	0,59	13 FONPOSTAL	2,17	1,52	0,05	0,16
5 BASKINVER	2,68	1,74	0,07	0,20	14 FONLYONNAIS	2,05	3,05	0,19	0,54
6 BBV AHORRO	2,37	1,42	0,07	0,30	15 FONPASTOR	2,42	1,01	0,06	0,45
7 BBV DIVISA	2,46	3,84			16 INVERMANRESA	2,47	0,93	0,04	0,30
8 BEXRENTA	2,32	1,84	0,08	0,24	17 INVERSADELL	2,25	4,63	0,37	0,88
9 BSN GLOBAL	1,57	3,36	0,23	0,66	18 PSN PLAN DE AHORRO	2,26	1,73	0,06	0,16

FIM's de renta variable mixta											
1	AHORROFONDO	1,83	3,81	0,30	0,82	11	FONLYONNAIS 2	1,21	8,53	0,69	0,90
2	ALHAMBRA	2,04	1,83	0,09	0,33	12	FONNAVARRA	1,71	3,67	0,18	0,34
3	BANZAFONDO	1,69	4,45	0,29	0,59	13	FONTISA	1,15	6,32	0,47	0,75
4	BBV FONBANCAYA	0,59	7,79	0,62	0,88	14	GDS SERVIFONDO 3	2,32	8,10	0,68	0,95
5	BOLSINDEX	1,93	2,70	0,21	0,82	15	GENERAL COMMERCE	1,60	1,52	0,07	0,26
6	EDM INVERSION	0,73	7,77	0,57	0,72	16	IBERCAJA CAPITAL	1,80	4,79	0,38	0,84
7	EUROVALOR 1	2,41	5,88	0,47	0,86	17	IBERCAJA RENTA	1,99	3,25	0,23	0,68
8	FONDBARCLAYS 3	1,77	3,96	0,28	0,71	18	INVERBANSER	2,28	3,94	0,30	0,77
9	FONDGESKOA	0,30	8,99	0,73	0,89	19	KUTXAFOND	1,74	3,40	0,22	0,58
10	FONDHISPANO	2,34	8,89	0,74	0,93	20	PLUSMADRID	2,18	3,51	0,25	0,68
FIM's de renta variable											
1	AB BOLSA	2,84	9,28	0,74	0,88	12	FONDBARCLAYS 2	1,08	7,26	0,55	0,79
2	BBV BOLSA	1,38	8,32	0,66	0,87	13	FONDINVER	1,19	7,14	0,51	0,70
3	BBV INDICE	1,41	7,72	0,64	0,94	14	FONDPOSTAL RV	0,97	6,44	0,42	0,57
4	BBV RENDIMIENTO	0,73	6,68	0,55	0,15	15	GVC	0,64	5,26	0,37	0,67
5	BEXBOLSA	1,87	6,14	0,46	0,75	16	INDOSUEZ BOLSA	1,63	6,58	0,50	0,80
6	BK FONDO	2,69	7,97	0,65	0,90	17	MERCHFONDO	2,59	6,79	0,49	0,71
7	BSN ACCIONES	3,26	9,20	0,77	0,95	18	METAVALOR	1,09	7,52	0,58	0,82
8	EUROFONDO	1,81	6,39	0,39	0,51	19	PLUSCARTERA	1,52	6,45	0,52	0,88
9	FIBANC CRECIMIENTO	2,17	7,72	0,64	0,94	20	PROMOBOLSA	1,69	7,27	0,59	0,90
10	FONBANIF	2,47	11,48	0,98	0,99	21	SWISS BPME	2,36	6,24	0,25	0,23
11	FONCAIXA 5	2,43	9,23	0,78	0,96						

Cuadro 1. Esquema de los resultados del estudio econométrico-financiero.

3.2. Algunos ejemplos de las inconsistencias que se derivan de la aplicación a la base de datos de los índices tradicionales.

De la observación del cuadro 1 se puede detectar que sólo 17 de los 121 fondos de inversión de la muestra ofrecen rentabilidades medias trimestrales por encima del 2,6%, rendimiento que ofrecen los activos utilizados de renta fija. En particular, 10 de renta fija, 3 de renta fija mixta y cuatro de renta variable.

Con este análisis, de acuerdo con los desarrollos anteriormente expuestos, la aplicación de los índices tradicionales de Sharpe y Treynor no es correcta. Claros ejemplos de inconsistencias son los siguientes:

1. Tomando los FIM de renta fija *Fibanc divisas* y *Foncaixa 8* así como los valores correspondientes a sus respectivas rentabilidades promedio del período y sus niveles de riesgo total y calculando en base al índice tradicional de Sharpe sus niveles de performance se tiene lo siguiente:

FIM	$E(R_p)$	σ_p	S_p
Fibanc divisas	0,65	4,71	-0,41
Foncaixa 8	2,04	0,57	-0,99

El resultado que se obtiene es que, de acuerdo con la medida de Sharpe, un fondo con menor rentabilidad media y mayor nivel de riesgo que otro está mejor gestionado. Conclusión que, lógicamente, no se puede aceptar.

2. Revisando la aplicación del índice de Sharpe a los fondos de renta fija mixta se obtiene, por ejemplo, la siguiente inconsistencia:

FIM	$E(R_p)$	σ_p	S_p
PSN Plan de ahorro	2,26	1,73	-0,20
Fonlyonnais	2,05	3,05	-0,18

Situación de similares características a la anteriormente vista.

3. Tomando los dos siguientes fondos de renta variable y aplicando el índice de Treynor se obtiene:

FIM	$E(R_p)$	β_p	T_p
Fibanc crecimiento	2,17	0,64	-0,67
Swiss BPME	2,36	0,25	-0,95

Observándose que el primer fondo ofrece una rentabilidad media inferior y un nivel de riesgo sistemático superior al segundo. Sin embargo, según la aplicación de la medida de performance tradicional de Treynor el segundo fondo está peor gestionado que el primero. Por tanto, la aplicación del índice de Treynor en este escenario también ofrece incoherencias.

4. Por último, de la aplicación del índice de Jensen sobre la base de datos de rentabilidad de los fondos de inversión de renta variable mixta analizados se puede destacar este ejemplo:

FIM	$E(R_p)$	β_p	J_p
Fondhispano	2,34	0,74	0,47
Eurovalor 1	2,41	0,47	0,28

Incoherencias que se producen en este índice, de acuerdo con lo apuntado, por el hecho de que la rentabilidad media del mercado de valores es inferior a la ofrecida por los activos tomados de renta fija.

3.3. Aplicación de las alternativas propuestas.

A continuación se realiza la aplicación de los índices alternativos que se han propuesto en la sección anterior.

En particular, los cuadros 2 a 5 se corresponden con la aplicación del índice de Sharpe a cada una de las partes en que se ha dividido la muestra total. Por otro lado, debido a que se han desechado los valores de las b correspondientes a los fondos de inversión de renta fija, las aplicaciones de los índices alternativos al de Treynor y al de Jensen se limitan a los otros tres subconjuntos de fondos. Así, los cuadros 6 a 8 se refieren a la aplicación de la medida T_p^* , mientras que los cuadros 9 a 11 surgen del índice J_p^* .

De ninguno de estos cuadros se deriva inconsistencia alguna en el sentido de los ejemplos que se han detectado anteriormente. De este hecho, se deriva que, como se había indicado, la coherencia de estos índices alternativos es absoluta y su aplicación no ofrece inconsistencia alguna.

Como se puede observar, los cuadros 6 y 9 incorporan sólo 16 de los 18 fondos de inversión de renta fija mixta incluidos en la base de datos. Ello se debe al hecho ya comentado de que los dos fondos excluidos no tienen parámetros representativos del nivel de riesgo sistemático que sean significativos.

1 FONSADELL II	1,68	32 FONCAIXA 3	0,63
2 FONSADELL	1,65	33 FIBANC RENTA	0,62
3 FONCAIXA 7	1,65	34 FONBANESTO	0,62
4 FONLAJETANA	1,60	35 FONBANZANO	0,62
5 FONCAIXA 11	1,59	36 MUTUAFONDO	0,62
6 FONCAIXA 10	1,45	37 MEDIFOND	0,61
7 FONCAIXA 2	1,43	38 HISPADINER	0,59
8 FONCAIXA 8	1,38	39 AB FONDO	0,57
9 FONCAIXA 9	1,36	40 AB RENTA	0,57
10 FONCAIXA 4	1,34	41 EUROVALOR 2	0,57
11 GDS SERVIFONDO	1,32	42 BK FONDO FIJO	0,55
12 IURISFOND	1,21	43 SEGURFONDO	0,54
13 INVERMONTE	1,04	44 FONTARRACO	0,54
14 MULTIVALOR I	0,91	45 RENTFONDO	0,53
15 P Y G CRECIMIENTO	0,90	46 FOMODI	0,52
16 ARESFONDO	0,90	47 FONCATALANA 1	0,52

16 ARESFONDO	0,90	47 FONCATALANA 1	0,52
17 BBV RENTA	0,85	48 FONCAIXA 1	0,51
18 RENTMADRID	0,84	49 ALMAGRO	0,51
19 CES FOND 2	0,83	50 EDM AHORRO	0,51
20 RENTCAJAS	0,80	51 FONPROGRESO	0,47
21 MERCHRENTA	0,80	52 BETA RENTA	0,46
22 NOVOCAJAS	0,78	53 TOP RENTA	0,46
23 BASKEFOND	0,75	54 FONSEGUR	0,44
24 INVERFONDO	0,74	55 BSN RENTA FIJA	0,41
25 FONDICAJA	0,72	56 FONVALOR	0,41
26 FONMEDIC	0,70	57 SEGURFONDO DIVISAS	0,40
27 FONDBARCLAYS 1	0,68	58 LLOYDS FONDO 1	0,33
28 FONMASTER 1	0,68	59 FONBILBAO FT	0,32
29 FONSNOSTRO	0,68	60 FONDPOSTAL DIVISAS	0,29
30 FONDONORTE 2	0,66	61 RS ACTIVO	0,22
31 FONDOATLANTICO	0,64	62 FIBANC DIVISAS	0,05

Cuadro 2. Aplicación del índice S_p^* a los fondos de renta fija.

1 INVERMANRESA	1,02	10 PSN PLAN DE AHORRO	0,50
2 FONPASTOR	0,92	11 BEXRENTA	0,48
3 FONCONSUL	0,75	12 FINESFONDO	0,40
4 BBV AHORRO	0,64	13 AXAFONDO	0,34
5 ARQUILINO	0,62	14 AB FIVA	0,31
6 BASKINVER	0,59	15 FONLYONNAIS	0,26
7 AB AHORRO	0,56	16 BBV DIVISA	0,25
8 FONDPOSTAL	0,55	17 INVERSABADELL	0,19
9 FONDONORTE	0,55	18 BSN GLOBAL	0,18

Cuadro 3. Aplicación del índice S_p^* a los fondos de renta fija mixta.

1 ALHAMBRA	0,43	11 EUROVALOR 1	0,16
2 GENERAL COMMERCE	0,41	12 BANZAFONDO	0,15
3 BOLSINDEX	0,28	13 IBERCAJA CAPITAL	0,14
4 PLUSMADRID	0,24	14 GDS SERVIFONDO 3	0,11
5 IBERCAJA RENTA	0,24	15 FONDISPANO	0,10
6 INVERBANSER	0,22	16 FONTISA	0,07
7 KUTXAFOND	0,20	17 FONLYONNAIS 2	0,05
8 AHORROFONDO	0,18	18 EDM INVERSION	0,04
9 FONNAVARRA	0,18	19 BBV FONBANCAYA	0,03
10 FONDBARCLAYS 3	0,17	20 FONDGESKOA	0,01

Cuadro 4. Aplicación del índice S_p^* a los fondos de renta variable mixta.

1 MERCHFONDO	0,15	12 PROMOBOLSA	0,09
2 SWISS BPME	0,15	13 FONBANIF	0,08
3 BSN ACCIONES	0,14	14 BBV INDICE	0,07
4 BK FONDO	0,13	15 FONDINVER	0,06
5 AB BOLSA	0,12	16 BBV BOLSA	0,06
6 BEXBOLSA	0,12	17 FONDPOSTAL RV	0,06
7 EUROFONDO	0,11	18 FONDBARCLAYS 2	0,06
8 FIBANC CRECIMIENTO	0,11	19 METAVALOR	0,06
9 FONCAIXA 5	0,10	20 GVC	0,05

10	INDOSUEZ BOLSA	0,10	21	BBV RENDIMIENTO	0,04
11	PLUSCARTERA	0,09			

Cuadro 5. Aplicación del índice S_p^* a los fondos de renta variable.

1	INVERMANRESA	500,06	9	BEXRENTA	150,56
2	FONDPOSTAL	303,90	10	FINESFONDO	132,61
3	FONPASTOR	275,00	11	FONDONORTE	83,75
4	PSN PLAN DE AHORRO	249,09	12	AXAFONDO	30,05
5	BASKINVER	237,84	13	FONLYONNAIS	21,33
6	AB AHORRO	218,19	14	AB FIVA	19,13
7	ARQUIUNO	208,02	15	BSN GLOBAL	11,02
8	BBV AHORRO	206,92	16	INVERSABADELL	6,24

Cuadro 6. Aplicación del índice T_p^* a los fondos de renta fija mixta.

1	GENERAL COMMERCE	141,03	11	BANZAFONDO	7,60
2	ALHAMBRA	95,53	12	IBERCAJA CAPITAL	4,90
3	FONNAVARRA	19,38	13	EUROVALOR 1	4,26
4	BOLSINDEX	17,01	14	FONTISA	2,03
5	IBERCAJA RENTA	14,57	15	GDS SERVIFONDO 3	1,96
6	KUTXAFOND	13,77	16	FONDHISPANO	1,66
7	PLUSMADRID	13,75	17	FONLYONNAIS 2	0,96
8	INVERBANSE	9,99	18	EDM INVERSION	0,87
9	FONDBARCLAYS 3	8,42	19	BBV FONBANCAYA	0,58
10	AHORROFONDO	8,03	20	FONDGESKOA	0,22

Cuadro 7. Aplicación del índice T_p^* a los fondos de renta variable mixta.

1	SWISS BPME	14,08	12	PROMOBOLSA	1,87
2	EUROFONDO	4,52	13	GVC	1,82
3	MERCHFONDO	4,18	14	FONDINVER	1,74
4	BEXBOLSA	3,47	15	FONCAIXA 5	1,56
5	INDOSUEZ BOLSA	2,48	16	FONDBARCLAYS 2	1,36
6	BK FONDO	2,47	17	BBV INDICE	1,32
7	PLUSCARTERA	2,18	18	METAVALOR	1,24
8	FONDPOSTAL RV	2,16	19	BBV BOLSA	1,20
9	BSN ACCIONES	2,13	20	FONBANIF	0,99
10	FIBANC CRECIMIENTO	2,03	21	BBV RENDIMIENTO	0,93
11	AB BOLSA	1,97			

Cuadro 8. Aplicación del índice T_p^* a los fondos de renta variable.

1	BASKINVER	1,03	9	PSN PLAN DE AHORRO	0,87
2	FONDONORTE	1,02	10	AB FIVA	0,86
3	AB AHORRO	1,01	11	ARQUIUNO	0,85
4	INVERMANRESA	0,95	12	AXAFONDO	0,85
5	FONPASTOR	0,93	13	FONDPOSTAL	0,83
6	BBV AHORRO	0,91	14	INVERSABADELL	0,78
7	FINESFONDO	0,90	15	FONLYONNAIS	0,77
8	BEXRENTA	0,89	16	BSN GLOBAL	0,57

Cuadro 9. Aplicación del índice J_p^* a los fondos de renta fija mixta.

1	INVERBANSE	0,82	11	GENERAL COMMERCE	0,61
2	PLUSMADRID	0,80	12	GDS SERVIFONDO 3	0,61
3	EUROVALOR 1	0,79	13	IBERCAJA CAPITAL	0,61

4 ALHAMBRA	0,78	14 BANZAFONDO	0,60
5 IBERCAJA RENIA	0,73	15 FONDHISPANO	0,57
6 BOLSINDEX	0,72	16 FONTISA	0,31
7 AHORROFONDO	0,65	17 FONLYONNAIS 2	0,17
8 KUTXAFOND	0,64	18 EDM INVERSION	0,08
9 FONNAVARRA	0,64	19 BBV FONBANCAYA	0,01
10 FONDBARCLAYS 3	0,63	20 FONDGESKOA	0,21

Cuadro 10. Aplicación del índice J_p^* a los fondos de renta variable mixta.

1 BSN ACCIONES	0,89	12 PLUSCARTERA	0,42
2 SWISS BPME	0,87	13 FONBANIF	0,36
3 MERCHFONDO	0,85	14 FONDINVER	0,29
4 BK FONDO	0,78	15 BBV INDICE	0,29
5 AB BOLSA	0,75	16 FONDPOSTAL RV	0,27
6 EUROFONDO	0,60	17 BBV BOLSA	0,26
7 BEXBOLSA	0,59	18 FONDBARCLAYS 2	0,23
8 FIBANC CRECIMIENTO	0,58	19 METAVALOR	0,21
9 FONCAIXA 5	0,57	20 GVC	0,16
10 INDOSUFZ BOLSA	0,47	21 BBV RENDIMIENTO	0,10
11 PROMOBOLSA	0,43		

Cuadro 11. Aplicación del índice J_p^* a los fondos de renta variable.

Por otro lado, de acuerdo con los postulados básicos de la Teoría de Cartera, únicamente tiene sentido valorar mediante el nivel de riesgo sistemático cuando se trabaja con carteras bien diversificadas, es decir, con riesgo específico minimizado. De acuerdo con los resultados obtenidos en el cuadro 1 y recordando que sólo 17 de los 121 fondos de inversión analizados ofrecen rentabilidades medias superiores al rendimiento de los activos de renta fija, no es sostenible indicar que estas carteras, en general, hayan estado convenientemente diversificadas.

De estas reflexiones surge la conclusión de que no parece muy apropiado trabajar con los parámetros β . Por lo tanto, resulta conveniente trabajar con el índice S_p^* ya que mide la performance a partir del nivel de riesgo total y no del riesgo sistemático.

Resumen y conclusiones

1. Un aspecto esencial en el entorno de la Teoría de Cartera es la utilización de índices de performance para valorar la eficacia de la gestión de las carteras formadas por títulos financieros. Medidas que resumen en un único valor los dos elementos fundamentales del estudio: la rentabilidad y el riesgo de las carteras analizadas y cuyo fin último es realizar rankings de gestión de un conjunto de carteras. Autores fundamentales dentro del estudio de esta teoría como Sharpe, Treynor o Jensen proponen índices con dicha finalidad.

2. Sin embargo, se demuestra que estos índices no funcionan correctamente en determinados entornos que, aunque anómalos y carentes de lógica financiera, se pueden producir y, de hecho se producen, en situaciones coyunturales de los mercados. Este incorrecto funcionamiento se debe, en el caso de las medidas de Sharpe y de Treynor, a la posibilidad de que las carteras analizadas ofrezcan rentabilidades medias inferiores a las ofrecidas por los activos de renta fija. Mientras que en el caso del índice de Jensen, se producen comportamientos anómalos en la medición de la gestión de las carteras cuando el rendimiento promedio del mercado de valores es inferior a la rentabilidad media de dichos activos de renta fija.

3. Ante esta situación se proponen índices alternativos con la pretensión de que sean utilizables tanto si suceden las anomalías indicadas como si no es así. Dichas medidas se denominan de coherencia absoluta y se demuestra su validez en todos estos entornos mediante un estudio de su variación ante cambios de las variables relevantes del análisis: la rentabilidad y el riesgo.

Este efecto se consigue mediante la consideración de las primas de rentabilidad en sentido relativo y no de forma absoluta como eran recogidas en los índices tradicionales de Sharpe, Treynor y Jensen.

4. Para comprobar la validez absoluta de las medidas alternativas propuestas, éstas son aplicadas sobre una base de datos de rentabilidades trimestrales de 121 fondos de inversión mobiliario en el intervalo de tiempo comprendido entre enero de 1990 y junio de 1996, obteniéndose resultados satisfactorios siempre. Por el contrario, la aplicación de los índices tradicionales conlleva realizar clasificaciones inconsistentes de eficacia de la gestión de las carteras.

5. Se propone como la mejor de las clasificaciones realizadas por los índices alternativos, la realizada por la medida S_p^* , debido a la reflexión de que las carteras analizadas, en general, no han estado bien diversificadas. Por dicha razón parece apropiado trabajar con el nivel de riesgo total de las carteras.

Bibliografía

- BANCO DE ESPAÑA (1990-1995): *Boletines Estadísticos*. Varios números. Ed. Banco de España. Madrid.
- BREALEY, R., MYERS S. (1993): *Fundamentos de Financiación Empresarial*. Ed. McGraw-Hill. Madrid.
- FAMA, E. (1991): "Efficient Capital Markets". *Journal of Finance*. Vol XLVI, diciembre, pgs. 1575-1617.
- FERRUZ, L. (1995): "Flujos de Caja Descontados, Tasa de Retorno o Performance del Capital: una Aproximación Empresarial con Sesgo Financiero". Artículo incluido en el libro recopilatorio *Contabilidad y Finanzas para la Toma de Decisiones*. (Homenaje a Federico Leach Albert), pgs. 543-568. Universidad de Zaragoza. Departamento de Contabilidad y Finanzas.
- FERRUZ, L y SARTO, J.L. (1993): "Medida de la Eficacia de la Gestión de los Planos de Pensiones en España, 1989-1991". *Revista Española de Financiación y Contabilidad*, vol. XXII, nº 74, pgs. 105-131.
- (1995): "Medidas Alternativas de Performance de Carteras. Una Aplicación Empírica". Artículo incluido en el libro recopilatorio *Contabilidad y Finanzas para la Toma de Decisiones*. (Homenaje a Federico Leach Albert), pgs. 569-579. Universidad de Zaragoza. Departamento de Contabilidad y Finanzas.
- JENSEN, M. C. (1968): "The Performance of Mutual Funds in the Period 1945-1964". *Journal of Finance*, vol. 23, mayo, pgs. 383-417.
- MAKIEL, B. (1995): "Returns from Investing in Equity Mutual Funds 1971 to 1991". *Journal of Finance*. Vol. L, nº 2, junio, pgs. 549-572.
- MARKOWITZ, H. (1952): "Portfolio Selection". *Journal of Finance*. Marzo, pgs. 77-91.
- RAYO, S. y PALACIOS, F. (1996): "Medidas de Performance en Estrategias Dinámicas de Seguro de Cartera". Comunicación presentada en el IV Foro de Finanzas, organizado por la E.S.C.A. Madrid.
- ROSS, S., WESTERFIELD, R., JORDAN, B. (1995). *Fundamentals of Corporate Finance*. Ed. Irwin. Chicago.
- RUBINSTEIN, M.E. (1973): "A Mean-Variance Synthesis of Corporate Financial Theory". *Journal of Finance*. Vol. 28, marzo, pgs. 167-181.
- RUBIO, G. (1993): "Performance Measurement of Managed Portfolios: a Survey". *Investigaciones Económicas*. Vol. XVII, enero, pgs. 3 a 41.
- (1995): "Further Evidence on Performance Evaluation: Portfolio Holdings, Recommendations and Turnover Costs". *Review of Quantitative Finance and Accounting*. Vol. 5, pgs. 127-153.
- SARTO, J.L. (1995): *Valoración de la Gestión de Carteras de los Productos de Inversión Colectiva y de Ahorro-Previsión. La Medida de la Performance*. Tesis Doctoral no publicada. Universidad de Zaragoza.
- SHARPE, W. (1963): "A Simplified Model for Portfolio Analysis". *Management Science*, vol. IX, enero, pgs. 277-293.

(1964): "Capital Asset Prices: a Theory of Market Equilibrium under Conditions of Risk". *Journal of Finance*. Septiembre, pgs. 445-452.

(1966): "Mutual Fund Performance". *Journal of Finance*. Enero, pgs. 119-138.

TREYNOR, J. I. (1965). "How to Rate Management of Investment Funds". *Harvard Business Review*. Enero-Febrero, pgs. 63-75.