

# Análisis de la eficiencia en la gestión de los fondos españoles de renta variable nacional (1994-2002)

## Estudio comparativo con el IGBM

Luis Ferruz Agudo\*  
María Vargas Magallón\*

***Este trabajo realiza un análisis comparativo de la eficiencia en la gestión de 91 fondos de inversión españoles de renta variable nacional respecto a la lograda por el IGBM durante el período 1994-2002.***

***Las medidas de eficiencia empleadas son el alfa de Jensen (riesgo sistemático) y un índice derivado del ratio original de Sharpe que efectúa un tratamiento consistente de los parámetros rentabilidad y riesgo (riesgo total) en más situaciones reales de mercado que el propio índice original***

***Los resultados muestran la gran dificultad de los fondos para batir a su benchmark (10 fondos cuando la medida empleada es el alfa de Jensen y 26 cuando la medida es el índice alternativo). Además, existe una gran correlación por valores y rangos entre las clasificaciones de los fondos derivadas de la aplicación de una y otra medida de eficiencia.***

***Palabras clave: eficiencia económica, fondos de inversión, FIM, mercado de renta variable, riesgo de inversión.***

***Clasificación JEL: G14.***

### 1. Introducción

Este trabajo desarrolla un análisis pormenorizado del nivel de eficiencia logrado

por los gestores de fondos de inversión españoles de renta variable nacional, estableciéndose, además, una compara-

\* Departamento de Contabilidad y Finanzas. Facultad de Ciencias Económicas y Empresariales. Universidad de Zaragoza.

Los autores desean agradecer al Rectorado de la Universidad de Zaragoza y a su Vicerrectorado de Investigación la concesión de los Proyectos de Investigación 268-77,

268-84 y 268-93, a la Diputación General de Aragón (DGA) la concesión del proyecto P06/97, así como a la Dirección General de Enseñanza Superior (DGES) por la concesión del proyecto PB97-1003 y a Ibercaja por la concesión del proyecto 268-96.

Los posibles errores cometidos son de exclusiva y absoluta responsabilidad de los autores.



COLABORACIONES

ción con los niveles de eficiencia alcanzados por su *benchmark*, el IGBM.

El horizonte temporal considerado para la realización del estudio empírico es muy amplio, abarca un total de ocho años, entre julio de 1994 y junio de 2002. Los datos de rentabilidad empleados en el trabajo tienen una periodicidad mensual.

Las principales aportaciones que se consiguen con este estudio son las siguientes:

- Se analiza un amplio conjunto de fondos de inversión, 91 fondos de renta variable nacional. Esta base de datos se encuentra además libre de sesgo de supervivencia ya que están considerados todos los fondos de esa categoría que existieron en ese período de tiempo.

- El amplio horizonte temporal considerado.

- La consideración de medidas de eficiencia que permiten la confección de clasificaciones coherentes de acuerdo con los parámetros básicos de rentabilidad y riesgo.

De acuerdo con la evidencia que aporta la literatura financiera, para medir la eficiencia en la gestión de las carteras se puede proceder de dos maneras alternativas:

a) Estimando el rendimiento medio histórico de las carteras durante un determinado horizonte temporal para, posteriormente, ajustar dichos rendimientos por el comportamiento del mercado de referencia en el cuál invierte dicha cartera y por una medida representativa del riesgo soportado por la misma.

En este sentido, si se opta por considerar el riesgo total, la medida seminal es el *ratio* de Sharpe (1966). Otras medidas serían el *ratio* de Información desarrollado por Sharpe (1994) y el Índice M<sup>2</sup> de Modigliani y Modigliani (1997).

Por su parte, si se considera el riesgo sistemático de las carteras, las medidas pioneras serían los Índices de Treynor

(1965) y Jensen (1968). Posteriormente, Fama y French (1993) y Carhart (1997) amplían el modelo unifactorial de Jensen incluyendo tres y cuatro factores, respectivamente.

b) Utilizando la composición histórica de las carteras, real o estimada, y desarrollando metodologías de evaluación de las mismas. Destacan, en este caso, las aportaciones realizadas por Sharpe (1992), Grinblatt y Titman (1993) y Daniel *et al* (1997).

Nuestro estudio podría enmarcarse en la primera de las líneas metodológicas apuntadas, ubicándolo en el contexto del mercado financiero español. A este respecto, en el ámbito de la investigación de los fondos de inversión en España, los resultados no son concluyentes. Por lo general, los trabajos desarrollados muestran que estos productos financieros no obtienen resultados positivos. En esta línea destacan, entre otros, los trabajos de Alvarez (1994), Rubio (1992, 1993, 1995), Menéndez y Alvarez (2000) y Marín y Rubio (2001).

Otros autores españoles, como Pérez (1997) y Martínez (1997) introducen en sus análisis la incidencia de las comisiones y los gastos repercutibles en la gestión de los fondos de inversión, sin obtener resultados significativamente diferentes de los obtenidos en estudios previos.

En este trabajo, tal y como se ha indicado, se utiliza la información de la rentabilidad histórica de las carteras, considerando tanto el riesgo total de las mismas como el riesgo específico. En particular, se pretendía aplicar inicialmente el Índice de Sharpe (1966), si bien, dado que Ferruz y Sarto (2004a, 2004b) y Ferruz *et al* (2003) demuestran que el Índice ofrece clasificaciones inconsistentes cuando las carteras no alcanzan la rentabilidad de los activos libres de riesgo, se aplica un índice alternativo ofrecido por dichos



COLABORACIONES

autores que no altera la naturaleza propia del índice original. También se planteaba la aplicación del Índice  $M^2$ , si bien tanto esta medida como el *ratio* de información adolecen de las mismas limitaciones que el *ratio* de Sharpe. Por otra parte el Índice  $M^2$  realiza clasificaciones idénticas que Sharpe.

Para la aplicación de estos Índices, se ha observado que los datos de rentabilidad de las carteras analizadas cumplen mayoritariamente el principio de normalidad. Especialmente importante es el hecho de que apenas se detectan fondos con problemas de asimetría en su distribución de rendimientos ya que, en caso contrario, la desviación típica no sería una medida adecuada de riesgo, como indican Sortino y Price (1994), Eftekhari *et al* (2000) y Pedersen y Satchell (2002) y deberían considerarse medidas alternativas como son la semidesviación típica o el Índice de Gini, entre otras.

Asimismo, se consideró la posible aplicación de los Índices de Treynor y de Jensen, considerando el riesgo sistemático, si bien el primero de ellos implica similares inconsistencias a las observadas en el Índice de Sharpe. Por tanto, el estudio se centra fundamentalmente en la aplicación del Índice de Jensen y en la medida alternativa al Índice original de Sharpe, denominada como  $Sp(1)$  cuya expresión será desarrollada en el siguiente epígrafe.

La razón de la aplicación de estas medidas es que ambas siguen siendo un paradigma de actualidad en la literatura financiera. Como puede observarse en los trabajos de Goetzmann *et al* (2002), Amin y Kat (2002), Nielsen y Vassalou (2003), se sigue considerando la aplicación del Índice de Sharpe o bien alguna medida alternativa de similar naturaleza que se adecue al tipo de carteras que se analicen o a la situación específica que se considera.

En el ámbito nacional, en relación con muy recientes trabajos de investigación, Palacios y Alvarez (2003a y 2003b) reafirman recientemente la vigencia y utilidad del *ratio* de Sharpe aplicándolo en sus trabajos para valorar los resultados de dos muestras de fondos de inversión españoles comparándolos con los del Índice de la bolsa española para el período comprendido entre 1992 y 2001. Similarmente, con respecto al trabajo de Ferruz, Marco, Sarto y Vicente (2004)

Asimismo, el *alfa* de Jensen sigue siendo ampliamente utilizado en la actualidad para medir la eficiencia en la gestión de las carteras como, por ejemplo, en los trabajos de Ribeiro *et al* (1999), Hallahan y Faff (2001) y Silva *et al* (2003).

A continuación, en el epígrafe segundo se realiza el planteamiento de la metodología utilizada, en el apartado tercero se realiza el análisis empírico de la determinación de los niveles de eficiencia de los fondos considerados. Finalmente, se indican las conclusiones más relevantes obtenidas y las referencias bibliográficas utilizadas.

## 2. Metodología aplicada

Como se ha indicado, para determinar los *rankings* de eficiencia de las bases de datos consideradas, se va a proceder a la aplicación de los Índices de Jensen y  $Sp(1)$ , por los motivos expuestos anteriormente.

El *ratio*  $Sp(1)$ , planteado por Ferruz *et al* (2003) y por Ferruz y Sarto (2004a y 2004b) trabaja, al igual que el índice original de Sharpe, con la desviación típica como indicador del nivel de riesgo total, sin embargo, sustituye la prima absoluta de rentabilidad por una prima relativa, lo que tiene como consecuencia más inmediata una mayor penalización del nivel de



COLABORACIONES

riesgo asumido por la cartera. Su cálculo responde a la siguiente expresión:

$$S_p(1) = \frac{E_p/R_f}{\sigma_p} \quad [1]$$

Donde:  $E_p$  es la rentabilidad media de una cartera  $p$ ;  $R_f$  es la rentabilidad media del activo libre de riesgo y  $\sigma_p$  es la desviación típica de la rentabilidad de la cartera  $p$ .

El otro indicador de eficiencia aplicado en el análisis está basado en el riesgo sistemático; la medida de eficiencia de Jensen representa la denominada rentabilidad diferencial. Su expresión permite deducir de la prima de rentabilidad que ofrece la cartera sobre el activo libre de riesgo el diferencial de rentabilidad del mercado de valores sobre dicho activo y multiplicado por el coeficiente  $\beta$  de la cartera. Su valor se obtendría de la siguiente formulación:

$$\sigma_p = (E_p - R_f) - [E(R_M) - R_f] \cdot \beta_p \quad [2]$$

Donde  $E(R_M)$  es la rentabilidad media del mercado de valores.

$\beta_p$  es el riesgo sistemático de la cartera  $p$ .

Asimismo, se pretende determinar el nivel de relación existente entre las valoraciones y ordenaciones de fondos de inversión derivados de la aplicación de estas dos medidas de *performance*, para establecer en qué grado sus conclusiones son semejantes. Se analizan específicamente los coeficientes de correlación lineal ( $r$ ) y de determinación ( $R^2$ ), así como los coeficientes de correlación  $r_s$  Spearman,  $\tau$  de Kendall y  $\gamma$  de Goodman y Kruskal. El objetivo fundamental de este análisis es establecer el nivel de fortaleza de sus vínculos, para afirmar con mayor o menor certeza cuales son los mejores y

peores fondos de inversión, y si su gestión ha conseguido batir los resultados obtenidos por sus carteras de referencia.

El cálculo del coeficiente de correlación de rangos ordenados rho de Spearman (distribución *rho*), responde a la siguiente expresión:

$$r_s = 1 - \frac{6 \sum d_i^2}{N(N^2 - 1)} \quad [3]$$

Donde:  $N$  es el número de fondos de la muestra y  $d_i$  es la diferencia entre los rangos de las dos variables ordinales, (la diferencia de lugar ocupado por el fondo  $i$  en dos clasificaciones).

El coeficiente de correlación de Kendall, si no existen empates en las ordenaciones, se define por:

$$\tau = \frac{2(P - Q)}{N(N - 1)} \quad [4]$$

Donde:  $N$  es el número de fondos de la muestra;  $P$  es el número total de permanencias o acuerdos entre las ordenaciones y  $Q$  es el número total de inversiones o discordancias entre los rangos.

Si existen empates, cuestión que no sucede en nuestro estudio empírico, la expresión de este coeficiente debe corregirse. Cabe indicar que dos elementos presentan inversión cuando aparecen en orden contrario en una y otra ordenación, y forman permanencia o acuerdo cuando su orden es coincidente en ambas ordenaciones.

Este coeficiente verifica que  $-1 \leq \tau \leq 1$ , pero tiene el inconveniente de que, cuando existen empates, el coeficiente no puede alcanzar los valores -1 y 1 porque el denominador siempre será mayor que  $Q$  y que  $P$ , de ahí la importancia de la corrección de su expresión en ese caso.



COLABORACIONES

Si el número de empates es grande, conviene utilizar el coeficiente de Goodman y Kruskal, dado que elimina los empates del numerador y del denominador, y viene dado por la siguiente expresión:

$$\gamma = \frac{P - Q}{P + Q} \quad [5]$$

El coeficiente  $\gamma$  también está comprendido entre -1 y 1. Valores de gamma próximos a la unidad indican órdenes de preferencia semejantes, valores cercanos a -1 corresponden a órdenes contrarios y si  $\gamma$  se aproxima a cero, es indicativo de que existe independencia entre los dos rangos.

### 3. Análisis empírico

En este estudio se trabaja con 91 fondos de inversión de renta variable nacional. Entre ellos, sólo hay cuatro fondos de inversión cuya rentabilidad media para los ocho años considerados supera la alcanzada por el IGBM, mientras que 13 fondos no alcanzan siquiera el nivel de rentabilidad ofrecido por los activos libres de riesgo.

El 82,4 por 100 de los fondos presentan un nivel de riesgo total inferior al experimentado por el IGBM (5,88 por 100), siendo el menor valor el presentado por el fondo con 1,796 por 100, y el valor máximo el correspondiente a la cartera con 7,305 por 100. Asimismo, 12 de los 91 fondos analizados presenta una beta superior a la unidad, siendo los valores extremos 0,258 y 1,171.

En el Gráfico 1 se recogen los valores de eficiencia alcanzados por los fondos mediante la aplicación de los Índices de Jensen y Sp(1). La consideración de estas medidas permite poder realizar cla-

sificaciones de gestión de todos los fondos. Asimismo, se incluye el posicionamiento relativo del IGBM y del Stoxx-50. Destacan las posiciones dominantes de algunos pocos fondos muy concretos en ambas clasificaciones.

La conclusión es que existen 10 fondos de inversión más eficientes que el IGBM, Índice de referencia en este estudio, cuando se aplica la medida de Jensen y 26 cuando se aplica Sp(1). El Índice bursátil representativo de los mercados europeos se sitúa por encima del IGBM en las dos ordenaciones siendo 9 los fondos que lo batan al aplicar Sp(1) y sólo uno el que lo supera con la medida de Jensen. Los 20 fondos de inversión menos eficientes son los mismos en ambas ordenaciones, si bien las posiciones que ocupan varían ligeramente de un ranking a otro.

El grado de relación existente entre los resultados de eficiencia utilizando ambas medidas se recogen en el Cuadro 1.

Observando dicho Cuadro es posible afirmar que existe una fuerte correlación entre los valores que toman los índices de eficiencia Sp(1) y Jensen para cada fondo, y, asimismo, entre los rangos u ordenaciones de los fondos en función de su valor de eficiencia medido por Sp(1) y



COLABORACIONES

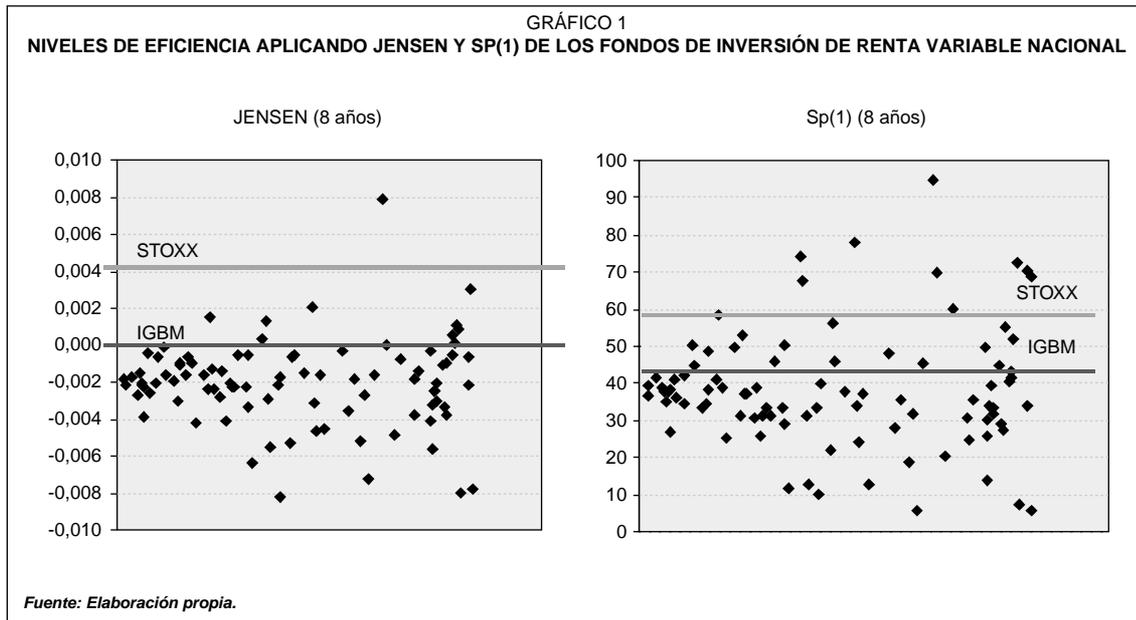
CUADRO 1  
GRADO DE CORRELACIÓN ENTRE LOS VALORES DE LOS ÍNDICES DE JENSEN Y SP(1) Y ENTRE LOS RANGOS DE LOS FIM DE RENTA VARIABLE NACIONAL PARA 8 AÑOS

Entre series		Entre rangos	
$r$	$R^2$	$r$	$R^2$
0,912**	0,832	0,929**	0,863
$r_s$	$(r_s)^2$	$r_s$	$(r_s)^2$
0,928**	0,861	0,929**	0,863
T	Y	T	Y
0,781**	0,781**	0,782**	0,782**

Siendo:  $r$  el coeficiente de correlación lineal;  $R^2$  el coeficiente de determinación;  $r_s$  el coeficiente de correlación por rangos de Spearman;  $(r_s)^2$  el cuadrado del coeficiente de correlación por rangos de Spearman;  $\tau$  el coeficiente de Kendall y  $\gamma$  el coeficiente de Goodman y Kruskal.

\*\* Indica que la correlación es significativa al nivel 0,01.

Fuente: Elaboración propia.



COLABORACIONES

por el *alfa* de Jensen. Los distintos coeficientes de correlación presentan valores por encima de 0,9, con un nivel de significación estadística de 1 por 100, salvo los coeficientes  $T$  de Kendall y  $\gamma$  de Goodman y Kruskal que toman valores muy próximos a 0,8, valores también muy elevados.

#### 4. Resumen y conclusiones

En este trabajo se evalúan los resultados obtenidos por los fondos de inversión españoles de renta variable nacional durante el período comprendido entre julio de 1994 y junio de 2002, comparando la eficiencia de su gestión con la lograda por el índice bursátil que les sirve de referencia, el IGBM.

Para valorar la gestión de estos grupos de carteras de inversión se ha utilizado, considerando el riesgo total de las carteras, el índice alternativo  $Sp(1)$  que implica una leve variación sobre el Índice de Sharpe y que permite una aplicación más generalizada que la correspondiente al índice original. Asimismo, a partir del riesgo sistemático de las carteras, se ha apli-

cado el *alfa* de Jensen. Por otra parte, se ha procedido a analizar en cada caso la correlación que existe entre las distintas ordenaciones de fondos que se obtienen al aplicarles estas medidas de valoración de su eficiencia.

Las conclusiones extraídas son las siguientes:

- Estos fondos tienen una gran dificultad para batir a su *benchmark*, de los 91 fondos sólo 10 presentan *alfas* de Jensen positivas, mientras que  $Sp(1)$  indica que 26 carteras son más eficientes que el IGBM.
- El grado de correlación por valores y rangos que se derivan de la aplicación de las medidas de eficiencia  $Sp(1)$  y el *alfa* de Jensen es muy elevado, a un nivel de significación de 1 por 100.

A modo de conclusión final y sintética, cabe indicar que los resultados de este estudio ponen de manifiesto la dificultad que tienen los gestores de los fondos de inversión de renta variable nacional analizados para obtener niveles de eficiencia superiores al índice que puede considerarse como su referencia de acuerdo con su naturaleza inversora.

## Bibliografía

1. ÁLVAREZ, J. (1994): *Análisis de los fondos de inversión de renta fija en España*, Documento de trabajo núm. 9422 del Centro de Estudios Monetarios y Financieros.
2. AMIN, G. S. y KAT, H. M. (2002): «Generalization of the Sharpe Ratio and the Arbitrage-Free Pricing of Higher Moments», *Working Paper, Alternative Investment Research Center*, Londres (UK).
3. CARHART, M. M. (1997): «On persistence in mutual fund performance», *Journal of Finance*, número 52, páginas 57-82.
4. DANIEL, K.; GRINBLATT, M.; TITMAN, S. y WERMERS, R. (1997): «Measuring mutual fund performance with characteristic-based benchmarks», *Journal of Finance*, número 52, julio, páginas 1035-1058.
5. EFTEKHARI, B.; PEDERSEN, C. S. y SATCHELL, S. E. (2000): «On the Volatility of Measures of Financial Risk: an Investigation Using Returns from European Markets», *The European Journal of Finance*, número 6, páginas 18-38.
6. FAMA, E. y K. R. FRENCH, K. R. (1993): «Common risk factors in the returns on stocks and bonds», *Journal of Financial Economics*, número 33, páginas 3-56.
7. FERRUZ, L.; MARCO, I.; SARTO, J. L. y VICENTE, L. A. (2004): «La industria de los fondos de inversión en España: situación actual y evaluación de su eficiencia», *Información Comercial Española. Revista de Economía*, Madrid, aceptado y pendiente de publicación.
8. FERRUZ, L. y SARTO, J. L. (2004a): «Some reflections on the Sharpe ratio and its empirical application to fund management in Spain», *Advances in Investment Analysis and Portfolio Management*, Nueva Jersey (USA), aceptado y pendiente de publicación.
9. FERRUZ, L. y SARTO, J. L. (2004b): «An analysis of Spanish investment fund performance: some considerations concerning Sharpe ratio», *Omega, The International Journal of Management Science*, Michigan (USA), aceptado y pendiente de publicación.
10. FERRUZ, L.; SARTO, J. L. y VARGAS, M. S. (2003): «Analysis of performance persistence in Spanish short-term fixed interest investment funds (1994-2002)», *European Review of Economics and Finance*, número 2, páginas 61-75.
11. GOETZMANN, W. N.; INGERSOLL, J.; SPIEGEL, M. y WELCH, I. (2002): «Sharpening Sharpe Ratios», *Working Paper*, Yale School of Management.
12. GRINBLATT, M. y TITMAN, S. (1993): «Performance measurement without benchmarks: an examination of mutual fund returns», *Journal of Business*, número 66, páginas 47-68.
13. HALLAHAN, T. A. y FAFF, R. W. (2001): «Induced persistence of reversals in fund performance?: the effect of survivor bias», *Applied Financial Economics*, número 11, páginas 119-126.
14. JENSEN, M. C. (1968): «The performance of mutual funds in the period 1945-1964», *Journal of Finance*, número 23, páginas 389-416.
15. MARIN, J. M. y RUBIO, G. (2001): *Economía Financiera*, Antonio Bosch, editor, Barcelona.
16. MARTINEZ, M. (1997): «Legal constraints, transaction costs and the evaluation of mutual funds», 1<sup>st</sup> Workshop in Finance of Segovia (Spain), Capital Markets session, 10 de julio de 1997.
17. MENENDEZ, S. y ALVAREZ, S. (2000), «La rentabilidad y persistencia de los resultados de los fondos de inversión españoles de renta variable», *Revista Española de Financiación y Contabilidad*, volumen XXIX, número 103, enero-marzo, páginas 15-36.
18. MODIGLIANI, F. y MODIGLIANI, L. (1997): «Risk-adjusted performance», *Journal of Portfolio Management*, número 23, páginas 45-54.
19. NIELSEN L. T. y VASSALOU, M. (2003): «Sharpe Ratio and Alphas in Continuous Time», *Journal of Financial and Quantita-*



COLABORACIONES

- tive Analysis*, Seattle (USA), aceptado y pendiente de publicación.
20. PALACIOS, J. y ALVAREZ, L. (2003a): «Resultados de los fondos de inversión españoles: 1992-2001», *Working Paper 486*, enero, IESE Business School, Universidad de Navarra.
  21. PALACIOS, J. y ALVAREZ, L. (2003b): «Resultados de los fondos de inversión españoles: 1992-2001», *Análisis Financiero*, número 91, segundo cuatrimestre.
  22. PEDERSEN, C. S. y SATCHELL, S. E. (2002): «On the Foundations of Performance Measures under Asymmetric Returns», *Quantitative Finance*, número 3, páginas 217-223.
  23. PEREZ, S. (1997): *Evaluación de los fondos de inversión en España*, CEMFI, junio.
  24. RIBEIRO, M.; PAXSON, D. y ROCHA, M. J. (1999): «Persistence in portuguese mutual fund performance», *The European Journal of Finance*, número 5, páginas 342-365.
  25. RUBIO, G. (1992): «La evaluación de los fondos de inversión: el análisis de la composición mensual de la cartera», *Revista Española de Economía*, número monográfico sobre Mercados Financieros Españoles, páginas 7-32.
  26. RUBIO, G. (1993): «Performance measurement of managed portfolios», *Investigaciones Económicas*, enero, 7-1, 3-41.
  27. RUBIO, G. (1995): «Further evidence on performance evaluation: portfolio holdings, recommendations and turnover costs», *Review of Quantitative Finance and Accounting*, número 5, páginas 127-153.
  28. SHARPE, W. (1966): «Mutual fund performance», *Journal of Business*, número 39, páginas 119-138.
  29. SHARPE, W. (1992): «Asset allocation: management style and performance measurement», *Journal of Portfolio Management*, número 18, páginas 7-19.
  30. SHARPE, W. (1994): «The Sharpe ratio», *Journal of Portfolio Management*, número 21, páginas 49-58.
  31. SILVA, F.; CORTEZ, M. y ROCHA, M. (2003): «Conditioning Information and European Bond Fund Performance», *European Financial Management*, número 9(2), páginas 201-230.
  32. SORTINO, F. y PRICE, L. (1994): «Performance Measurement in a Downside Risk Framework», *Journal of Investing*, páginas 59-65.
  33. TREYNOR, J. L. (1965), «How to rate management of investment funds?», *Harvard Business Review*, número 43, páginas 63-75.



COLABORACIONES