UNIVERSIDADE DA CORUÑA

Facultad de Economía y Empresa

Trabajo de
Fin de Grado

Gestión de carteras de inversión

La evaluación de la *performance*

Adrián Martínez Plasencia

Tutora: Susana Iglesias Antelo

Grado en Administración y Dirección de Empresas

Año 2013

Trabajo de Fin de Grado presentado en la Facultad de Economía y Empresa de la Universidad de A Coruña para la obtención del Grado en Administración y Dirección de Empresas

Resumen

El objetivo principal de este trabajo es analizar, con un cierto nivel de detalle, la temática de la medida de la *performance* de la gestión de carteras desde dos perspectivas: teórica y empírica. A tal fin se revisan teóricamente las medidas más comúnmente empleadas en la práctica profesional y otras alternativas que corrigen defectos de medición de aquellas; aunque dicha corrección no es perfecta y, por tanto, deben ser mejoradas. En este sentido se hace una propuesta de una variante de una de ellas que parece funcionar en la práctica, según resultados obtenidos en el estudio empírico llevado a cabo con 48 fondos de inversión españoles. En él también se constata que, en términos generales, la gestión realizada sobre los fondos españoles durante los cuatro últimos años fue favorable, aunque irregular, y que la rentabilidad ofrecida por los fondos no parece guardar una relación directa con las comisiones cobradas por su gestión.

Palabras clave: teoría de carteras, teoría del mercado de capitales, medidas de *performance*, gestión de carteras de inversión, fondos de inversión.

Número de palabras: 20.032

Abstract

The main aim of this work is to analyze, in some depth, the performance evaluation in portfolio management from two perspectives: theoretical and empirical. To this end, the measures more commonly employed in the professional practice are reviewed, as well as other alternative measures that correct measurement errors of the former. Although such correction is not perfect and, therefore, it should be improved. In this sense a variation of one of them is proposed and it seems to work in the practice, according to results obtained in an empirical study carried out with 48 Spanish mutual funds. This study also states that, in general terms, the management of the Spanish funds during the last four years was favourable, although irregular, and that the returns of the mutual funds do not seem to maintain a positive relation with the commissions charged for their management.

Índice

Índice de figuras

Índice de tablas

Introducción

Los fondos de inversión son un tipo de cartera de inversión que constituye la principal modalidad de las llamadas Instituciones de Inversión Colectiva. Se trata de carteras en las cuales los inversores depositan sus ahorros con el fin de obtener una buena rentabilidad; esto es, simples patrimonios afectos a una finalidad inversora, carentes de personalidad jurídica. Ésta es la razón por la que precisan de una sociedad gestora que se encargue de administrarlos, además de una depositaria que sea responsable del control de su patrimonio. Dichas sociedades son remuneradas mediante comisiones que se descuentan de los rendimientos generados por el fondo. En un principio podría creerse que las mayores comisiones que algunos fondos cobran están justificadas por el hecho de que van a proporcionar mayores rentabilidades; pero, ¿ocurre realmente así?

Por otro lado, los fondos de inversión constituyen uno de los productos financieros más demandados por los inversores a nivel mundial. Actualmente existen más de 6.000 fondos registrados por la Comisión Nacional del Mercado de Valores en España. No obstante, la industria española de fondos de inversión ha visto muy reducido su volumen en los últimos años. Según los estudios del Barómetro Mundial de Inversión de Schroders, los niveles de confianza de los inversores españoles se encuentran muy por debajo de la media mundial y su opinión sobre las administraciones realizadas por las entidades gestoras es bastante desfavorable. Bajo estas circunstancias, se constata que la evaluación de la gestión de los fondos de inversión es un tema que reclama atención, y que requiere de medidas –conocidas como medidas de *performance*- muy rigurosas que permitan valorar adecuadamente la gestión realizada por cada organización en cada fondo.

De estas cuestiones deriva la razón de ser de este trabajo, cuyo principal objetivo es analizar, con un cierto nivel de detalle, la temática de la medida de la *performance* de la gestión de carteras desde dos perspectivas: teórica y empírica. Así, desde la perspectiva teórica, se analizan las medidas de *performance* más clásicas y habitualmente empleadas en la práctica, pero también otras menos empleadas y desarrolladas con posterioridad para tratar de corregir algunos de los inconvenientes presentados por aquellas. Entre estos, destaca el hecho de que conduzcan a rankings de bondad de gestión incoherentes y, por tanto, incorrectos en determinadas circunstancias anómalas de mercado, como las presentadas en el mercado español en años recientes. Con todo, tales medidas no carecen de defectos, a su vez, y deben ser mejoradas. En este sentido se hace una propuesta de una variante de una de ellas.

Por otro lado, a nivel empírico se lleva a cabo un estudio de *performance* orientado a la consecución de tres objetivos concretos. En primer lugar, se persigue llevar a cabo una aplicación práctica de las medidas de evaluación tradicionales y de algunas de las medidas alternativas surgidas son posterioridad, en la que se aprecien las diferencias o similitudes entre los resultados ofrecidos por unas y otras y se destaquen las ventajas e inconvenientes de cada una de ellas. En segundo lugar, se busca efectuar un análisis de la bondad de la gestión de los fondos de inversión en España con una muestra de los comercializados en el territorio nacional en los cuatro últimos años. Y, en tercer lugar, y complementariamente al objetivo anterior, se busca hacer una aproximación al análisis de la relación rentabilidad-comisiones que resulta de la gestión de dichos fondos, con el fin último de determinar si una gestión más cara se corresponde o no con un mejor resultado.

El trabajo empírico se realiza con una muestra de 48 fondos de clases diversas (renta fija, renta variable y renta mixta) correspondientes a una variedad de gestoras españolas (bancos, cajas de ahorros, gestoras independientes, aseguradoras…) y con datos históricos de precios y rentabilidades del periodo 2005 a 2012. Como se tendrá ocasión de ver, entre otros resultados, se obtiene que, en general, la gestión realizada por las gestoras en los años objeto de análisis es bastante irregular, aunque no desfavorable, y se confirma que las medidas de *performance* pueden conducir a resultados inconsistentes, por lo que se hace necesario mejorar su aplicación práctica en este sentido.

La estructura del trabajo es la que a continuación se detalla. En el primer capítulo se exponen las teorías y los modelos financieros que sientan las bases de las principales medidas de *performance*, las cuales también son revisadas en él. En el segundo capítulo se presenta el estudio empírico realizado y se analizan sus resultados. En él también se propone la medida variante anteriormente mencionada como potencial mejora en el ámbito de la evaluación de la gestión de carteras. El último epígrafe se dedica a las conclusiones más relevantes extraídas del trabajo.

1. Marco teórico

1.1 Introducción

Son numerosos los autores que han conceptuado el término “carteras” en el ámbito económico-financiero. Según Suárez (2005; p.461): “Por cartera de valores se entiende una determinada combinación de valores mobiliarios adquiridos por una persona física o jurídica, y que pasan, por tanto, a formar parte de su patrimonio. En ella se incluyen no sólo los valores mobiliarios en sentido estricto (acciones, obligaciones, fondos públicos, etc.), sino también cualquier otro tipo de activo financiero”.

En la parte empírica de este trabajo, dedicada a la evaluación de la gestión de carteras, se emplea una muestra de fondos de inversión. Estos constituyen un tipo de cartera de inversión que es la principal modalidad de las llamadas Instituciones de Inversión Colectiva (IIC). Se trata de carteras construidas y gestionadas por entidades de inversión en las cuales los inversores depositan sus ahorros con el fin de obtener una buena rentabilidad. No son sociedades mercantiles y carecen de personalidad jurídica. Simplemente son patrimonios afectos a una finalidad inversora. “Ésta es la razón por la que necesitan de una sociedad gestora, que se encarga de la administración del fondo, y de un depositario encargado de la custodia de los activos del fondo y que, a su vez, ejerce funciones de control o intervención sobre la sociedad gestora” (Soldevilla, 1999; p.32). La sociedad gestora y la depositaria son remuneradas vía comisiones que se descuentan de la rentabilidad generada por el fondo.

En un fondo de inversión de carácter mobiliario pueden incluirse principalmente dos tipos de activos, de renta fija y de renta variable, lo cual da lugar a distintas categorías de fondos: fondos de renta variable, fondos de renta fija y fondos mixtos, en el caso de que en ellos se incluyan activos de ambos tipos. Otras categorías serían, por ejemplo, fondos de gestión pasiva, fondos globales o fondos garantizados.

En los últimos años el crecimiento de los fondos de inversión ha sido el principal vínculo entre el ahorro y la inversión en nuestro país. Dicho crecimiento ha generado a su vez un aumento de la rivalidad entre las entidades financieras, las cuales han intentado conseguir la máxima cuota de mercado en los fondos de inversión. Sin embargo, esta elevada competencia “no significa necesariamente que el mercado funcione de forma eficiente, puesto que no necesariamente la inversión en fondos se canaliza hacia las gestoras más eficientes o se adapta mejor a las preferencias de los inversores (…). Desde este punto de vista la evaluación de los resultados de los fondos constituye la información esencial" (Freixas *et al.*, 1997; p.16).

Es muy importante destacar que una simple comparación entre los rendimientos obtenidos con los fondos (como establecen determinados rankings financieros) no proporciona información suficiente para determinar la eficiencia y la eficacia alcanzadas por una entidad gestora en su labor. Se requiere de medidas más rigurosas para evaluar la gestión realizada por cada organización en cada fondo. A estas herramientas de evaluación se las denomina medidas de *performance* de carteras.

El inicio de estos estudios data de la década de los sesenta, época en la que se consideró necesario obtener un modelo que describiese el funcionamiento del mercado de capitales y permitiese definir el nivel de riesgo de cada tipo de cartera. Las aportaciones previas de Harry M. Markowitz en la década de los cincuenta y las posteriores de William F. Sharpe fueron determinantes para el desarrollo de dicho modelo. Y la existencia de tal modelo y de la teoría financiera complementaria propició la aparición de las mencionadas medidas de evaluación de *performance*.

En los años anteriores a la publicación de la tesis doctoral de Markowitz la evaluación de activos se efectuaba valorando dichos activos mediante el cálculo del valor actualizado de los dividendos futuros esperados. Según este criterio, la evaluación de una cartera se realizaría calculando el valor actual del flujo de dividendos que se contaba que pagasen los títulos que la integraban y, además, la condición a tener en cuenta para la selección de la cartera óptima para un inversor sería sólo la de maximización del valor, sin tener en cuenta el riesgo. Esto provocaría que pudieran ser carteras óptimas aquellas formadas por un único activo.

Markowitz puso en primer plano que era erróneo centrarse exclusivamente en el factor rentabilidad sin tener en cuenta la variable riesgo; esto es, sin tener en cuenta la variabilidad que la variable rentabilidad presenta en el tiempo. Por lo tanto, en sus investigaciones de 1952 acerca de la selección de carteras introdujo el criterio "rentabilidad-riesgo", el cual es conocido como el binomio "media-varianza"[1]. Con este argumento, Markowitz no sólo presentaba un criterio "razonable", sino metodológicamente fundamentado, marcando el comienzo de lo que se conoce como la Moderna Teoría Financiera.

No obstante, el modelo elaborado por Markowitz no era correspondido por las herramientas técnicas necesarias, debido a que la carencia de instrumentos de cálculos

[1] Debido a que la rentabilidad alcanzada por un activo en un determinado período de tiempo es aproximada por la *media* de una serie de rentabilidades diarias, semanales, mensuales… observadas en dicho período y el riesgo, por *la varianza* de dichas observaciones de rentabilidad.

hacía interminable la obtención de los resultados deseados. Esta complejidad fue detectada por William F. Sharpe, quien propuso en 1963 un modelo que daba solución al inconveniente del de Markowitz. Posteriormente, Sharpe junto a John Lintner y Jan Mossin[2] desarrollaron el *Capital Asset Pricing Model* (CAPM o Modelo de Valoración de Activos de Capital), basándose en la teoría de carteras propuesta por Markowitz y Sharpe. Este último modelo ha sido la base de las principales medidas de eficiencia de la gestión de la inversión colectiva; no sólo por ser el más sencillo, sino también por ser el más ampliamente aceptado.

En el epígrafe 1.4 del presente capítulo se expondrán las principales medidas de *performance* para la evaluación de la gestión de carteras, donde no sólo serán abordadas las más tradicionales (Ratio de Sharpe, Índice de Treynor, Alfa de Jensen), sino también otras medidas alternativas surgidas son posterioridad, aunque menos aplicadas en la práctica. Sin embargo, para una buena comprensión de ellas se hace necesaria una breve explicación previa de las teorías financieras que constituyen el fundamento de dichas medidas; de ahí que se dediquen los epígrafes 1.2 y 1.3 a presentar los aspectos básicos de la teoría de carteras (modelos de Markowitz y Sharpe) y de la teoría del mercado de capitales (modelo CAPM), respectivamente.

1.2 Teoría de carteras

La teoría de selección de carteras[3] es un modelo general de optimización basado principalmente en las aportaciones de Markowitz y Sharpe, que pretende determinar la mejor inversión posible que debe realizar un inversor; es decir, que busca obtener la cartera óptima de un inversor. Esta teoría nació en 1952 con la publicación del estudio pionero realizado por Harry Markowitz y fue ampliada por el propio autor en 1959[4]. Posteriormente, William Sharpe la completó, como se verá más adelante.

En este epígrafe se abarcan, por tanto, los modelos de selección de carteras óptimas concebidos por Markowitz y Sharpe. Ambos están desarrollados sobre la base de dos conceptos fundamentales que es necesario introducir previamente: rendimiento o rentabilidad y riesgo. Se hará referencia a la manera de medirlos tanto para el caso de un título individual como de una cartera.

Según Suárez (2005; p. 465), “se entiende por rendimiento en economía la renta generada por cualquier actividad o negocio expresada en términos relativos (tanto por uno o

[2] Véanse Sharpe (1964), Lintner (1965) y Mossin (1966).
[3] Para la elaboración de este epígrafe se ha tomado como referencia el manual de Suárez (2005).
[4] Markowitz (1959) fue desarrollado sobre todo a raíz de otro trabajo relacionado con las carteras óptimas publicado por Tobin (1958).

tanto por cien)". A efectos de la selección y formación de carteras, el rendimiento de un título individual se define del siguiente modo[5]:

$$R_{it} = \frac{P_{it+1} - P_{it}}{P_{it}} \qquad (1.1)$$

en donde R_{it} es la rentabilidad (expresada en tanto por uno) obtenida por el título *i* durante el período *t*, P_{it+1} es el valor de cotización de dicho título al final del período t y P_{it} el valor de cotización al comienzo del período.

El valor de la rentabilidad de un título en un período es un dato conocido con certeza a posteriori, sin embargo, a priori es una variable aleatoria que puede tomar diferentes valores con distintas probabilidades. La esperanza matemática de esta variable aleatoria ofrece una medida de la rentabilidad media correspondiente al título. Por su parte, la varianza proporciona la medida de la dispersión de los rendimientos respecto a esa media. Cabe destacar que todos aquellos activos que no garantizan una rentabilidad segura presentan variabilidad en esta, lo que se identifica con un cierto nivel de riesgo. Dicho riesgo, como se ha comentado anteriormente, tanto en el modelo de selección de carteras de Markowitz como en los posteriores estudios, es medido mediante la varianza o la desviación típica de los rendimientos.

En cuanto a una cartera, su rentabilidad R_C [6] se define como:

$$R_C = X_1 R_1 + X_2 R_2 + \dots + X_N R_N = \sum_{i=1}^{N} X_i R_i \qquad (1.2)$$

donde X_i, para *i* = 1,2,…, N, es la fracción (expresada en tanto por uno) que el inversor destina de su presupuesto de inversión a la adquisición del título *i*, *N* es el número de títulos que integran la cartera y R_i es el rendimiento del título *i.*

Como a priori el rendimiento R_i es aleatorio, el rendimiento R_C será una variable aleatoria al ser la suma de variables aleatorias. Por lo tanto, su esperanza matemática, que ofrece la rentabilidad media correspondiente a la cartera, vendrá dada por:

$$E[R_C] = E_c = X_1 E[R_1] + X_2 E[R_2] + \dots + X_N E[R_N] = \sum_{i=1}^{N} X_i E[R_i] \qquad (1.3)$$

donde E es el operador esperanza matemática, $E[R_i]$ es la esperanza matemática de R_i para *i* = 1,2,…, N.

Por su parte, el riesgo de una cartera como se explicó anteriormente viene dado la varianza de su rendimiento y se obtendría:

[5] Los títulos individuales con riesgo por excelencia, y para los cuales se desarrolló la moderna teoría financiera, son las acciones. A efectos de simplificación y para facilitar la comprensión del estudio no se han tenido en cuenta los dividendos u otras rentas generadas por las acciones. De existir estos en un período determinado, se incluirían sumando en el numerador de la fórmula 1.1. También se pueden considerar integrados en el precio de final de período.

[6] Una cartera es la combinación de varios títulos como se explica en la introducción del presente capítulo.

$$V[R_C\,] = \sigma_c{}^2 = \sum_{i=1}^{N} X_i{}^2\,\sigma_i{}^2 + \sum_{\substack{i,j=1\\ i\neq j}}^{N} X_i\,X_j\,\sigma_{ij} = \sum_{i=1}^{N}\sum_{j=1}^{N} X_i\;X_j\sigma_{ij} \qquad (1.4)$$

donde:

$V[R_C\,] = \sigma_c{}^2$ = Varianza del rendimiento de la cartera c

$\sigma_i{}^2$ = Varianza del rendimiento del título *i,* para *i* = 1,2,…, N.

σ_{ij} = Covarianza de los rendimientos de los títulos *i* y *j* para *i, j* = 1,2,…, N.

Llegado a este punto es necesario destacar que, para el cálculo de los valores de $E[R_C\,]$ y $V[R_C\,]$ dados por (1.3) y (1.4) se necesita de la previa estimación de $E_i, \sigma_i{}^2$ y σ_{ij}. Estas estimaciones pueden realizarse a partir de datos históricos, si se dispone de series temporales de las rentabilidades de los títulos o, en caso de no disponer de series estadísticas, se pueden inferir los datos basándose en experiencias pasadas o predicciones futuras. La forma más habitual de proceder en la práctica es mediante el empleo de series históricas.

1.2.1 Modelo de Markowitz

El modelo de selección de carteras óptimas desarrollado por Markowitz (1952) parte de tres hipótesis:

- La rentabilidad de un título o cartera viene dada por una variable aleatoria cuya distribución de probabilidad para el período de referencia es conocida por el inversor. Puede ser medida por el valor medio o esperanza matemática de dicha variable.
- El riesgo se mide a través de la varianza o la desviación típica de la rentabilidad.
- Los inversores son adversos al riesgo y prefieren carteras con la mayor rentabilidad y el menor riesgo posible. Su función de utilidad, basada en el binomio rentabilidad-riesgo, es de forma tal que cumple:

$$U = F(E_c, \sigma_c^2)$$

$$\frac{\partial U}{\partial E_c} > 0$$

$$\frac{\partial U}{\partial \sigma_c^2} < 0$$

en donde U es el índice de utilidad del inversor, F el operador de la función de utilidad y ∂ el operador de la derivada parcial. Cabe destacar los valores tomados por las derivadas parciales. La derivada parcial respecto a la rentabilidad toma valor positivo, lo que nos sugiere que el inversor busca la máxima rentabilidad pues la utilidad o satisfacción que le reporta su inversión aumenta cuando lo hace la rentabilidad de esta; por el contrario, la derivada parcial respecto a la varianza es de signo negativo, es decir, la satisfacción del inversor disminuye cuando el riesgo aumenta, por lo que resulta razonable que intente minimizar este.

El modelo de Markowitz divide el proceso de búsqueda de la cartera óptima en tres etapas.

1. Determinación del conjunto de carteras eficientes.

Se entiende que una cartera es eficiente cuando proporciona la máxima rentabilidad posible para un nivel de riesgo dado, o cuando, por el contrario, ofrece el mínimo nivel de riesgo posible para un determinado nivel de rendimiento. El conjunto de carteras eficientes según Markowitz se puede hallar mediante el siguiente planteamiento de programación matemática:

$$Max. E_c = \sum_{i=1}^{N} X_i E[R_i] \qquad (1.5)$$

sujeto a:

$$\sigma_c{}^2 * = \sum_{i=1}^{N} \sum_{j=1}^{N} X_i \; X_j \sigma_{ij} \qquad (1.6)$$

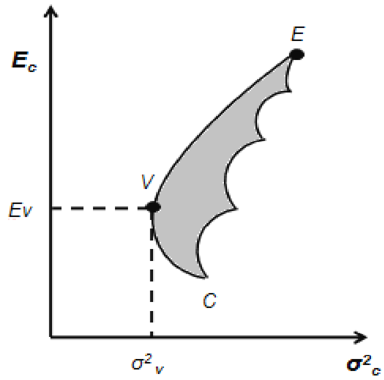
$$X_1 + X_2 + \ldots + X_N = 1 \qquad (1.7)$$

$$X_1, X_2, \ldots, X_N \geq 0 \qquad (1.8)$$

La restricción expresada en la ecuación (1.6) es paramétrica, en el sentido de que $\sigma_c{}^2 *$ representa el nivel de riesgo que el inversor está dispuesto a soportar y se puede modificar en las distintas ejecuciones del programa a fin de conseguir en cada una de ellas una cartera eficiente diferente. La ecuación (1.7) es la restricción presupuestaria y la (1.8), la de no negatividad de las incógnitas del problema.

El programa busca obtener la combinación de valores X_i (composición de la cartera) que maximizan la rentabilidad (1.5), cumpliendo con las tres restricciones, para distintos valores de $\sigma_c{}^2$. Cada combinación de dichos valores nos proporciona la cartera que maximiza la esperanza matemática de la rentabilidad para cada valor de la varianza. Por lo tanto, el programa permite obtener el conjunto de carteras eficientes (figura 1). Es necesario destacar que el problema también podría ser planteado de forma inversa, es decir, tomando como función objetivo $Min. \sigma_c{}^2$. En este caso, cada combinación de valores proporcionaría la cartera de mínimo riesgo para cada valor de rentabilidad.

Figura 1. *Frontera de carteras eficientes según el modelo de Markowitz.*

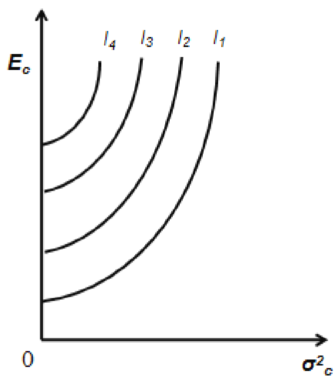


La figura representada es el conjunto de oportunidades de inversión posibles. La curva que une los puntos *V* y *E* es la curva o frontera de carteras eficientes; es decir, la representación de las carteras generadas por el planteamiento de Markowitz. El punto *V* se corresponde con la cartera de mínima varianza posible, ${\sigma_V}^2$, mientras que el punto *E* es la cartera que ofrece la máxima rentabilidad posible. Es conveniente destacar que las carteras situadas sobre la curva *VC* serían carteras ineficientes.

2. La especificación de la actitud del inversor ante el riesgo.

Una vez obtenido el conjunto de carteras eficientes el inversor deberá elegir aquella que mejor satisfaga sus preferencias: su cartera óptima. Para ello es necesario especificar sus curvas de indiferencia (figura 2) entre rendimiento y riesgo. Dichas curvas serán diferentes para cada inversor, según sus propias funciones de utilidad o satisfacción, dadas por su grado de aversión al riesgo. Así, existirán inversores que busquen una mayor rentabilidad soportando un nivel de riesgo más elevado, mientras que otros se conformarán con una rentabilidad menor a cambio de un menor nivel de riesgo.

Figura 2. *Curvas de indiferencia rentabilidad-riesgo.*



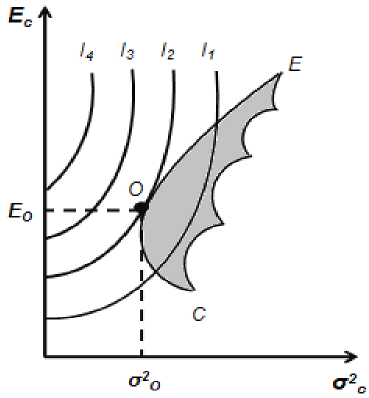
Cualquier punto de una misma curva de indiferencia (combinación rentabilidad-riesgo) le proporcionará al inversor el mismo nivel de satisfacción[7]. Las curvas más próximas al origen de coordenadas representan un menor nivel de satisfacción para el inversor, puesto que para cada nivel de riesgo presentan menores rentabilidades.

[7] La forma cóncava de las curvas es propia de la aversión al riesgo creciente.

3. Obtención de la cartera óptima.

Integrando las figuras 1 y 2 se obtiene la figura 3, que explica gráficamente cómo se determina la cartera óptima del inversor.

Figura 3. *La cartera óptima*



La cartera óptima correspondería con el punto O, es decir, es la tangente de la curva de carteras eficientes con la curva de indiferencia I_2. Dicha cartera se sitúa en este punto porque cualquier otro punto de la curva de carteras eficientes, correspondería con una curva de indiferencia de menor satisfacción. Una vez obtenida la cartera óptima, si se ejecuta el problema de programación planteado en la primera etapa, tomando $\sigma^2_c{}^*$ como σ^2_O, se obtendrían los valores ($X_1, X_2, \dots, X_N$) indicativos de la composición de la cartera óptima del inversor.En la práctica de gestión de carteras no se determinan las curvas de indiferencia de utilidad de los inversores. Esto se sustituye por la determinación del perfil de riesgo del inversor a través de cuestionarios. Así, una vez identificado el inversor como de perfil más o menos conservador, moderado o arriesgado, se puede estimar un valor de varianza de rentabilidad acorde a la categoría pertinente a fin de determinar su cartera óptima.

1.2.2 Modelo de Sharpe

El modelo de selección de carteras de Markowitz no sólo constituyó un hito más que relevante en la teoría de carteras, sino también en todo el ámbito de la economía financiera. No obstante, como se mencionaba en el primer apartado del presente capítulo, la aplicación práctica de dicho modelo presenta el inconveniente de requerir un gran número de cálculos (medias, varianzas, covarianzas), lo que suponía un problema importante hace sesenta años. Así, en una cartera formada por *N* títulos es preciso estimar *N* esperanzas matemáticas de las rentabilidades de los *N* títulos, *N* varianzas de las respectivas rentabilidades de los *N* títulos, y $\frac{N(N-1)}{2}$ covarianzas. Total de estimaciones: $\frac{N(N+3)}{2}$ (1.9)

El volumen de cálculos requerido también se advierte considerando la covarianza de rentabilidad de la cartera matricialmente[8], dada por la matriz de varianzas-covarianzas que aparece en la ecuación (1.10).

$$\sigma_c 2 = \sum_{i=1}^{N} \sum_{j=1}^{N} X_i \ X_j \sigma_{ij} = [\, X_1\,, X_2, \ldots, X_N\,] \begin{bmatrix} \sigma_{11} & \sigma_{12} & \sigma_{13} & \ldots & \sigma_{1N} \\ \sigma_{21} & \sigma_{22} & \sigma_{23} & \ldots & \sigma_{2N} \\ . & . & . & & . \\ . & . & . & & . \\ . & . & . & & . \\ \sigma_{N1} & \sigma_{N2} & \sigma_{N3} & \ldots & \sigma_{NN} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} X_1 \\ X_2 \\ . \\ . \\ . \\ X_N \end{bmatrix} \qquad (1.10)$$

A continuación se presenta un breve supuesto para destacar la dificultosa aplicación práctica del modelo de Markowitz. Supóngase que se desea formar una cartera a partir de 200 títulos. En este caso, utilizando la fórmula (1.9), el número total de estimaciones a efectuar sería.

$$2N + \frac{N(N-1)}{2} = \frac{N(N+3)}{2} = \frac{200(200+3)}{2} = 20.300$$

Debido a este inconveniente de cálculo, William F. Sharpe presentó en 1963 un nuevo modelo de optimización que se conoce con el nombre de modelo diagonal, basado en el de Markowitz, pero menos exigente en número de estimaciones requeridas para su planteamiento. Consigue reducir estas formulando una hipótesis fundamental acerca de la formación de la rentabilidad de los títulos, que plasma en el llamado modelo de mercado. En los apartados siguientes se recogen los aspectos básicos de la propuesta de Sharpe.

1.2.2.1. Rentabilidad y riesgo de un activo: el modelo de mercado

Sharpe consideraba que la dependencia estadística entre las rentabilidades de varios títulos no era directa, sino que venía dada por un índice o por un conjunto de ellos: Producto Interior Bruto de un país, índices de Bolsas, etc. Tuvo mayor trascendencia la hipótesis de un índice único. Además, tras la publicación del trabajo de Treynor (1965), la comunidad científica aceptó que dicho índice era un índice de mercado.

Así, y considerando ya un índice de mercado como único factor común explicativo de las rentabilidades de los títulos, el *modelo de mercado* de Sharpe es el siguiente:

$$R_i = a_i + b_i M + \varepsilon_i \quad ; \quad i = 1,2,\ldots,N \qquad (1.11)$$

en donde:

R_i = Rentabilidad del título *i*

[8] A partir de la fórmula (1.4).

a_i= Parámetro que representa la parte de la rentabilidad del título independiente del mercado

b_i = Parámetro que indica la sensibilidad de la rentabilidad del título i a las variaciones del índice del mercado

M = Índice representativo de la evolución del mercado que se mide en términos de rentabilidad

ε_i = Perturbación aleatoria que recoge factores individualmente irrelevantes que influyen en el rendimiento del título pero que no tienen nada que ver con el mercado, sino con características particulares de cada título.

La aplicación práctica del modelo requiere disponer de *T* observaciones históricas para las variables R_i y M. Habitualmente los parámetros a_i y b_i se estiman a partir del método de Mínimos Cuadrados Ordinarios. Una vez obtenidas estas estimaciones se podrán calcular las medias, las varianzas y las covarianzas de las rentabilidades de los títulos.

$$R_{it} = a_i + b_i M_t + \varepsilon_{it} \quad ; \quad t = 1,2,\ldots,T \qquad (1.12)$$

La estimación de los parámetros a_i y b_i requiere de la formulación de una serie de hipótesis relacionadas con la perturbación aleatoria. A continuación se detallan cada una de ellas:

1. Esperanza matemática nula: $E[\varepsilon_{it}] = 0 \;;\; t = 1,2,\ldots,T$
2. Homocedasticidad: ε_{it} sigue una distribución de probabilidad independiente de t y de M_t, con varianza constante en el tiempo; es decir, $E[{\varepsilon_{it}}^2] = {\sigma_i}^2 \;;\; t = 1,2,\ldots,T$
3. No autocorrelación: $\mathrm{Cov}\,(\varepsilon_{it}\;\; \varepsilon_{it'}) = 0 \;;\; t \neq t', t, t' = 1,2,\ldots,T$
4. Normalidad: $\varepsilon_{it} \rightarrow N(0, {\sigma_i}^2) \;;\; t = 1,2,\ldots,T$
5. La covarianza entre los términos de perturbación correspondientes a dos títulos cualesquiera es igual a cero: $Cov\left(\varepsilon_{it}\;\; \varepsilon_{jt}\right) = 0 \;;\; i, j = 1,2,\ldots,N$. A diferencia de las anteriores hipótesis, que están implícitas en el método de regresión lineal empleado para la estimación de los parámetros del modelo, esta última se deriva de la hipótesis fundamental de Sharpe según la cual la única fuente de rentabilidad común que tienen los títulos es el mercado; lo que excluye cualquier tipo de relación entre las características específicas de cada uno de ellos.

Es muy importante destacar que, gracias a esa última hipótesis, las estimaciones a efectuar en el modelo de Sharpe se simplifican con respecto a las del modelo de Markowitz.

Teniendo en cuenta las hipótesis relacionadas con la perturbación, aplicando el método MCO al modelo (1.12) se obtienen, como se mencionó anteriormente, los estimadores de a_i y b_i (α_i y β_i) en cada una de las *N* relaciones, y, aplicando las fórmulas de la esperanza matemática y de la varianza en dicho modelo, resultan:

$$E[R_i] = E_i = \alpha_i + \beta_i E[M] \quad ; \quad i = 1,2,\ldots,N \qquad (1.13)$$

$$\sigma_i^2 = \beta_i^2\, \sigma_M^2 + \sigma_{\varepsilon i}^2 \quad ; \quad i = 1,2,\ldots,N \qquad (1.14)$$

en donde $\sigma_i{}^2$, varianza de la rentabilidad del título, representa la medida de su riesgo total, ya que este aparece compuesto por dos términos: $\beta_i{}^2\ \sigma_M{}^2$ y $\sigma_{\varepsilon i}{}^2$. El primero de estos se conoce como riesgo sistemático o de mercado y el segundo es el riesgo no sistemático, propio o específico del título.

Llegados a este punto, si se sustituye la fórmula (1.11) desarrollada por Sharpe en la fórmula de rentabilidad de una cartera (1.2) se obtendrá:

$$R_C = \sum_{i=1}^{N} X_i\,(a_i + b_i\,M + \varepsilon_i)$$

$$= (X_1 a_1 + X_2 a_2 + \cdots + X_N a_N) + (X_1 b_1 + X_2 b_2 + \cdots + X_N b_N)M + (X_1 \varepsilon_1 + X_2 \varepsilon_2 + \cdots + X_N \varepsilon_N)$$

$$R_c = \sum_{i=1}^{N} X_i\,a_i + b_c M + \sum_{i=1}^{N} X_i\,\varepsilon_i$$

en donde $b_c = X_1 b + X_2 b_2 + \cdots + X_N b_N$ proporciona la medida del riesgo sistemático de la cartera *c*, es decir, la sensibilidad de la rentabilidad de la cartera a las variaciones del mercado.

Aplicando nuevamente los estimadores MCO y las hipótesis relativas al término perturbación aleatoria, la esperanza matemática y la varianza de la cartera *c* serán:

$$E[R_C] = E_c = \sum_{i=1}^{N} X_i\,\alpha_i + E[M]\sum_{i=1}^{N} X_i\,\beta_i \qquad (1.15)$$

$$\sigma_c{}^2 = \beta_c{}^2 \sigma_M{}^2 + \sum_{i=1}^{N} X_i{}^2\,\sigma_{\varepsilon i}{}^2 \qquad (1.16)$$

En (1.16) se aprecia que el riesgo total de una cartera se compone de igual modo que el de un título individual: riesgo sistemático $\left(\beta_c{}^2 \sigma_M{}^2\right)$ y riesgo no sistemático o específico $\left(\sum_{i=1}^{N} X_i{}^2\,\sigma_{\varepsilon i}{}^2 = \sigma_{\varepsilon c}^2\right)$.

El principal objetivo del modelo presentado por Sharpe (1963), como se mencionó anteriormente, fue el de reducir el número de cálculos que requería el modelo de Markowitz. Efectivamente, lo consigue puesto que ahora solo es necesario estimar *N* parámetros α_i, *N* parámetros β_i, *N* varianzas $\sigma_i{}^2$, la esperanza matemática del índice $E[M]$ y su varianza $\sigma_M{}^2$. Total de estimaciones: $3N + 2$

Si se plantea el mismo supuesto práctico que en el epígrafe 1.2.2[9], se comprueba la enorme reducción de estimaciones que supone el empleo del modelo de Sharpe: 602 frente a las 20.300 que exigiría el modelo de Markowitz.

$$3N + 2 = 3(200) + 2 = 602$$

[9] Se desea formar una cartera con 200 títulos.

1.2.2.2 El coeficiente beta

El coeficiente beta o coeficiente de volatilidad es una de las aportaciones más notables del modelo de Sharpe a la teoría de carteras. En esencia, es el estimador MCO del parámetro b_i del modelo de mercado y, como se ha comentado anteriormente, mide la sensibilidad o la variación de la rentabilidad del título i con respecto a la variación del índice del mercado. Como también se señaló antes, las variaciones en el índice se miden en términos de rentabilidad, igual que se hace con las variaciones en los precios de los títulos (R_i). Si se homogeneiza la notación y se denota por R_M la variable explicativa del modelo de mercado, antes M, el coeficiente beta resulta:

$$\beta_i = \frac{Cov(R_i\ , R_M)}{{\sigma_M}^2} = \frac{\sigma_{iM}}{\sigma_M^2} \qquad (1.17)$$

en donde:

β_i = Coeficiente beta del título *i*

R_i = Rentabilidad del título *i*

R_M = Rentabilidad del índice del mercado

${\sigma_M}^2$ = Varianza de la rentabilidad del índice del mercado

El coeficiente beta – o, simplemente, beta - puede tomar diferentes valores que reflejan un escenario distinto de los títulos frente al índice del mercado:

- β_i > 0. Las rentabilidades del título presentan una relación positiva con el índice del mercado, es decir, un aumento en el mercado provocaría un aumento en las rentabilidades del título.
- β_i < 0. Las rentabilidades del título presentan una relación negativa con el índice, por lo tanto, un aumento en las rentabilidades del mercado conduciría a una disminución en las rentabilidades del título.

Considerando a beta en valores absolutos:

- 0 < β_i < 1. Los títulos con betas comprendidas en este intervalo se consideran títulos poco volátiles o defensivos, es decir, la rentabilidad del título varía en menor proporción que la rentabilidad del índice del mercado. Este tipo de títulos amortigua las variaciones producidas en el índice.
- β_i = 1. Son títulos denominados normales o neutros porque sus rentabilidades varían en la misma proporción que la rentabilidad del índice de referencia.
- β_i > 1. Este tipo de títulos presentan un riesgo superior al del mercado, se consideran muy volátiles o agresivos. Un cambio en la rentabilidad del mercado se ve amplificado en la rentabilidad del título.

1.2.2.3 Diversificación y reducción del riesgo

El riesgo total de una cartera, desarrollado con anterioridad en el presente capítulo, es la suma del riesgo sistemático y del riesgo no sistemático o específico y viene expresado por:

$$\sigma_c^2 = {\beta_c}^2 {\sigma_M}^2 + \sum_{i=1}^{N} {X_i}^2 {\sigma_{\varepsilon_i}}^2$$

en donde:

$$\beta_c = \sum_{i=1}^{N} X_i \, \beta_i \qquad (1.18)$$

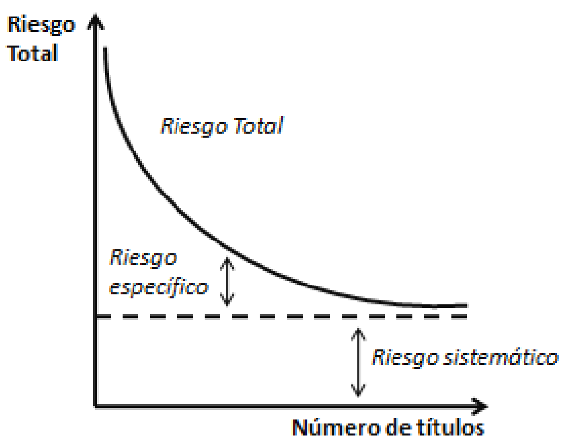
Es conveniente destacar que cuanto mayor sea el valor del coeficiente beta de la cartera β_c, más vinculada estará su rentabilidad con las fluctuaciones del mercado. Por lo tanto, un inversor con un elevado nivel de aversión al riesgo, invertirá en aquellos títulos que tengan una beta reducida con el propósito de que β_c tome el menor valor posible y la cartera sea lo menos arriesgada posible.

La parte de ese riesgo de la cartera que corresponde al riesgo sistemático podrá reducirse a través de la diversificación (aumentando el número de títulos en cartera), pero en ningún caso podrá ser eliminado totalmente. Sin embargo, la parte correspondiente al riesgo específico, expresado por:

$$\sum_{i=1}^{N} {X_i}^2 {\sigma_{\varepsilon_i}}^2 \qquad (1.19)$$

sí podrá desaparecer completamente por diversificación. La figura 4 lo muestra gráficamente.

Figura 4. *Reducción del riesgo de una cartera por diversificación.*



Como se observa en la figura anterior, al aumentar el número de títulos incluidos en la cartera el riesgo específico de la misma va disminuyendo. Matemáticamente esta situación podría ser explicada sustituyendo $X_i = \frac{1}{N}$ en la fórmula del riesgo específico (1.19). Si se supone que $\sigma_{\varepsilon i}{}^2 \leq K$, para todo *i*, siendo *K* una constante positiva, resulta que:

$$\sum_{i=1}^{N} X_i{}^2 \, \sigma_{\varepsilon i}{}^2 = \frac{1}{N^2} \sum_{i=1}^{N} \sigma_{\varepsilon i}{}^2 \leq \frac{NK}{N^2} = \frac{K}{N}$$

en donde cuando *N* tiende a infinito, $\frac{K}{N}$ tiende a cero.

1.2.2.4 Modelo diagonal de Sharpe

El principal objetivo de Sharpe, como se ha comentado en repetidas ocasiones, consistía en simplificar o reducir el número de estimaciones al poner práctica el modelo de Markowitz. Se denomina modelo diagonal de Sharpe al mismo planteamiento de optimización de Markowitz pero en el que emplean los términos media-varianza vistos en los apartados previos, de tal modo que la matriz de varianzas-covarianzas requerida para la expresión matricial de la varianza de rentabilidad de la cartera $\sigma_c{}^2$ resulta ser diagonal. En dicha matriz, y a diferencia de la matriz de varianzas-covarianzas del modelo de Markowitz, las covarianzas son nulas; lo cual, como se ha explicado con anterioridad, simplifica de forma muy notable las estimaciones a efectuar para plantear el modelo de programación matemática.

Si se expresa matricialmente la fórmula (1.16), se ve aprecia claramente el carácter diagonal de la matriz:

$$\sigma_c^2 = [X_1, X_2, \ldots, X_N, \beta_c] \begin{bmatrix} \sigma^2{}_{\varepsilon 1} & 0 & 0 & \ldots & 0 & 0 \\ 0 & \sigma^2{}_{\varepsilon 2} & 0 & \ldots & 0 & 0 \\ 0 & 0 & \sigma^2{}_{\varepsilon 3} & \ldots & 0 & 0 \\ . & . & . & & . & . \\ . & . & . & & . & . \\ 0 & 0 & 0 & \ldots & \sigma^2{}_{\varepsilon N} & 0 \\ 0 & 0 & 0 & \ldots & 0 & \sigma^2{}_M \end{bmatrix} \begin{bmatrix} X_1 \\ X_2 \\ X_3 \\ . \\ . \\ X_N \\ \beta_c \end{bmatrix}$$

Por lo tanto, el modelo diagonal de Sharpe sería:

$$Min. \sigma_c{}^2 = \beta_c{}^2 \sigma_M{}^2 + \sigma_{\varepsilon_c}{}^2$$

Suj. a:

$$E_c^* = \alpha_c + \beta_c E[M] \qquad \sum_{i=1}^{N} X_i = 1 \qquad X_i \geq 0, \forall\, i$$

planteado en términos de minimización de riesgo para una cierta rentabilidad.

1.3 Teoría del mercado de capitales

El modelo de Sharpe es parte importante de la teoría de carteras, pero también ejerció una gran influencia en la teoría del mercado de capitales en general, y en el desarrollo del *Capital Asset Pricing Model* (CAPM) en particular. El germen de esta teoría puede considerarse el trabajo de Tobin (1958), aunque fue desarrollada finalmente por el propio Sharpe (1964), Lintner (1965) y Mossin (1966), dando origen al mencionado modelo. Con todo, posteriormente, Ross (1976) plantearía el segundo gran modelo integrante de esta teoría, el APT o modelo de valoración por arbitraje (*Arbitrage Pricing Model*). La mayor complejidad de este sin duda ha sido la causa más importante de su menor aplicación en la práctica profesional en comparación con el CAPM.

La teoría del mercado de capitales[10] es una teoría positiva que pretende explicar el comportamiento de los precios de los títulos cuando los inversores actúan racionalmente, tal como establece la teoría de carteras. Propone una relación entre rentabilidad esperada y riesgo de títulos y carteras en un mercado en equilibrio. En este epígrafe se desarrollará y analizará dicha teoría desde la perspectiva del CAPM, ya que es esta la que sienta las bases para las medidas de *performance* que constituyen el objeto último de este trabajo.

La teoría del mercado de capitales se basa en una larga serie de hipótesis, las más importantes de las cuales, que estarán implícitas en los desarrollos que se mostrarán en los subapartados siguientes, son:

1. Todos los inversores diversifican sus carteras de forma eficiente en el sentido de Markowitz.
2. El objetivo de los inversores es elegir la cartera que maximice la utilidad esperada de su riqueza, la cual es función de la rentabilidad y el riesgo de aquella.
3. El mercado es transparente, de competencia perfecta y no existen costes de transacción ni impuestos.
4. Todos los inversores tienen un horizonte temporal de un solo período y de igual duración.
5. Se puede invertir y pedir prestado sin riesgo al tipo R_f .
6. A todos los inversores se les presentan las mismas posibilidades de inversión y tienen expectativas homogéneas respecto a ellas.
7. Todos los activos son infinitamente divisibles.

[10] Para la elaboración de este epígrafe se ha tomado como referencia el manual de Suárez (2005).

1.3.1 La línea del mercado de capitales o CML

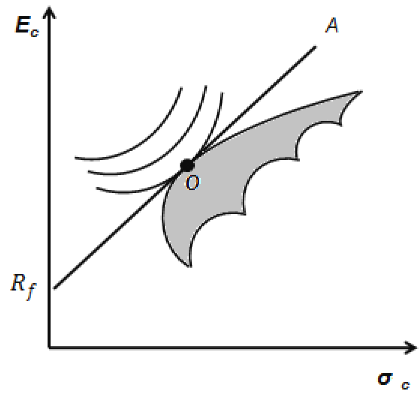
"Una extensión lógica del modelo de Markowitz es la consistente en introducir la posibilidad de que un inversor no invierta todo su presupuesto en activos arriesgados, sino que dedique una parte del mismo a la adquisición de activos sin riesgo" (Suárez, 2005; p. 502). Así, cualquier inversor puede plantearse crear una cartera con títulos con y sin riesgo[11]. En el caso más simple de un activo de cada tipo, la rentabilidad de dicha cartera estará definida por:

$$R_c = X_f R_f + X_o R_o$$

en donde R_f es la rentabilidad del título libre de riesgo –por tanto, cierta-, R_o la rentabilidad aleatoria del activo con riesgo –que podría ser un título o una cartera-, y X_f y X_o las proporciones del presupuesto invertidas en cada activo.

El hecho de incluir un título libre de riesgo provoca que la frontera de carteras eficientes deje de ser una curva[12] para convertirse en una recta (figura 5); es decir, la frontera de carteras eficientes deja de ser $\overline{VE}$ (ver figura 1) y pasa a ser la recta $\overline{R_f A}$.

Figura 5. *Nueva frontera de carteras eficientes.*



Veamos por qué esto es así. Puesto que $X_f + X_o = 1$, se ha de cumplir que la rentabilidad esperada de la cartera sea:

$$E_c = X_f R_f + X_o E_o = (1 - X_o)R_f + X_o E_o = R_f + (E_o - R_f)X_o$$

Por otro lado, aplicando la fórmula (1.4), y ya que el activo f carece de riesgo, el riesgo de la cartera será:

$$\sigma_c^2 = X_o^2 \sigma_o^2$$

De donde,

---

[11] Típicamente se considera activo sin riesgo a los títulos de Deuda Pública, aunque no carecen de riesgo completamente.

[12] A continuación se hace la representación gráfica de las carteras en un espacio media-desviación típica, en el que la forma gráfica de la cartera de Markowitz no cambia significativamente.

$$X_o = \frac{\sigma_c}{\sigma_o}$$

Sustituyendo X_o en la ecuación de la rentabilidad esperada de la cartera, queda:

$$E_c = R_f + (E_o - R_f)\frac{\sigma_c}{\sigma_o}$$

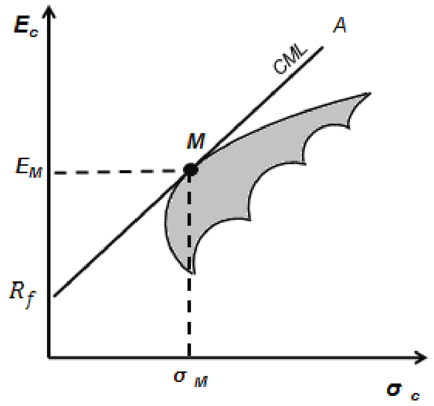
que es la ecuación de la recta $\overline{R_f\,A}$ representada en la figura 5. Recta definida por los puntos rentabilidad esperada-riesgo $(R_f, 0)$ y (E_o, σ_o).

Si los inversores actúan como Markowitz propone, todos los inversores elegirán como activo con riesgo para mezclar en su cartera con el libre de riesgo una cartera de la curva de carteras eficientes. Las posibles carteras que pueden formar con f y una cartera eficiente c de Markowitz se sitúan gráficamente en un entorno media-desviación típica en la recta que una ambos puntos $(R_f, 0)$ y (E_c, σ_c). De todas las rectas que puedan trazarse desde $(R_f, 0)$ a cualquiera de las carteras de la curva eficiente, la dominante y, por tanto, *mejor* desde el punto de vista rentabilidad-riesgo es aquella que pasa por (E_o, σ_o); esto es, la tangente a la curva, pues sus puntos representan carteras que, para cada nivel posible de riesgo, ofrecen la máxima rentabilidad alcanzable. Al mismo tiempo, también son combinaciones rentabilidad-riesgo mejores que las de la curva eficiente de Markowitz, lo que explica que la recta en cuestión constituya la nueva frontera eficiente.

Por tanto, todos los inversores considerarán óptima la cartera O[13], formada por títulos individuales con riesgo, para combinarla con el activo sin riesgo. Según Tobin (1958), dicha cartera no depende de la actitud ante el riesgo de los distintos inversores individuales, sino que es la misma para todos. Sin embargo, cada uno la integrará en su propia cartera en distinta proporción, dependiendo del nivel de riesgo que esté dispuesto a asumir, de tal modo que la cartera óptima de cada inversor podrá ser cualquiera de las representadas en la recta $\overline{R_f\,A}$. Las más próximas al punto $(R_f, 0)$ tendrán mayor proporción del activo libre de riesgo que de la cartera O, mientras que las proporciones serán las contrarias en el caso de las más próximas al punto (E_o, σ_o). Las situadas a la derecha de este último punto supondrán inversión exclusivamente en la cartera O en cantidad superior al presupuesto del inversor, quien se endeudará pidiendo prestado sin riesgo y pagando por el préstamo un interés R_f .Por consiguiente, al contemplar el mercado de capitales en su conjunto y no tan sólo el comportamiento de un inversor individual (como se hace en la teoría de carteras), la cartera con riesgo *O* se convierte en la *cartera de mercado M*, que ha de contener todos los títulos con riesgo del mercado, pues los inversores solo invierten en ella y en el activo libre de riesgo. Así considerada, la recta $\overline{R_f\,A}$ representa la situación de equilibrio en el mercado para las carteras eficientes (figura 6) y se denomina "Línea del Mercado de Capitales" o *CML* (*Capital Market Line*).

[13] Se está suponiendo que todos los inversores tienen información perfecta sobre el mercado.

Figura 6. *Línea del Mercado de Capitales o CML*



La ecuación que define la CML viene dada por la expresión vista anteriormente para E_c, sustituyendo O por M:

$$E_c = R_f + \frac{E_M - R_f}{\sigma_M}\sigma_c \qquad (1.20)$$

en donde:

E_M = Rentabilidad del mercado esperada

E_c = Rentabilidad esperada de una cartera eficiente

R_f = Rentabilidad del título libre de riesgo

σ_M = Desviación típica de la rentabilidad del mercado

σ_c = Desviación típica de la rentabilidad de la cartera eficiente

$\frac{E_M - R_f}{\sigma_M}$ = Prima de riesgo de mercado unitaria

La CML expresa que la rentabilidad que cabe esperar para una cartera eficiente con riesgo es equivalente a la que se obtendría invirtiendo sin asumir riesgo más una prima por el riesgo que implica la inversión en ella.

1.3.2 La línea del mercado de títulos o SML

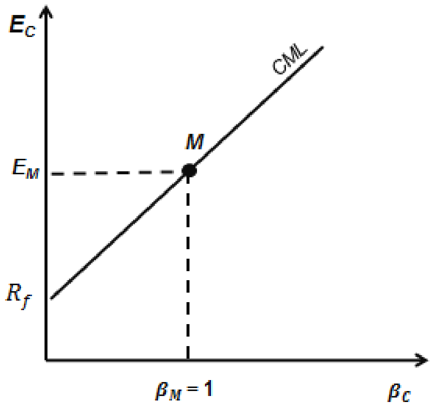
Según la CML, la rentabilidad esperada de una cartera eficiente es igual a la suma de la rentabilidad del activo sin riesgo R_f y una prima del mercado $\frac{E_M - R_f}{\sigma_M}$ por cada unidad de riesgo, este último medido por σ_c. Las carteras eficientes son carteras de varianza mínima para su nivel de rentabilidad y, además, están completamente diversificadas, pues se componen de la cartera de mercado, que contiene todos los títulos de este.

Como se ha demostrado en un apartado anterior, una eficiente diversificación puede anular por completo el riesgo específico de una cartera. En este caso, todo el riesgo de la cartera se limita al sistemático, de modo que

$$\sigma_c^2 = \beta_c^2 \sigma_M^2 \quad \text{y} \quad \beta_c = \frac{\sigma_c}{\sigma_M}$$

Es por ello que, en lo que se refiere a las carteras eficientes, la relación rentabilidad–riesgo en una situación de equilibrio del mercado puede expresarse gráficamente del siguiente modo (figura 7):

Figura 7. *Línea del Mercado de Capitales o CML expresada en términos de beta.*



La ecuación que define esta nueva forma de representar la *CML* viene dada por:

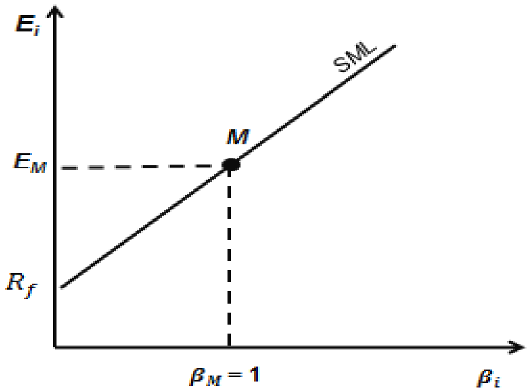
$$E_c = R_f + (E_M - R_f)\beta_c \qquad (1.21)$$

La relación (1.21) se refiere únicamente a carteras eficientes, por lo tanto, no ofrece información sobre aquellos títulos individuales que no se sitúen en la *CML.* Sin embargo, en un mercado en equilibrio, ningún activo puede ser estudiado aisladamente cuando es apto para ser combinado con otro. Por consiguiente, dado que el riesgo específico desaparece con la diversificación, el riesgo a tener en cuenta para seleccionar títulos individuales es el riesgo sistemático o de mercado, que no se puede evitar. Cuanto más elevado sea el riesgo sistemático de un título, mayor rentabilidad exigirán los inversores para adquirirlo. En este caso, la propia dinámica del mercado (básicamente el arbitraje) conducirá a una situación de equilibrio en la que el exceso de rendimiento E_i sobre el rendimiento del activo libre de riesgo R_f por unidad de riesgo sistemático β_i , sea igual para todos los títulos e igual a su vez a la prima de riesgo del mercado $(E_M - R_f)$. Es decir:

$$E_i = R_f + (E_M - R_f)\beta_i \qquad (1.22)$$

Si se expresa gráficamente la fórmula (1.22) se obtendría la figura 8.

Figura 8. *Línea del Mercado de Títulos o SML*



En la figura anterior, la recta $\overline{R_f M}$, que expresa la condición teórica de equilibrio entre rentabilidad esperada y riesgo para cualquier título individual, se denomina "línea del mercado de títulos" o *SML (Security Market Line)*.

La *SML* fue desarrollada por Sharpe en 1964 y se puede decir que es la expresión matemática del modelo CAPM. De hecho, cabe destacar que la *CML* es un caso particular de la *SML*[14]*.* Mientras que la *CML* se refiere únicamente a carteras eficientes, la *SML* representa la relación teórica de equilibrio entre rendimiento esperado y riesgo para todo tipo de activos con riesgo, sean estos títulos individuales o carteras, eficientes o ineficientes. Por lo tanto, en una situación de equilibrio del mercado, "las combinaciones "rendimiento-riesgo" correspondientes a los diferentes activos individuales se situarán sobre la *SML* y fuera de la *CML"* (Suárez, 2005; p.520).

A continuación y a modo de síntesis se presenta la tabla 1 que resume las principales características de las dos líneas explicadas. Cabe destacar que, como es habitual en la práctica, en ella se denomina volatilidad a la medida de riesgo total: la desviación típica, o su cuadrado, la varianza.

Tabla 1. *Principales características de la CML y la SML*

	CML	**SML**
1. Modelo que parte	Tobin- Markowitz	CAPM
2. Tipo de relación	Rentabilidad-volatilidad	Rentabilidad-beta
3. Medida de Riesgo	Volatilidad (σ)	Beta (β)
4. Prima de riesgo del mercado	$E(R_M) - R_f$	$E(R_M) - R_f$
5. Prima de riesgo de la cartera	$\frac{\sigma_c}{\sigma_M}\left[E(R_M) - R_f\right]$	$\beta_i \left[E(R_M) - R_f\right]$
6. Obtención de la cartera del mercado	Frontera eficiente(cartera tangente a la recta)	Frontera eficiente(cartera tangente a la recta)

Fuente: Elaboración propia a partir de Brun y Moreno (2008; p.89).

1.3.3 *Capital Asset Pricing Model* (CAPM)

Como ya se señaló, el modelo CAPM, junto al modelo APT *(Arbitrage Pricing Theory)*, constituye la base de la teoría del mercado de capitales. "Gracias a este modelo se puede determinar qué rentabilidad se espera de un activo en función del riesgo al que se enfrenta su poseedor" (Brun y Moreno, 2008; p.81). A partir de dicha rentabilidad, dada por la SML, es posible estimar el precio adecuado para el activo en función de su riesgo, lo que hace del CAPM una de las herramientas más utilizadas para la valoración de activos en el área financiera. De ahí su nombre: Modelo de Valoración de Activos de Capital.

[14] La diferencia entre la beta de la CML y SML es solo aparente, porque en el caso de una cartera eficiente el coeficiente de correlación lineal entre la rentabilidad de esta y la del mercado es 1.

La deducción de la SML se podría hacer de un modo alternativo al visto. Como ya se expuso en el apartado 1.2.2.1, según el modelo de Sharpe, la rentabilidad esperada de un título viene dada por la expresión (1.13):

$$E[R_i] = E_i = \alpha_i + \beta_i E[M]$$

siendo α_i la rentabilidad mínima que se le exige al título *i.*

De la expresión (1.13) se puede deducir que:

Puesto que el coeficiente beta de un activo libre de riesgo es igual a cero, la rentabilidad esperada para el activo libre de riesgo es

$$R_f = E_i = \alpha_i + \beta_i E[M] = \alpha_i$$

El coeficiente beta de una cartera de mercado es igual a uno. Por lo tanto,

$$E[R_M] = \alpha_i + \beta_i E[M] = \alpha_i + E[M]$$

Téngase en cuenta que $E[R_M]$ = $E[M]$. Entonces, el coeficiente α_i ha de ser igual a cero. Por consiguiente, no coincide necesariamente con la rentabilidad del activo libre de riesgo; es decir, α_i puede tomar diferentes valores en función de beta. De forma general, se cumple que:

$$\alpha_i = R_f\,(1 - \beta_i) \qquad (1.23)$$

Si se sustituye la expresión (1.23) en la fórmula (1.13) se obtendría la rentabilidad esperada de un título, es decir, la relación expresada por el modelo CAPM:

$$E(R_i) = R_f + \left[E(R_M) - R_f\right]\beta_i \qquad (1.24)$$

la cual, con ligeros cambios en la notación, coincide con la expresión (1.22) anteriormente vista de la SML. En definitiva, el modelo propone que la rentabilidad que se puede esperar de un activo con riesgo es como mínimo la libre de riesgo, incrementada en una prima por el riesgo inevitable que es el sistemático. Tal prima viene dada por el producto de la prima de riesgo del mercado$\left[E(R_M) - R_f\right]$ y la beta del activo, que mide dicho riesgo sistemático.

Como se mencionó antes, la aplicación más obvia de este modelo en la práctica financiera es la valoración de activos con riesgo, tal como el propio nombre del modelo sugiere; lo que permite obtener valores teóricos de las acciones para la toma de decisiones de inversión en ellas. También suele ser utilizado en el cálculo del coste del capital propio de las empresas, por cuanto se identifica perfectamente con la rentabilidad mínima que los inversores deben exigir para no desinvertir. Por último, se aplica en el ámbito de la evaluación de la gestión profesional de las carteras, al sentar las bases para las llamadas medidas de *performance*, objeto de este trabajo y que se expondrán en el siguiente epígrafe.

1.4 La medida de la *performance* de las carteras

Puede comprenderse, siguiendo la teoría de carteras y la teoría de mercados de capitales, que la rentabilidad obtenida por una cartera no resulta relevante si no es analizado a su vez el riesgo asociado a dicha cartera; es decir, "en un mercado en equilibrio existe un *trade-off* entre rendimiento y riesgo" (Suárez, 2005; p.531). Es por ello que se requiere de medidas o indicadores que relacionen la rentabilidad obtenida por una cartera con el riesgo asociado a la misma y que permitan establecer una correcta evaluación y comparación de los resultados de su gestión o *performance*. Existen diversos índices o medidas de *performance* cuya evolución ha sido paralela a la de la teoría de mercados de capitales relacionada con el CAPM. Entre los más conocidos y utilizados se encuentran el Ratio de Sharpe, el Índice de Treynor y el Alfa de Jensen. A lo largo del presente epígrafe se desarrollarán cada uno de ellos, así como otros menos utilizados a nivel práctico, pero que también tienen su base en la teoría aquí revisada.

Antes de seguir adelante es importante destacar que la revisión de medidas de *performance* que se lleva a cabo en este trabajo no ha pretendido ser totalmente exhaustiva, por entender que ello trascendería el nivel académico de grado, aunque sí lo suficiente como para recoger un abanico bastante completo de medidas interesantes y cuando menos potencialmente aplicables en la práctica financiera.

1.4.1 Ratio de Sharpe

Una de las primeras y más conocidas medidas de *performance* la constituye el ratio de Sharpe, presentado en un trabajo de este autor del año 1966. En él, el autor efectuó el cálculo de la media y la desviación típica de las rentabilidades anuales de 34 fondos de inversión americanos para un periodo de 9 años. Partiendo de las rentabilidades anuales medias (E_c) de dichos fondos, dedujo el interés libre de riesgo (R_f) referido a la década en la que realizó el estudio, obteniendo así la prima de riesgo obtenida por cada fondo. Después dividió esta diferencia por el riesgo soportado por el fondo, medido por la desviación típica de su rentabilidad (σ_c), o lo que es lo mismo:

$$S_c = \frac{E_c - R_f}{\sigma_c} \qquad (1.25)$$

Siendo el ratio o índice de Sharpe, precisamente, el valor numérico que tome S_c . Dicho valor se interpreta como "la prima de riesgo obtenida por cada unidad de riesgo soportado por el fondo" (Suárez, 2005; p.534). En otras palabras, este índice mide "el exceso de rendimiento de los títulos con riesgo por unidad de riesgo" (Soldevilla, 1999; p.276) y proporciona el grado de deseabilidad del fondo por parte de los inversores.

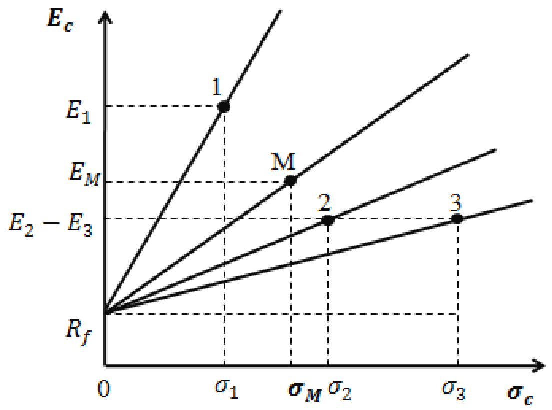
Como se desarrolló anteriormente, la *CML*, cuya fórmula de define en la expresión (1.20), se establece mediante la combinación de la esperanza matemática de la rentabilidad de la cartera del mercado M con el título libre de riesgo de rentabilidad R_f . "Una línea similar puede formarse mezclando títulos con riesgo (por ejemplo, la cartera de un fondo de inversión de renta variable) y títulos sin riesgo" (Soldevilla, 1999; p.275). Si se supone que E_i y σ_i son la rentabilidad esperada y la desviación típica de la rentabilidad de un fondo de inversión y E_d y σ_d son todas las combinaciones que se pueden lograr del tipo rentabilidad media-desviación típica con diversas combinaciones del activo libre de riesgo y el activo arriesgado i, se obtendría la siguiente expresión, similar a la de la CML:

$$E_d = R_f + \frac{E_i - R_f}{\sigma_i}\sigma_d$$

Así, cuanto más pronunciada sea la pendiente de la recta, $\frac{E_i - R_f}{\sigma_i}$, será más deseable el fondo. Por lo tanto, el ratio de Sharpe se puede comparar con la pendiente de la *CML.*

El ratio de Sharpe es una medida de *performance* que permite comparar los resultados obtenidos por gestoras de distintas carteras y ordenar los mismos de mayor a menor preferencia. Por ejemplo, si se calcula el valor de S_c para un conjunto de carteras (1, 2, 3) y para la cartera de mercado (*M*), aproximada esta mediante un índice bursátil, se obtendría la representación gráfica[15] que se muestra a continuación en la figura 9.

Figura 9. *Ratio de Sharpe*



en donde los índices de las carteras 1, 2, 3 y M serían, respectivamente,

$$S_1 = \frac{E_1 - R_f}{\sigma_1}, \quad S_M = \frac{E_M - R_f}{\sigma_M}, \quad S_2 = \frac{E_2 - R_f}{\sigma_2} \ \text{ y } \ S_3 = \frac{E_3 - R_f}{\sigma_3}$$

Según el grado de preferencia, estas carteras se ordenarían de mayor a menor de la siguiente forma: 1, M, 2 y 3; debido a que $S_1 > S_M > S_2 > S_3$. Por lo tanto, según los

[15] Nótese que la recta que pasa por M se corresponde con la *CML*. El ratio de Sharpe para cada cartera sería la pendiente de la recta que resulta en cada caso al unir el punto que representa la cartera con el indicativo del activo libre de riesgo.

resultados anteriores, se tendrán como conclusiones, que la cartera 1 ha batido al mercado (lo ha hecho mejor de lo que se esperaba de ella), mientras que las carteras 2 y 3 no lo han batido (lo han hecho peor de lo que se esperaba de ellas).

El ratio de Sharpe, además de permitir el desarrollo de una comparación entre los resultados obtenidos por las gestoras de las carteras 1, 2 y 3, ofrece la posibilidad de juzgar el trabajo de los gestores de las carteras 2 y 3, cuyos resultados han sido inferiores a los de la cartera de referencia; es decir, a los que podrían haber obtenido replicando el índice de referencia y combinándolo con el activo sin riesgo.

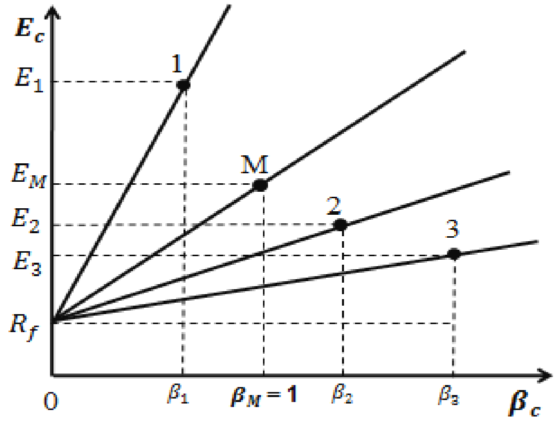
1.4.2 Ratio de Treynor

El índice de Treynor (1965) expresa la prima de riesgo por unidad de riesgo sistemático de una cartera. Teniendo en cuenta que la prima de riesgo es la diferencia entre la rentabilidad anual media de cada cartera y el interés libre de riesgo $(E_c - R_f)$, que el riesgo sistemático de una cartera se define como $\beta_c^2\sigma_M^2$, y que el valor de σ_M no depende de la composición de la cartera, el índice de Treynor queda definido como:

$$T_c = \frac{E_c - R_f}{\beta_c} \qquad (1.26)$$

El índice de Treynor es también conocido como ratio premio/volatilidad, “porque representa el premio que por término medio ha pagado la cartera por cada unidad de volatilidad” (Suárez, 2005; p.536), entendiendo volatilidad en este contexto como coeficiente de volatilidad o beta. Por lo tanto, la gestión de una cartera será tanto mejor cuanto mayor sea el índice de Treynor, es decir, cuanto mayor sea el premio que la cartera ofrece por cada unidad de riesgo sistemático. A diferencia del ratio de Sharpe, cuya fundamentación teórica de referencia es la *CML*, el índice de Treynor parte de la *SML*, que es la relación fundamental del CAPM. Según el modelo CAPM, en un mercado en equilibrio, el riesgo específico de una cartera puede verse anulado por la diversificación; por lo tanto, la cartera únicamente debería mantener su riesgo sistemático. Es por ello que el índice de Treynor no sólo permite ordenar o jerarquizar el grado de preferencia de los activos financieros, sino que, ofrece también la posibilidad de comparar la performance de los mismos con el mercado, tal como se recoge en la figura 10.

Figura 10. *Índice de Treynor*



Los índices de Treynor correspondientes a las carteras 1, M, 2, y 3 definidos en la figura 10, estarán dados por las pendientes de las rectas 1, M, 2 y 3, respectivamente, cuya ordenada en el origen es la rentabilidad esperada del título libre de riesgo R_f, es decir:

$$T_1 = \frac{E_1 - R_f}{\beta_1}, \quad T_M = \frac{E_M - R_f}{\beta_M}, \quad T_2 = \frac{E_2 - R_f}{\beta_2} \text{ y } T_3 = \frac{E_3 - R_f}{\beta_3}$$

Si se ordenan por preferencias estas carteras, quedaría:

$$T_1 > T_M > T_2 > T_3$$

Nótese que la cartera 1 ha batido al mercado. Sin embargo, el resto de las carteras han sido batidas por el mismo, es decir, las gestoras de estas carteras no han sido capaces de seleccionar los activos que les proporcionasen una prima media por unidad de riesgo superior a la ofrecida por el mercado, y por lo tanto, su gestión ha sido ineficiente.

1.4.3 Alfa de Jensen

Las medidas de *performance* pretenden comparar los rendimientos obtenidos por las carteras gestionadas por una entidad experta con las rentabilidades que se hubieran alcanzado si los inversores hubiesen colocado el mismo presupuesto en una combinación de la cartera de mercado y en un título libre de riesgo de rentabilidad R_f.

Como se ha explicado en apartados anteriores, en un mercado en equilibrio se paga únicamente el riesgo sistemático o de mercado de los activos, situándose las combinaciones de rentabilidad-riesgo de mercado de todos ellos sobre la *SML*, es decir, sobre la recta de la ecuación (1.22):

$$E_i = R_f + (E_M - R_f)\beta_i$$

Si se analizan las combinaciones rentabilidad-riesgo de mercado de los activos, todos aquellos que se encuentren por encima de la *SML* habrán batido al mercado. Obviamente, cuanto más alejado esté un determinado activo de la recta, mayor será el grado de deseabilidad por parte de los inversores. Si se supone una cartera *c* con una rentabilidad media lograda E'_c, superior a la rentabilidad media esperada E_c en una cantidad α_c, tomándose como referencia la ecuación de la recta (1.22) se obtendrá una recta paralela definida por:

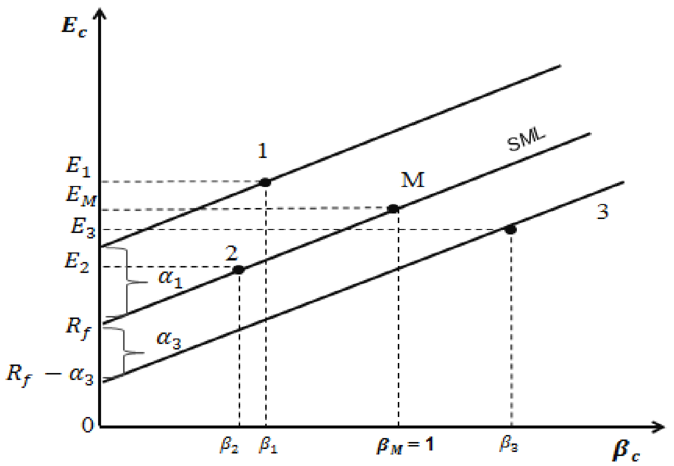
$$E'_c = R_f + \beta_c(E_M - R_f) + \alpha_c \qquad (1.27)$$

en donde el alfa de Jensen se expresaría como:

$$\alpha_c = E'_c - E_c = E'_c - [R_f + \beta_c(E_M - R_f)] \qquad (1.28)$$

A partir de este índice, denominado por Sharpe "rentabilidad diferencial", Jensen (1968, 1969) efectúa una clasificación de los activos en tres categorías: inferiores, neutros o superiores, en dependencia del valor tomado por α_i. Por ejemplo, se tienen las carteras 1, 2, M, y 3 representadas gráficamente en la figura 11.

Figura 11. *Alfa de Jensen*



Se puede clasificar al activo 1 como superior, pues $\alpha_1 > 0$, mientras que el activo 3 sería inferior, ya que su rentabilidad media E_3 es inferior a la de los activos de igual beta que 3 situados sobre la *SML.* El activo 2, al situarse su combinación rentabilidad - riesgo sistemático sobre la propia *SML*, sería clasificado como neutro. Es necesario destacar que el valor que tome el alfa de Jensen también ofrece una medida sobre la eficiencia en la gestión por parte de las gestoras. Así, una alfa de Jensen positiva representará que la actuación del gestor ha sido la correcta, obteniendo rentabilidades que baten al mercado; sin embargo, un índice negativo es indicador de una incorrecta gestión.

1.4.4 Comparación con un índice de referencia: *benchmark*

"El *benchmark* es un índice, título o cartera utilizado para el análisis de la evolución de un mercado y que también sirve para medir los resultados obtenidos por carteras o títulos similares. Por tanto, el *benchmark* es considerado como un elemento base para la comparación de resultados" (Brun y Moreno, 2008; p.153).

La característica fundamental del *benchmark* es que permite comparar los resultados obtenidos en una cartera, así como establecer los objetivos de la misma, considerado una cartera alternativa de referencia.

Para que un *benchmark* esté adecuadamente escogido debe cumplir, entre otros, los siguientes requisitos:

- Deben obtenerse datos diarios: las cotizaciones de los activos se realizan diariamente, por lo tanto, los datos de la referencia también deben ser diarios.
- Máxima similitud con la cartera: para que los resultados puedan ser comparables, los activos que componen la cartera deben ser lo más parecidos posible a los que componen la cartera de referencia.

A continuación se recogen otras medidas de performance, alternativas a las tres clásicas ya expuestas, en las cuales la existencia de un *benchmark* es fundamental. Como es fácil deducir, en las medidas clásicas el *benchmark* debería ser una aproximación de la cartera de mercado.

1.4.5 *Tracking error*

El *tracking error* o error de seguimiento es una medida que evalúa la desviación de la rentabilidad de una determinada cartera respecto a su *benchmark* de referencia. Para calcular este ratio, primeramente se obtiene la diferencia entre la rentabilidad de la cartera (R_c) a evaluar y la rentabilidad del *benchmark* de referencia (R_M) para cada uno de los períodos. A dicha diferencia se le denomina "exceso de rentabilidad" (ER), y se deduce como:

$$ER = R_c - R_M$$

Al ser el *tracking error* un ratio que mide la volatilidad de la diferencia anterior, su expresión es la siguiente:

$$TE = \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^{T}(ER_i - \overline{ER})^2}{T}}$$

donde:

$TE =$ *Tracking error* o error de seguimiento

$T =$ Número de períodos

$ER_i =$ Exceso de rentabilidad para un periodo i

$\overline{ER} =$ Valor medio del exceso de rentabilidad

Un mayor *tracking error* viene dado por una mayor diferencia entre la rentabilidad de la cartera y la del *benchmark*. Esto puede llevar a pensar que el gestor ha obtenido una rentabilidad mucho mayor que la del *benchmark* porque tal diferencia es grande, “pero esta ratio no ofrece información sobre si la diferencia es positiva o negativa. Por tanto, el tracking error solo indica que ha obtenido resultados muy diferentes del benchmark, pero no indica si han sido mejores o peores” (García, 2013; p.443).

1.4.6 Ratio de información

La ratio de información, propuesta por Treynor y Black (1973), es una medida que evalúa la *performance* de un activo gestionado según el comportamiento de un *benchmark* o cartera de referencia. Este índice se basa en el *tracking error* y, a diferencia del mismo, informa si el gestor obtuvo mejores o peores resultados que el *benchmark*. Se obtiene del cociente entre el exceso de rentabilidad media ($\overline{ER}$) y el Tracking Error (TE), es decir:

$$RI = \frac{\overline{ER}}{TE}$$

Donde, *RI* sería precisamente el ratio de información.

“Cuanto mayor sea el ratio de información de una cartera, mayor será el excedente de rentabilidad que se obtiene por cada punto de desviación típica con respecto a la cartera de referencia y, por tanto, mayor será también su performance” (García, 2013; p.444).

A pesar de que el cociente de información no tiene en cuenta el riesgo de la cartera que se evalúa, es capaz de medir correctamente el valor añadido por el gestor, al estimar el exceso de rentabilidad. Además, no presupone el cumplimiento de ningún modelo específico de equilibrio del mercado de capitales.

1.4.7 El Rendimiento Ajustado al Riesgo (*Risk Adjusted Performance, RAP)*

La ratio de Sharpe es, sin lugar a dudas, una de las herramientas más utilizadas para evaluar la rentabilidad ajustada al riesgo de las carteras. Sin embargo, presenta un inconveniente que comparte también el índice de Treynor: la cifra que proporciona es difícil de interpretar intuitivamente. Esta dificultad se debe a lo complicado que resulta analizar la diferencia existente entre ratios de Sharpe de distintas carteras, principalmente por la diferencia en las volatilidades.

Para solucionar este problema, Modigliani y Modigliani (1997) desarrollaron una variante de la ratio de Sharpe conocida como el Rendimiento Ajustado al Riesgo o M^2. Siendo 1 y 2 distintas carteras, el M^2 se calcularía como:

$$M^2 = S_1\sigma_2 - S_2\sigma_2 = (S_1 - S_2)\sigma_2$$

donde:

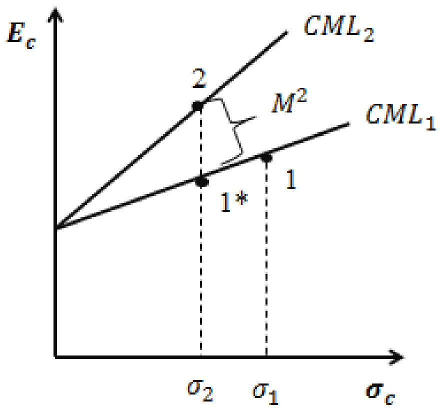
S_1 = Ratio de Sharpe de la cartera 1

S_2 = Ratio de Sharpe de la cartera 2

σ_2 = Desviación típica de la rentabilidad de la cartera 2

El valor de M^2 constituye la diferencia de la rentabilidad de la cartera 1 con respecto a la rentabilidad de la cartera 2, de haber tenido la cartera 1 la misma volatilidad que la 2, como se observa en la figura 12.

Figura 12. *M*^{2}



EL M^2 es un índice de fácil interpretación y de gran utilidad cuando se desea establecer una comparación de diferentes carteras o evaluar el comportamiento de un gestor respecto a sus competidores y a su *benchmark* de referencia.

1.4.8 T^2

Manteniendo un planteamiento similar al M^2 y basándose en el índice de Treynor, se puede obtener el T^2 para las carteras 1 y 2 de la siguiente forma:

$$T^2 = T_1\beta_2 - T_2\beta_2 = (T_1 - T_2)\beta_2$$

donde:

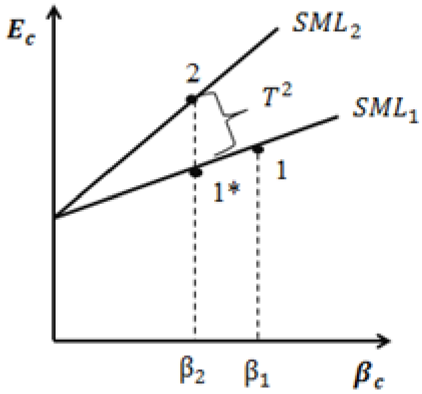
T_1 = Ratio de Treynor de la cartera 1

T_2 = Ratio de Treynor de la cartera 2

β_2 = Coeficiente beta de la cartera 2

El valor de este índice expresa la rentabilidad extra que hubiera logrado un gestor de haber tenido el mismo riesgo sistemático que otra cartera o índice (Brun y Moreno, 2008; p.151). Dicho valor se muestra en la figura 13.

Figura 13. T^2



Al igual que el M^2, la ratio T^2 permite efectuar una valoración de las diferencias que pueden existir entre varias carteras. Por lo tanto, esta ratio deberá ser positiva, y cuanto mayor sea su valor, mejor gestionada estará la cartera 1.

1.4.9 Medidas de *performance* alternativas a las tradicionales

En los estudios de Ferruz y Sarto (1993) y Sarto (1995) queda reflejado el hecho de que los índices tradicionales de *performance* propuestos por Sharpe, Treynor y Jensen presentan inconsistencias en determinadas circunstancias, sobre todo al utilizarlos para formar rankings de gestión que sean coherentes con el sentido rentabilidad-riesgo establecido por Markowitz. En respuesta a estas inconsistencias ambos presentan medidas alternativas a las tradicionales.

Según Ferruz y Sarto (1993) y Sarto (1995), para un correcto funcionamiento de la ratio de Sharpe, se requiere que la prima absoluta de rentabilidad ofrecida por dicho índice (numerador del índice) sea positiva, puesto que, de producirse un 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" (Ferruz y Sarto, 1997a; p.42). Algo similar ocurre con el índice de Treynor, en el cual, además, Sarto (1995) resalta la posibilidad de inconsistencias cuando el parámetro β de la cartera toma valores negativos. De hecho, en un estudio posterior, Ferruz y Sarto (1996) concluyen que, en escenarios de betas negativas, este índice de *performance* no debería ser aplicado. Por su parte, el alfa de Jensen también presenta incoherencias que es necesario destacar. En este caso, cuando la rentabilidad que ofrece el mercado sobre el activo libre de riesgo es negativa, ante un incremento del nivel de riesgo de la cartera aumenta el valor del índice, y por lo tanto, la *performance* de la cartera será mejor, lo cual vuelve a carecer de sentido según lo establecido por Markowitz[16]. "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 deriven de ellas incorporan incoherencias" (Ferruz y Sarto, 1997a; p.44).

Es por ello que a continuación se presentan una serie de medidas alternativas a las tradicionales expuestas por Sharpe, Treynor y Jensen, cuya principal finalidad es garantizar su aplicabilidad, tanto si ocurren los escenarios anómalos explicados anteriormente como si no. Tales medidas son propuestas por Ferruz y Sarto como medidas de coherencia absoluta[17]. Estos índices alternativos se basan en primas de riesgo de las carteras y del mercado relativas y no absolutas (como ocurría en las medidas tradicionales) con el objetivo de que no tomen valores negativos cuando la rentabilidad media del activo sin riesgo supere a los rendimientos alcanzados por las carteras o por el mercado. De este modo, las expresiones de las medidas alternativas serían:

$$S_c{}^* = \frac{E_c/R_f}{\sigma_c} \qquad T_c{}^* = \frac{E_c/R_f}{\beta_c} \qquad \alpha_c{}^* = \frac{E_c}{R_f} - \frac{E_M}{R_f} * \beta_c$$

Para comprobar la correcta funcionalidad de estas nuevas medidas, se pueden analizar sus derivadas parciales con respecto a los dos parámetros más relevantes en el estudio: la rentabilidad media y el riesgo. Para ello se ha de tener en cuenta que los índices de *performance* deben crecer ante incrementos de rentabilidad y disminuir ante incrementos de riesgo. Las mencionadas derivadas parciales en el caso de la medida alternativa a la ratio de Sharpe serían:

$$\frac{\delta S_c{}^*}{\delta E_c} = \frac{1}{R_f\ \sigma_c} > 0 \qquad \frac{\delta S_c{}^*}{\delta \sigma_c} = -\frac{E_c/R_f}{\sigma_c{}^2} < 0$$

Como se puede observar en las expresiones anteriores, las derivadas parciales toman los signos que cabía esperar, asumiendo que es posible conseguir una rentabilidad libre de riesgo positiva: positivo respecto a la rentabilidad y negativo respecto al riesgo; aunque este último podría ser positivo y, por tanto, conducir a una inconsistencia en el ranking, en caso de rentabilidad media de la cartera negativa.

Para la medida alternativa al índice de Treynor las derivadas serían:

$$\frac{\delta T_c{}^*}{\delta E_c} = \frac{1}{R_f\ \beta_c} \qquad \frac{\delta T_c{}^*}{\delta \beta_c} = -\frac{E_c/R_f}{\beta_c^2}$$

[16] Por otro lado, tal y como recogen Rayo y Palacios (1996), los índices de performance basados en las relaciones media-varianza y media-beta, como es el caso, no funcionan adecuadamente cuando intentan evaluar la gestión de aquellas carteras que incluyen activos financieros derivados, pues provocan evoluciones asimétricas que no son contempladas correctamente en este tipo de medidas.

[17] Estos autores proponen también otras medidas de coherencia relativa que no se desarrollarán aquí, sustituyendo las primas de rentabilidad por pérdidas de rentabilidad.

Verificándose:

$$\frac{\delta T_c^*}{\delta E_c} > 0 \quad Si\ \beta_c > 0 \qquad\qquad \frac{\delta T_c^*}{\delta \beta_c} < 0 \quad Si\ E_c > 0$$

En estas condiciones, Ferruz y Sarto (1997b; p. 572) concluyen que “la medida propuesta T_c^* es de coherencia absoluta” por considerar muy improbables las condiciones que darían lugar a alteraciones en el signo de las derivadas.

Por su parte, las derivadas parciales de la medida alternativa al alfa de Jensen serían:

$$\frac{\delta \alpha_c^*}{\delta E_c} = \frac{1}{R_f} \qquad \frac{\delta \alpha_c^*}{\delta \beta_c} = -\frac{E_M}{R_f}$$

donde:

$$\frac{\delta \alpha_c^*}{\delta E_c} > 0 \qquad\qquad \frac{\delta \alpha_c^*}{\delta \beta_c} < 0 \quad Si\ E_M > 0$$

Asumiendo una vez más que es posible conseguir siempre una rentabilidad sin riesgo positiva, si la rentabilidad media del mercado también lo es –lo cual es más probable cuanto mayor sea el período de análisis-, la validez de esta medida se generaliza; por lo tanto, los autores concluyen que esta alternativa al alfa de Jensen es también de coherencia absoluta.

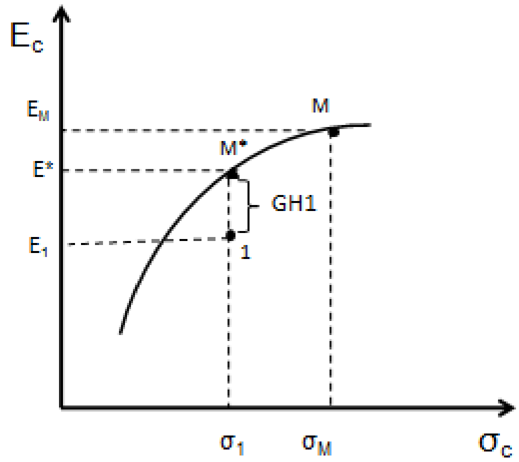
1.4.10 Medidas de *performance* alternativas al M^2

La ratio M^2, a pesar de ofrecer la posibilidad de interpretar económicamente su valor, presenta algunos inconvenientes de gran importancia. Especialmente, supone que la rentabilidad del activo sin riesgo tiene varianza nula y covarianza también nula con cualquier otro activo; algo que solo es asumible si la fecha de maduración del activo sin riesgo y la de valoración de los resultados son iguales. Según Graham y Harvey (1997), si no se da esa circunstancia, los resultados obtenidos con la M^2 presentarían un sesgo. Algo que se corregiría teniendo en cuenta la curvatura de la frontera eficiente. Para dar solución a este problema estos autores desarrollaron los métodos GH1 y GH2.

El GH1 facilita la medición del exceso de rentabilidad que puede tener una determinada cartera respecto a su índice de referencia, y tiene como idea fundamental la de establecer una igualdad entre los grados de volatilidad de dos inversiones, con el fin de poder compararlas. En otras palabras, el método consiste en elevar o disminuir el nivel de riesgo de la cartera de mercado hasta alcanzar el nivel de riesgo de la cartera a evaluar. “Así, siguiendo un procedimiento de ajuste por apalancamiento similar al empleado en el cálculo de la M^2, si la volatilidad del fondo de inversión es mayor que la del *benchmark*, será necesario un proceso de apalancamiento sobre dicho benchmark hasta que su varianza sea igual a la del fondo de inversión cuyos resultados se desean medir. Por el contrario, si la volatilidad del fondo de inversión es menor que la de su referencia, se supondrá que se invierte sólo una parte del presupuesto en el *benchmark*, y el resto en el activo libre de riesgo, al objeto de reducir el riesgo del *benchmark* hasta el nivel deseado. Como resultado de este proceso, obtenemos una medida del exceso/defecto de rendimientos, ajustados al riesgo" (Moreno y Olmeda, 2003; p. 62).

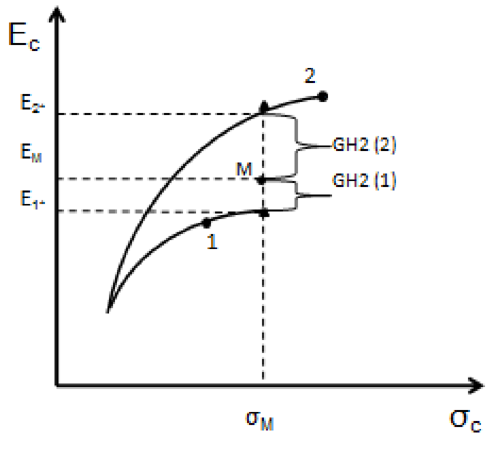
Siguiendo el procedimiento planteado anteriormente, para una cartera de inversión 1 y y una cartera de mercado M como se muestran en la figura 14, se calcularía la divergencia existente entre la rentabilidad obtenida por la cartera 1 y la rentabilidad que podría alcanzar la cartera de mercado M para un nivel de riesgo igual al de la cartera 1.

Figura 14. *GH1*



Este método no permite efectuar una comparación de los resultados obtenidos por carteras distintas, sin embargo el método GH2 sí. A diferencia del GH1, el procedimiento del GH2 consiste en elevar o reducir la volatilidad de las carteras a estudiar hasta que coincidan con la volatilidad de la cartera de referencia. Al alcanzar todas el mismo nivel de riesgo será posible comparar dichas carteras y elaborar rankings. En la figura 15 se demuestra lo planteado anteriormente para las carteras 1 y 2 que tienen como referencia la cartera de mercado M. Como se observa en la figura, el GH2(2) es mayor que el GH2(1); es decir, los resultados ajustados al riesgo del mercado alcanzados por la cartera 2 son mejores.

Figura 15. *GH2*



2. Estudio empírico

2.1 Objetivos

El presente trabajo empírico tiene por objeto el estudio de la evaluación de la gestión de las carteras de inversión. Tal estudio se ha orientado de modo que permita alcanzar tres objetivos concretos. En primer lugar, se persigue llevar a cabo una aplicación práctica de las medidas de evaluación tradicionales y de algunas de las medidas alternativas desarrolladas con posterioridad y menos empleadas, en la que se aprecien las diferencias o similitudes entre los resultados ofrecidos por unas y otras y se destaquen las ventajas e inconvenientes de cada una de ellas. En segundo lugar, se busca efectuar un análisis de la bondad de la gestión de los fondos de inversión en España con una muestra de los comercializados en el territorio nacional en los últimos años. Y, en tercer lugar, y complementariamente al objetivo anterior, se busca hacer una aproximación al análisis de la relación rentabilidad-comisiones que resulta de la gestión de dichos fondos, a fin de determinar si una gestión más cara se corresponde o no con un mejor resultado.

2.2 Obtención de la muestra

La realización de este trabajo requirió la selección de un grupo de fondos de inversión, de una cartera de mercado de referencia para cada uno de esos fondos y de un activo libre de riesgo, de los cuales se pudiesen obtener los datos básicos necesarios para desarrollar el estudio empírico. Para ello se efectuó un exhaustivo análisis de las principales características de los fondos de inversión cotizados en la Bolsa de Madrid, que permitió crear una muestra de cuarenta y ocho fondos: 20 de Renta Variable Nacional, 16 de Renta Fija a Largo Plazo y 12 de Renta Mixta. La tabla 2 recoge dichos fondos.

Tabla 2. *Fondos de inversión seleccionados.*

Nº	Fondos de Inversión	Gestora
1	BBVA BOLSA ESPAÑOLA	BBVA Asset Management
2	BBVA BONOS EUSKOFONDO	BBVA Asset Management
3	UNNIM SELECCIO	BBVA Asset Management
4	BBVA GESTION CONSERVADORA	BBVA Asset Management
5	SANTANDER ESPAÑOLA BOLSA	SANTANDER Asset Management
6	SANTADER ACCIONES ESPAÑOLAS	SANTANDER Asset Management
7	CITIFONDO BOND	SANTANDER Asset Management
8	FONDO URBIÓN	SANTANDER Asset Management
9	BANKIA INDICE IBEX	BANKIA Fondos
10	BANKIA FONDUXO	BANKIA Fondos
11	BANKIA RENTABILIDAD OBJETIVO L/p	BANKIA Fondos
12	CX BORSA ESPANYA	Catalunya Caixa Inversió
13	CX MIXT INTERNACIONAL	Catalunya Caixa Inversió
14	CX FONDTRESOR LLARG TERMINI	Catalunya Caixa Inversió
15	CAJA LABORAL BOLSA	Caja Laboral Gestión
16	CAJA LABORAL RENTA FIJA A LARGO	Caja Laboral Gestión
17	CAJA LABORAL PATRIMONIO	Caja Laboral Gestión
18	FONDO 3 RENTA FIJA	Ahorro Corporación Gestión
19	SELECTIVA ESPAÑA	Ahorro Corporación Gestión
20	CAIXABANK BOLSA	Ahorro Corporación Gestión
21	AVIVA FONVALOR EURO-CLASE B	AVIVA Gestión
22	AVIVA RENTA FIJA CLASE B	AVIVA Gestión
23	AVIVA ESPABOLSA	AVIVA Gestión
24	RENTA 4 BOLSA	RENTA 4 GESTORA
25	ALHAMBRA	RENTA 4 GESTORA
26	FONDCOYUNTURA	RENTA 4 GESTORA
27	GESCONSULT RENTA VARIABLE	Gesconsult
28	GESCONSULT RENTA FIJA FLEXIBLE	Gesconsult
29	GESCONSULT CONSERVADOR CLASE A	Gesconsult
30	BK BOLSA ESPAÑA	Bankinter Gestión de Activos
31	BK FUTURO IBEX	Bankinter Gestión de Activos
32	BANKINTER GESTION ABIERTA	Bankinter Gestión de Activos
33	BANKINTER QUANT	Bankinter Gestión de Activos
34	BARCLAYS BOLSA ESPAÑA SELECCIÓN	BARCLAYS Wealth Management España
35	BARCLAYS DEUDA PÚBLICA	BARCLAYS Wealth Management España
36	BARCLAYS BONOS LARGO	BARCLAYS Wealth Management España
37	SABADELL BS BOLSA ESPAÑOLA	BANSABADELL Inversión
38	SABADEL BS RENTA	BANSABADELL Inversión
39	SABADELL BS R.V MIXTA	BANSABADELL Inversión
40	FONDMAPFRE ESTRATEGIA 35	MAPFRE Inversión
41	FONDMAPFRE RENTA MIXTO	MAPFRE Inversión
42	FONDMAPFRE RENTA LARGO PLAZO	MAPFRE Inversión
43	FONBILBAO ACCIONES	Seguros Bilbao Fondos
44	FONBILBAO RENTA FIJA	Seguros Bilbao Fondos
45	FONBILBAO MIXTO	Seguros Bilbao Fondos
46	EUROVALOR BOLSA ESPAÑOLA	ALLIANZ Popular Asset Management
47	EUROVALOR MIXTO 30	ALLIANZ Popular Asset Management
48	EUROVALOR BOLSA	ALLIANZ Popular Asset Management

La selección de los fondos fue efectuada teniendo en cuenta una serie de criterios que conviene destacar. Intentado abarcar las principales gestoras presentes en el mercado de la forma más amplia y eficiente posible, se agruparon las mismas según sus características, formándose así cinco grupos de gestoras: banca líder, entidades aseguradoras, gestoras independientes, cajas de ahorros y otros bancos representativos. Una vez escogidas las gestoras, los fondos fueron elegidos según su vocación: Renta Variable Nacional, Renta Fija a Largo Plazo, Renta Variable Mixta Euro, Renta Fija Mixta Nacional y Renta Fija Mixta

Euro; y según su referencia. En la tabla 3 se presentan la vocación de cada fondo así como sus índices de referencia.

Tabla 3. *Tipos de fondos e índices de referencia.*

Nº	Tipo de Fondo	Índice de Referencia	Nº	Tipo de Fondo	Índice de Referencia
1	Renta Variable Nacional	Ibex 35	25	Renta Fija Mixta	RF. Mixta Euro
2	Renta Fija a Largo Plazo	Deuda Esp. a 5 años	26	Renta Variable Mixta	RV. Mixta Euro
3	Renta Fija Mixta Nacional	RF. Mixta (Ibex35-Bonos Esp. 5)	27	Renta Variable Nacional	Ibex 35
4	Renta Variable Nacional	Ibex 35	28	Renta Fija a Largo Plazo	Deuda Esp. a 5 años
5	Renta Variable Nacional	Ibex 35	29	Renta Variable Mixta	RV. Mixta Euro
6	Renta Variable Nacional	Ibex 35	30	Renta Variable Nacional	Ibex 35
7	Renta Fija a Largo Plazo	Deuda Esp. a 5 años	31	Renta Variable Nacional	Ibex 35
8	Renta Fija a Largo Plazo	Deuda Esp. a 5 años	32	Renta Fija a Largo Plazo	Deuda Esp. a 5 años
9	Renta Variable Nacional	Ibex 35	33	Renta Fija a Largo Plazo	Deuda Esp. a 5 años
10	Renta Fija Mixta Nacional	RF. Mixta (Ibex35-Bonos Esp. 5)	34	Renta Variable Nacional	Ibex 35
11	Renta Fija a Largo Plazo	Deuda Esp. a 5 años	35	Renta Fija a Largo Plazo	Deuda Esp. a 5 años
12	Renta Variable Nacional	Ibex 35	36	Renta Fija a Largo Plazo	Deuda Esp. a 5 años
13	Renta Fija Mixta	RF. Mixta Euro	37	Renta Variable Nacional	Ibex 35
14	Renta Fija a Largo Plazo	Deuda Esp. a 5 años	38	Renta Fija a Largo Plazo	Deuda Esp. a 5 años
15	Renta Variable Nacional	Ibex 35	39	Renta Variable Mixta	RV. Mixta Euro
16	Renta Fija a Largo Plazo	Deuda Esp. a 5 años	40	Renta Variable Nacional	Ibex 35
17	Renta Fija Mixta	RF. Mixta Euro	41	Renta Fija Mixta Nacional	RF. Mixta (Ibex35-Bonos Esp. 5)
18	Renta Fija a Largo Plazo	Deuda Esp. a 5 años	42	Renta Fija a Largo Plazo	Deuda Esp. a 5 años
19	Renta Variable Nacional	Ibex 35	43	Renta Variable Nacional	Ibex 35
20	Renta Variable Nacional	Ibex 35	44	Renta Fija a Largo Plazo	Deuda Esp. a 5 años
21	Renta Variable Mixta	RV. Mixta. Euro	45	Renta Fija Mixta	RF. Mixta Euro
22	Renta Fija a Largo Plazo	Deuda Esp. a 5 años	46	Renta Variable Nacional	Ibex 35
23	Renta Variable Nacional	Ibex 35	47	Renta Fija Mixta	RF. Mixta Euro
24	Renta Variable Nacional	Ibex 35	48	Renta Variable Nacional	Ibex 35

Una vez seleccionados los fondos, se procedió a la búsqueda de los valores liquidativos históricos de cada uno de ellos, los cuales eran esenciales para efectuar el análisis de la bondad de su gestión, objetivo principal del presente trabajo. Las series históricas de dichos valores fueron extraídas de bases de datos electrónicas pertenecientes a las propias gestoras, la Asociación de Instituciones de Inversión Colectiva y Fondos de Pensiones (INVERCO) y la Comisión Nacional del Mercado de Valores (CNMV). De estas series, sólo fueron tomados los valores correspondientes al último día de cada mes, con el objetivo de realizar posteriormente cálculos de rentabilidad mensual.

Como se mencionaba al inicio de este apartado, además de la selección de los fondos de inversión fue de vital importancia elegir una cartera de mercado, que constituyese la referencia para cada fondo elegido. Tal y como se refleja en la tabla 3, para los fondos de Renta Variable Nacional se tomó como referencia el Ibex-35. Por su parte, para los fondos de Renta Fija, la referencia fue la Deuda Pública Española a cinco años, y se obtuvieron valores de rentabilidad de la base de datos electrónica de Infoanalistas (Afi). En cuanto a la Renta Mixta, es importante mencionar que se tuvieron en cuenta dos criterios para obtener su cartera de referencia de mercado. En primer lugar, para la Renta Fija Mixta Nacional, la cartera de referencia fue concebida a partir del Ibex-35 y de la Deuda Pública Española a cinco años, estableciéndose una proporción de 30% Ibex-35 – 70% Deuda Pública Española a cinco años. En segundo lugar, para la Renta Variable Mixta Euro y para la Renta Fija Mixta Euro, las respectivas carteras de referencia fueron tomadas de índices proporcionados por la base de datos electrónica de Infoanalistas (Afi).

Por otro lado, también fue necesaria la elección de un activo libre de riesgo que proporcionase una rentabilidad cierta. En este caso, el activo elegido fue el bono alemán a 10 años, cuya serie de rentabilidades históricas fue extraída de la base de datos electrónica del Tesoro Público en términos mensuales, al igual que el resto de valores anteriormente comentados.

Es conveniente destacar que el período elegido para la investigación fue el comprendido entre los años 2005 y 2012. La elección de este intervalo temporal estuvo subordinada a la inexistencia de series históricas de años anteriores para algunos de los fondos elegidos. Además, se consideró que el período de ocho años recogía los cambios coyunturales suficientes para la realización de un estudio consistente.

2.3 Metodología

En el presente epígrafe se explica la metodología utilizada para el desarrollo del estudio empírico: procesamiento y organización de la información y aplicación de los índices de *performance* para evaluar la bondad de la gestión para cada uno de los fondos comentados en el apartado anterior.

2.3.1 Procesamiento y organización de la información

Consecutivamente a la obtención de la información requerida para efectuar el estudio empírico, se siguió con el procesamiento de los valores liquidativos de cada uno de los fondos. La herramienta técnica para dicho procesamiento fue la hoja de cálculo electrónica de Microsoft Excel (Versión 2010).

Primeramente, fueron agrupados en distintas tablas los valores liquidativos de acuerdo a: fondo de pertenencia, categoría del fondo, gestora, año y mes de consecución, siguiendo estos últimos un orden decreciente, es decir, de más recientes a más antiguos, tal y como se aprecia en el ejemplo de la tabla 4 para el fondo Santander Acciones Españolas.

Tabla 4. *Ejemplo de tabulación de los valores liquidativos.*

RENTA VARIABLE NACIONAL			
Nombre del Fondo	**Grupo Financiero**	**Fecha**	**Valor Liquidativo**
SANT. ACC. ESPAÑOLA	SANT.ASSET MANAG.	31/12/2012	14,5000
…	…	…	…
SANT. ACC. ESPAÑOLA	SANT.ASSET MANAG.	31/12/2011	12,6600
…	…	…	…
SANT. ACC. ESPAÑOLA	SANT.ASSET MANAG.	31/12/2010	16,1000
…	…	…	…

Siguiendo el mismo orden lógico, fueron agrupados los valores liquidativos correspondientes a las carteras de referencia de mercado y al activo sin riesgo. A continuación se procedió al cálculo de las rentabilidades mensuales para cada uno de los fondos y para las carteras de referencia de mercado. Para ello se empleó la fórmula de la rentabilidad definida por la expresión (1.1) del capítulo 1. Dicha fórmula, aplicada con precios de los meses de diciembre, permitió la obtención de las rentabilidades anuales. En la tabla 5 se muestra un ejemplo del resultado de esta operación.

Tabla 5. *Rentabilidades mensuales y anuales para Santander Acciones Españolas.*

RENTA VARIABLE NACIONAL					
Nombre del Fondo	**Grupo Financiero**	**Fecha**	**Valor Liquidativo**	**Rentab. Mensual**	**Rentab. Anual**
SANT. ACC. ESPAÑOLA	SANT.ASSET MANAG.	31/12/2012	14,5000	*0,0097*	*0,1453*
…	…	…	…	…	
SANT. ACC. ESPAÑOLA	SANT.ASSET MANAG.	31/01/2012	11,2200	*-0,1137*	
SANT. ACC. ESPAÑOLA	SANT.ASSET MANAG.	31/12/2011	12,6600	*-0,0524*	*-0,2137*
…	…	…	…	…	
SANT. ACC. ESPAÑOLA	SANT.ASSET MANAG.	31/01/2011	16,4800	*0,0236*	
SANT. ACC. ESPAÑOLA	SANT.ASSET MANAG.	31/12/2010	16,1000	-	-
…	…	…	…	…	…

En el caso del activo sin riesgo, las series históricas obtenidas no constituían valores liquidativos, sino rentabilidades anuales variables por mes, por lo que se obtuvieron a partir de ellas rentabilidades anuales medias.

Las desviaciones típicas de las rentabilidades, como se expresó en el capítulo 1, además de constituir una medida de la dispersión de los rendimientos respecto a su media, proporciona el nivel de riesgo de un título o cartera. Por lo tanto, fue necesario el cálculo de las desviaciones típicas para las rentabilidades mensuales obtenidas tanto para los fondos como para las carteras de mercado. Este valor fue posteriormente anualizado (multiplicándolo por la raíz cuadrada de 12), en coherencia con los cálculos anuales de rentabilidad.

A continuación se obtuvo el coeficiente beta para cada uno de los fondos y de las carteras de referencia del mercado. El coeficiente beta, también desarrollado en el capítulo 1, es un parámetro imprescindible para cualquier análisis empírico sobre la gestión de fondos de inversión, ya que mide la sensibilidad o la variación de la rentabilidad de un activo con respecto a la variación de la cartera de referencia del mercado. Es conveniente aclarar que el intervalo temporal recomendado para el cálculo de la beta de una cartera no debe ser inferior a un período de cuatro años, a fin de garantizar la estabilidad del coeficiente. Debido a que las series históricas seleccionadas están comprendidas entre los años 2005 y 2012, se estimó conveniente calcular las betas de los fondos para un período de cinco años. Así, para estimar las betas a considerar en el año 2009, se tomaron las series de 2005 a 2009; para las de 2010 se utilizaron las rentabilidades de 2006 a 2010; para las de 2011 se tomaron las de 2007 a 2011; y, por último, para 2012 se emplearon las de 2008 a 2012. Por consiguiente, para cada fondo, se determinaron cuatro coeficientes beta, lo cual subordinó el análisis a un mismo número de años.

Otro elemento fundamental a tener en cuenta para la evaluación de la gestión de una cartera, empleando el alfa de Jensen, es la rentabilidad que se espera obtenga la misma según su nivel de riesgo. Dicha rentabilidad esperada fue calculada luego de haberse obtenido los coeficientes beta de cada uno de los fondos y las rentabilidades del activo libre de riesgo para el periodo a analizar, mediante la expresión del modelo CAPM:

$$E(R_i) = R_f + \beta_i\left[E(R_M) - R_f\right]$$

Donde las distintas primas de riesgo de todos los mercados de referencia, $\left[E(R_M) - R_f\right]$, fueron calculadas restando a las rentabilidades anuales obtenidas por cada una de las carteras de referencia la rentabilidad del activo sin riesgo. De este modo se obtuvieron primas de riesgo anuales para los años 2009 a 2012, tal y como se muestra en la tabla 6. Consecuentemente solo se determinaron rentabilidades esperadas de los fondos para estos cuatro años.

Tabla 6. *Primas de riesgo para los años 2009, 2010, 2011 y 2012.*

Fecha	Rent. Anual Ibex	Rent. Anual Bono a 10	Prima de Riesgo Ibex	Prima de Riesgo Promedio
31/12/2012	-0,0466	0,0152	-0,0618	-0,1180
…	…	…	…	…
31/12/2011	-0,1311	0,0265	-0,1576	-0,0994
…	…	…	…	…
31/12/2010	-0,1743	0,0274	-0,2017	-0,0118
…	…	…	…	…
31/12/2009	0,2984	0,0324	0,2660	0,0547
…	…	…	…	…
31/12/2008	-0,3943	0,0408	-0,4351	

2.3.2 Aplicación de los índices de *performance* para evaluar la bondad de la gestión

Los cálculos de rentabilidades, desviaciones típicas y demás parámetros explicados anteriormente no proporcionan por sí solos una medida de evaluación de la gestión de una cartera, por lo que, para evaluar la bondad de la gestión de los fondos seleccionados, se emplearon los principales índices de *performance* desarrollados en el capítulo 1, es decir, las medidas tradicionales: Ratio de Sharpe, Índice de Treynor y Alfa de Jensen, y las desarrolladas para corregir algunos de los inconvenientes de estas; a saber, M^2, T^2 y las nuevas alternativas a los índices tradicionales, medidas de coherencia absoluta de Ferruz y Sarto. El cálculo de estos índices será ilustrado tomando como ejemplo uno de los fondos de Renta Variable Nacional: BBVA BOLSA. La tabla 7 recoge todos los parámetros mencionados en el apartado anterior.

Tabla 7. *Fondo BBVA BOLSA*

RENTA VARIABLE NACIONAL								
Nombre del Fondo	**Grupo Financiero**	**Fecha**	**Rentab. Anual**	**Desv. Típ Anual**	**Coef. Beta**	**E(Rc)**	**Rentab. Anual Bono**	**Prima Riesgo Promedio**
BBVA BOLSA	BBVA	31/12/2012	0,0516	0,2668	1,0004	-0,1029	0,0152	-0,1180
BBVA BOLSA	BBVA	31/12/2011	-0,1420	0,1871	1,0146	-0,0744	0,0265	-0,0994
BBVA BOLSA	BBVA	31/12/2010	-0,1547	0,2657	1,0034	0,0155	0,0274	-0,0118
BBVA BOLSA	BBVA	31/12/2009	0,3711	0,2228	0,9998	0,0871	0,0324	0,0547

En primer lugar, fue aplicado el ratio de Sharpe, definido por la siguiente relación:

$$S_c = \frac{E_c - R_f}{\sigma_c}$$

Para el año 2009, se tomó como E_c el valor de la rentabilidad obtenida por el fondo (0,3711), como R_f, el valor de la rentabilidad alcanzada por el bono alemán a 10 años (0,0324) y como σ_c, la desviación típica de la rentabilidad del fondo (0,2228), obteniéndose un valor $S_{BBVA\ BOLSA} = 1{,}5204$.

Partiendo de un planteamiento similar al de Sharpe, se aplicó el Índice de Treynor, expresado como:

$$T_c = \frac{E_c - R_f}{\beta_c}$$

Donde, a diferencia del ratio de Sharpe, la prima de riesgo del fondo para el año 2009 fue dividida por la beta del fondo (0,9998) y no por su desviación típica de rentabilidad, alcanzándose un valor de: $T_{BBVA\ BOLSA} = 0{,}3388$.

Por otra parte, restando a la rentabilidad anual alcanzada por el fondo de ese mismo año (0,3711) su rentabilidad esperada, calculada a partir del modelo CAPM (0,0871), se obtuvo el Alfa de Jensen de dicho fondo: $\alpha_{BBVA\ BOLSA} = 0{,}2840$.

Paralelamente a la aplicación de los índices propuestos por Sharpe y Treynor, se utilizaron las medidas M^2 y T^2, cuya finalidad básica es la de interpretar con más facilidad los resultados obtenidos al comparar directamente las carteras con sus referencias y midiendo diferenciales de rentabilidad. El M^2 y el T^2 se corresponden con las expresiones:

$$M^2 = S_1\sigma_2 - S_2\sigma_2 = (S_1 - S_2)\sigma_2 \qquad y \qquad T^2 = T_1\beta_2 - T_2\beta_2 = (T_1 - T_2)\beta_2$$

respectivamente.

Por lo que fue necesario previamente calcular el ratio de Sharpe e índice de Treynor para la cartera de referencia del mercado, en este caso el Ibex-35, tal y como se muestra en la tabla 8.

Tabla 8. *Ratio de Sharpe e índice de Treynor para la cartera de referencia.*

IBEX-35						
FECHA	**RENTAB. ANUAL**	**DESV. TÍP ANUAL**	BETA CARTERA	E(rc)	RATIO DE SHARPE	INDICE TREYNOR
31/12/2012	-0,0466	0,28122173	1,0000	-0,1028	-0,2196	-0,0618
31/12/2011	-0,1311	0,17571849	1,0000	-0,0730	-0,8969	-0,1576
31/12/2010	-0,1743	0,26227547	1,0000	0,0156	-0,7689	-0,2017
31/12/2009	0,2984	0,23404762	1,0000	0,0871	1,1365	0,2660

Calculados los índices para la cartera de referencia, y sustituidos los valores en las fórmulas anteriormente planteadas, quedó establecido que:

$$M^2 = (S_{BBVA\ BOLSA} - S_{IBEX35}) * \sigma_{IBEX35} = (1{,}5204 - 1{,}1365) * 0{,}2340 = 0{,}0899$$

y

$$T^2 = (T_{BBVA\ BOLSA} - T_{IBEX35}) * \beta_{IBEX35} = (0{,}3388 - 0{,}2660) * 1{,}0000 = 0{,}0728$$

Por último, fueron empleadas las medidas alternativas a los índices tradicionales, puesto que, en determinadas circunstancias anómalas, estas carecen de consistencia[18].

Las nuevas medidas propuestas vienen definidas por las relaciones:

$$S_c{}^* = \frac{E_c/R_f}{\sigma_c} \qquad T_c{}^* = \frac{E_c/R_f}{\beta_c} \qquad \alpha_c{}^* = \frac{E_c}{R_f} - \frac{E_M}{R_f} * \beta_c$$

Para efectuar el cálculo de estos ratios para el año 2009 bastó con la sustitución de las variables por los valores obtenidos anteriormente; es decir:

$$S_{BBVA\ BOLSA}{}^* = \frac{0{,}3711/0{,}0324}{0{,}2228} = 51{,}3794$$

$$T_c{}^* = \frac{0{,}3711/0{,}0324}{0{,}9998} = 11{,}4480 \qquad y \qquad \alpha_c{}^* = \frac{0{,}3711}{0{,}0324} - \frac{0{,}2984}{0{,}9998} * 0{,}9998 = 8{,}7610$$

[18] Véase apartado 1.4.9.

Del mismo modo en que fueron calculados los índices del fondo BBVA BOLSA para el año 2009, fueron determinados para el resto de los años. El mismo procedimiento se siguió tanto para el resto de fondos seleccionados como para las carteras de referencia de mercado. Una vez hallados los ratios para la totalidad de los fondos, se pudo proceder a la elaboración de diversos rankings que ordenaran por categoría los fondos de mejor a peor gestión, permitiendo así el análisis de los resultados obtenidos.

2.4 Análisis de los resultados

Los objetivos de este trabajo, como ya se expuso, consisten básicamente en evaluar la bondad de la gestión de los fondos de inversión seleccionados mediante la aplicación de diversas medidas de *performance* y en analizar la relación existente entre comisiones y rentabilidad en ellos. En este epígrafe se presentan los resultados obtenidos conducentes al cumplimiento de los objetivos propuestos. Así, y una vez obtenidos los valores de las medidas de *performance* para cada uno de los fondos, fue necesaria la elaboración de una serie de rankings que ordenasen éstos según su gestión; cuestión presentada en el primer apartado del presente epígrafe. En ese apartado también se ponen de manifiesto los inconvenientes de las medidas utilizadas y cómo algunas mejoran a otras. En este sentido, el segundo apartado está dedicado a la propuesta de una variante de una de estas medidas de *performance* que, a nuestro juicio, permite superar uno de sus inconvenientes. Por último, en el tercer apartado se aborda la temática de la presunta relación entre comisiones y resultados de los fondos.

2.4.1 Evaluación de la gestión de los fondos seleccionados

La interpretación de los resultados obtenidos mediante el cálculo de las medidas de *performance* permitió juzgar la bondad de la gestión de cada uno de los fondos y, por tanto, determinar cuáles de éstos ofrecieron las mejores relaciones rentabilidad-riesgo. A continuación se presentarán los resultados obtenidos por categorías de fondos y años.

El año 2009, en términos generales, se caracterizó por una buena gestión de los fondos de Renta Variable Nacional pues casi todos batieron al mercado, sobre todo en términos de riesgo sistemático. La tabla 9 muestra los rankings obtenidos para cada índice de *performance* aplicado[19]. En primer lugar, cabe destacar que los fondos no ocupan la misma posición en todos los rankings elaborados según los distintos criterios de evaluación. Esta diferente colocación se debe a que las medidas de *performance* tienen en cuenta diferentes parámetros. Por ejemplo, los fondos CX Borsa Espanya (12) y Selectiva España (19) en los rankings elaborados a partir del Ratio de Sharpe y del Índice de Treynor ocupan puestos muy dispares. Analizando el Ratio de Sharpe se podría decir que la prima de riesgo obtenida por el fondo 12 por cada unidad de riesgo total es superior a la obtenida por el fondo 19; sin embargo, el Índice de Treynor indica que el premio que por término medio ha pagado el fondo 19 por cada unidad de riesgo beta ha sido superior al que ha pagado el fondo 12.

Tabla 9. *Ranking de los fondos de Renta Variable Nacional para el año 2009*

Renta Variable Nacional 2009											
Fondo	**Ratio de Sharpe**	**Fondo**	**Índice de Treynor**	**Fondo**	**Alfa de Jensen**	**Fondo**	**Alternativa a Sharpe**	**Fondo**	**Alternativa a Treynor**	**Fondo**	**Alternativa a Jensen**
37	2,1113	19	2,5986	4	0,9303	23	69,9789	19	73,2103	4	28,7396
12	2,0666	43	2,4587	12	0,4330	37	69,7312	43	67,8982	37	14,5877
23	2,0533	20	2,2580	34	0,3590	12	69,4714	20	63,6460	12	11,8509
34	1,8002	12	1,3807	15	0,3260	34	61,0021	12	46,4138	1	11,4452
27	1,6824	31	1,3403	9	0,3092	27	58,5338	37	34,2773	34	10,5726
1	1,5204	37	1,0378	23	0,3068	1	51,3794	15	33,4673	15	10,2201
9	1,5129	40	0,9858	1	0,3068	9	51,0490	23	30,1360	23	10,1119
15	1,4601	15	0,9827	46	0,2840	15	49,7266	46	25,7213	9	9,7730
46	1,4075	23	0,8842	27	0,2793	46	48,4145	34	23,1433	46	9,2376
4	1,3697	46	0,7478	30	0,2532	31	48,2136	6	20,1803	27	8,8376
IBEX 35	**1,1365**	34	0,6830	24	0,2501	4	43,7456	9	16,8699	30	7,8418
30	1,0496	24	0,5541	40	0,2295	**IBEX 35**	**39,3226**	48	13,9784	24	7,6613
40	0,9858	9	0,4999	48	0,1968	30	36,4946	1	11,4480	40	6,3015
24	0,6905	6	0,3573	19	0,1056	40	35,3159	30	10,1437	48	3,9479
48	0,5062	48	0,3479	6	0,0330	24	24,2762	40	9,3441	6	1,9097
5	0,1495	1	0,3388	**IBEX 35**	0,0000	48	20,3400	**IBEX 35**	**9,2034**	31	0,5107
6	-1,2615	30	0,2917	31	-0,0163	5	8,4430	24	2,3746	**IBEX 35**	**0,0000**
19	-1,5368	**IBEX 35**	**0,2660**	5	-0,1699	6	-31,2651	31	-40,7916	5	-4,3263
20	-1,5490	5	-1,8964	43	-0,3094	43	-42,9270	5	-47,0004	43	-8,4170
43	-1,5545	4	-2,5383	20	-0,3741	19	-43,2953	4	-81,0683	19	-10,4160
31	-1,5841	27	-9,1377	37	-0,3760	20	-43,6608	27	-317,9151	20	-10,4300

Analizando los resultados, se puede llegar a la conclusión que, entre otros, los fondos BBVA Bolsa (1), BANKIA Índice Ibex (9), CX Borsa Espanya (12), Caja Laboral Bolsa (15) y AVIVA Espabolsa (23) BARCLAYS Bolsa (34) batieron de forma holgada al mercado. Por su parte, el fondo Santander Acciones Españolas (5) destacó negativamente, puesto que en ninguna de las medidas superó al mercado; es decir, la gestión realizada en el año 2009 para este fondo fue la peor de todos los fondos analizados. Conviene mencionar que el

[19] En la tabla 9 no fueron incluidos los valores obtenidos a partir de las medidas M^2 y T^2, pues, como se demostrará posteriormente en los fondos de Renta Mixta, ofrecen rankings idénticos a los de los índices de Sharpe y Treynor, respectivamente.

hecho de que un fondo haya obtenido un índice mayor a otro, como ya se explicó en el capítulo 1, representa una mejor gestión; por lo tanto, a partir de la tabla 9 se puede concluir que el fondo Sabadell Bolsa Española (37) fue el que mayor unidad de prima de riesgo obtuvo por cada unidad de riesgo soportado, y en consecuencia el mejor gestionado durante este período si se tiene en cuenta el ratio de Sharpe. Ahora bien, si se observa detenidamente la tabla anterior se puede apreciar que no sólo existen diferencias en las posiciones de los diferentes rankings sino que, entre las medidas tradicionales y las alternativas la divergencia en algunos casos es muy notable. Como se explicó en el apartados 1.4.9, en presencia de ciertas anomalías, las medidas tradicionales pueden conllevar a rankings sesgados, es decir, presentar inconsistencias. Cotejando los resultados obtenidos a partir del Ratio de Sharpe y del Índice de Treynor con los alcanzados por sus respectivas alternativas, fue posible comprobar los sesgos antes mencionados. La tabla 10 muestra ambos índices para cinco fondos de renta variable.

Tabla 10. *Comparación entre medidas tradicionales y alternativas.*

Fondo de Inversión	E_c	σ_c	β_c	S_c	T_c	S_c*	T_c*
BK FUTURO IBEX	0,0161	0,0103	-0,0122	-1,5841	1,3403	48,2136	-40,7916
FONBILBAO ACC	-0,2776	0,1995	-0,1261	-1,5545	2,4587	-42,9270	67,8982
SELECTIVA ESPAÑA	-0,3424	0,2439	-0,1442	-1,5368	2,5986	-43,2953	73,2103
SANT. ACC. ESPAÑOLAS	-0,1327	0,1309	0,3780	-1,2615	-1,8964	-31,2651	47,0004

Como se puede observar en dicha tabla, el Ratio de Sharpe para el fondo Bk Futuro Ibex no ofrece un ranking coherente, puesto que indica la inferioridad de este fondo frente al resto cuando el mismo alcanza una rentabilidad superior a un riesgo muy bajo. Esta circunstancia es debida a que la prima de riesgo de los cuatro fondos en este año fue negativa; es decir, la rentabilidad obtenida por cualquiera de ellos ha sido inferior a la rentabilidad alcanzada por el bono alemán a 10 años. En este escenario, para una correcta evaluación de la gestión es conveniente la utilización de la medida alternativa a Sharpe, la cual, como puede observarse en la misma tabla, corrige esta inconsistencia.

Los sesgos de las medidas tradicionales también se pueden encontrar en el Índice de Treynor. Si se observa la tabla 10 puede comprobarse una situación similar a la anterior. El hecho de que el fondo Bk Futuro Ibex presente una beta negativa provoca que la evaluación de la gestión ofrecida por el Índice de Treynor carezca de sentido financiero, ya que ordena un fondo con superior rentabilidad y menor riesgo por debajo de uno con inferior rentabilidad y mayor riesgo (por ejemplo, Fonbilbao Acc). Ante esta situación, vuelve a ser necesario el uso de las medidas alternativas. Sin embargo, es conveniente destacar que incluso estas medidas alternativas presentan carencias. La misma tabla 10 pone de manifiesto algo que ya se comentó en la teoría: que, en condiciones de betas negativas, el Índice de Treynor alternativo no ofrece un resultado coherente.

Por lo tanto, es muy importante destacar que en ciertas condiciones extraordinarias (que en los últimos años se están dando en el mercado español), para obtener una correcta y eficiente evaluación de la *performance* de las carteras, deben ser utilizadas las medidas alternativas antes que las tradicionales; pero que no son perfectas, de tal modo que, en algunos casos, pueden resultar tan inconsistentes como las tradicionales y hacer recomendable que entonces se apliquen otras distintas carentes de sesgos en la medición.

Una vez analizados los resultados para los fondos de Renta Variable Nacional procede continuar con el análisis de los fondos de Renta Fija a Largo Plazo y los fondos de Renta Mixta. En primer lugar, se presentarán los resultados obtenidos para los fondos de Renta Fija a Largo Plazo.

La gestión realizada en el año 2009 para esta categoría de fondos puede catalogarse en términos generales de buena, pues a partir de los resultados obtenidos por las distintas medidas de *performance* un 54,6% de los fondos batió al mercado. La tabla 11 muestra los rankings creados a partir de todas las medidas de evaluación analizadas.

Tabla 11. *Ranking de los fondos de Renta Fija a Largo Plazo para el año 2009*

Renta Fija a Largo Plazo Año 2009											
Fondo	**Ratio de Sharpe**	**Fondo**	**Índice de Treynor**	**Fondo**	**Alfa de Jensen**	**Fondo**	**Alter. a Sharpe**	**Fondo**	**Alter. a Treynor**	**Fondo**	**Alter. a Jensen**
11	3,3416	36	6,4716	2	0,2840	35	181,0352	36	308,8933	36	2,8168
36	2,2979	33	2,1618	11	0,0828	11	92,6687	33	49,9494	11	2,3653
35	2,1047	8	1,3297	36	0,0592	36	86,7477	35	28,0052	28	2,1227
28	1,7459	7	0,8916	42	0,0392	28	83,7512	2	11,4480	44	1,9162
2	1,5204	35	0,4725	28	0,0315	44	70,0138	7	9,0082	16	1,6149
42	1,2225	32	0,4240	44	0,0237	16	67,3054	16	8,6489	35	1,4846
44	1,1070	2	0,3388	16	0,0211	42	65,5864	8	4,3541	42	1,4006
16	0,9564	16	0,1106	35	0,0169	**Deuda a 5**	**49,5642**	42	3,1538	2	1,1664
Deuda a 5	**0,7703**	42	0,0559	38	0,0011	2	47,5365	18	2,4259	38	1,0594
38	0,0510	**Deuda a 5**	**0,0230**	**Deuda a 5**	**0,0000**	38	46,4720	22	1,7258	32	0,3147
14	-0,1407	38	-0,0419	22	-0,0226	22	44,3969	**Deuda a 5**	**1,7093**	22	0,1276
32	-0,4533	14	-0,0503	14	-0,0229	18	35,7319	14	0,6455	18	0,0469
33	-0,8682	44	-0,1269	32	-0,0241	32	13,4173	32	-4,5453	**Deuda a 5**	**0,0000**
7	-1,5705	22	-0,1285	18	-0,0298	14	12,7108	44	-9,2767	8	-0,0873
8	-1,9465	28	-0,2107	8	-0,0361	8	10,2789	28	-13,1786	14	-0,1615
22	-2,6419	11	-0,3388	7	-0,0480	7	3,3094	11	-14,6001	7	-0,3420
18	-2,8976	18	-0,9077	33	-0,1293	33	-51,1170	38	-39,8734	33	-2,9272

En este año puede destacarse positivamente la gestión realizada sobre los fondos Barclays Bonos a Largo Plazo (36) y FondMAPFRE Renta a Largo Plazo (42), los cuales baten al mercado según todas las medidas analizadas, y negativamente el fondo CX Fondtresor Llarg Termini (14), cuya gestión no ha sido capaz de batir al mercado con ninguno de los índices utilizados. Si analizamos el Índice de Treynor, se puede concluir que el fondo Barclays Bonos a Largo Plazo (36) ha sido el que por término medio ha pagado un mayor premio por cada unidad de volatilidad. Por su parte, utilizando el Ratio de Sharpe se podría afirmar que el Fondo 3 Renta fija (18) ha sido el que menor prima de la cartera ha obtenido por cada unidad de riesgo soportado; por último, si se interpreta el ranking elaborado a partir del Alfa de Jensen, se podría concluir que el fondo cuya rentabilidad real ha sido lo menos parecida a su rentabilidad esperada fue el fondo BANKINTER Quant (33).

Sin embargo, como ya se comentó anteriormente, estos índices tradicionales presentan inconsistencias en determinadas situaciones, por lo cual es conveniente la utilización de los índices alternativos. La tabla 11 presenta algunas de estas inconsistencias para los fondos de Renta Fija a Largo Plazo.

Tabla 12. *Comparación entre medidas tradicionales y alternativas.*

Fondo de Inversión	E_c	σ_c	β_c	S_c	J_c	S_c*	J_c*
BX GESTION ABIERTA	0,0084	0,0531	-0,0567	-0,4533	-0,0241	4,8599	0,7802
AVIVA RF CLASE B	0,0098	0,0086	0,1758	-2,6419	-0,0226	35,4798	0,3034

Como puede observarse en esta tabla, la información ofrecida por el Ratio de Sharpe es errónea, puesto que indica la superioridad del fondo BX Gestión Abierta sobre el fondo AVIVA RF Clase B, teniendo el primero una rentabilidad media anual inferior a la alcanzada por el segundo. Este sesgo, al igual que en la situación comentada anteriormente, es provocado por la existencia de una prima de riesgo de la cartera negativa, en cuya circunstancia carece de sentido la utilización de dicho ratio. Por lo tanto, es recomendable el empleo de la media alternativa a Sharpe para una correcta ordenación de los fondos. Tal y como puede comprobarse en la tabla 11, esta medida alternativa corrige esta inconsistencia y proporciona una información correcta y libre de sesgos. Analizando el Alfa de Jensen, queda en evidencia que se produce una situación idéntica a la anterior; es decir, que debido a la existencia de dicha prima de riesgo negativa este índice ofrece una información incoherente, pues califica como mejor a un fondo que da poco más de rentabilidad que otro con bastante más riesgo. Vuelve a ser necesaria la utilización de la medida alternativa a Jensen, la cual corrige el error, puesto que la beta negativa no genera un problema de consistencia con esta medida, tal como se vio en la teoría.

Analizadas ya las dos categorías anteriores, sólo queda presentar los resultados obtenidos por los fondos de Renta Mixta. Es muy importante mencionar que, para facilitar la comprensión y al tenerse un número reducido de fondos para cada categoría de Renta Mixta, los resultados serán analizados de forma global. Para ello, la tabla 13 muestra los rankings obtenidos para todas las categorías de Renta Mixta. En términos generales, se puede afirmar que los fondos de Renta Mixta en el año 2009 no brillaron por una buena gestión, pues tal y como muestra la tabla 13, sólo un 40,1% de los fondos fueron capaces de superar a su *benchmark* de referencia. En este contexto, cabe destacar la gestión realizada por el fondo de Renta Variable Mixta Euro AVIVA Fonvalor Euro (21) y el fondo de Renta Fija Mixta Euro Caja Laboral Patrimonio (17), cuyas respectivas gestiones batieron a las carteras de referencia del mercado en todas las medidas de evaluación analizadas y que mayor prima de riesgo proporcionaron por cada unidad de riesgo soportado, siguiendo el

Ratio de Sharpe. Por el contrario, el fondo de Renta Variable Mixta Euro Sabadell BS. R.V Mixta (39) y el fondo Renta Fija Mixta Euro FonBilbao Mixto (45) destacaron de forma negativa, puesto que en ninguna de las medidas analizadas fueron capaces de superar a sus respectivos índices de referencia.

Tabla 13. *Ranking de los fondos de Renta Mixta para el año 2009*

Renta Mixta Año 2009											
Fondo	**Ratio de Sharpe**	**Fondo**	**Índice de Treynor**	**Fondo**	**Alfa de Jensen**	**Fondo**	**Altern. Sharpe**	**Fondo**	**Altern. Treynor**	**Fondo**	**Altern. Jensen**
21	1,5427	10	0,8697	47	0,0887	41	55,2339	10	20,6252	21	8,1561
17	1,2883	47	0,3590	17	0,0860	17	54,8680	47	14,9268	47	3,8733
Ibex-Deuda	1,2474	17	0,2934	21	0,0832	21	54,2273	41	12,8739	3	3,6219
41	1,1428	41	0,2664	3	0,0793	RF Mix Euro	53,0412	17	12,4935	17	3,4967
RF Mix Euro	1,1215	21	0,1624	41	0,0366	Ibex-Deuda	51,4782	21	5,7082	41	2,5807
3	0,9995	RV Mix Euro	0,1042	RV Mix Euro	0,0000	41	46,6233	26	5,3416	29	0,7464
25	0,9507	Ibex-Deuda	0,0959	RF Mix Euro	0,0000	3	43,3701	13	4,0218	13	0,2245
26	0,1635	41	0,0568	Ibex-Deuda	0,0000	RV Mix Euro	41,4808	RF Mix Euro	2,2359	RV Mix Euro	0,0000
RV Mix Euro	-0,0436	25	0,0171	26	-0,0013	26	15,3777	29	1,3222	RF Mix Euro	0,0000
29	-0,4604	RF Mix Euro	0,0072	29	-0,0224	29	15,0705	Ibex-Deuda	0,4824	Ibex-Deuda	0,0000
13	-0,7636	29	-0,0404	25	-0,0442	13	9,3431	RV Mix Euro	0,1102	26	-0,0377
45	-1,3587	45	-0,3128	13	-0,0508	25	-5,8522	25	-5,1677	25	-0,3219
47	-1,5591	47	-0,6711	45	-0,0912	45	-26,1856	45	-6,0280	45	-1,6662
10	-2,1202	3	-0,7367	10	-0,1249	10	-50,2846	3	-31,9667	103	-2,6904
39	-2,2144	39	-648,4181	39	-0,2762	39	-60,2754	39	-63,2563	39	-7,5184

Llegado este punto de análisis de todas las categorías y fondos para el año 2009, conviene demostrar por qué no se han incluido en las tablas 9, 11 y 13 las medidas M^2 y T^2. Como se comentó anteriormente, los índices M^2 y T^2 conllevan a un ranking idéntico a los obtenidos de los ratios de Sharpe y Treynor, respectivamente, por lo que carecía de sentido incluirlos en dichas tablas, ya que no aportan una información adicional a efectos de ordenación. La tabla 14 ilustra dicha cuestión con los fondos de Renta Fija Mixta Euro.

Tabla 14. *M^2 y T^2 para los fondos de Renta Fija Mixta Euro en el año 2009*

Renta Fija Mixta Euro Año 2009

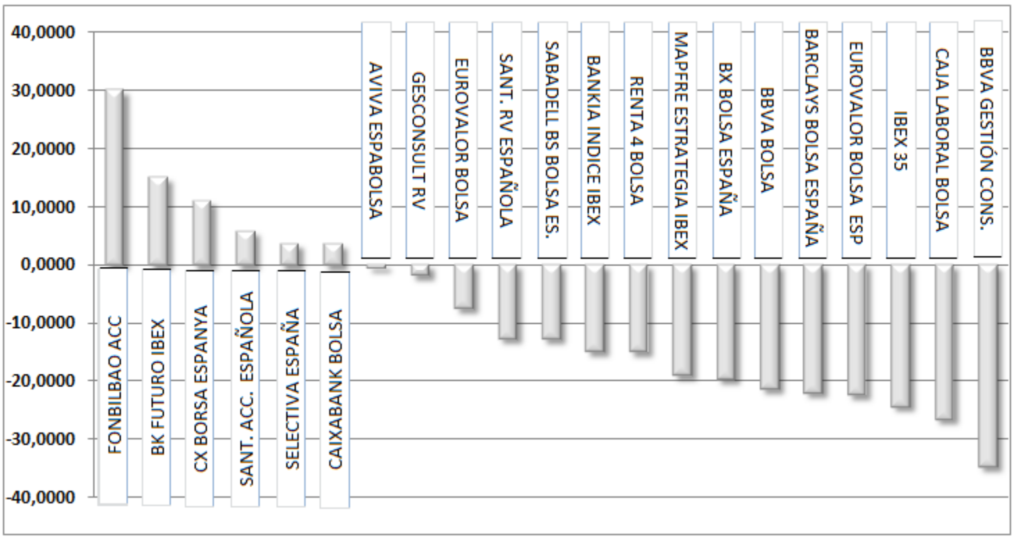
Fondo	Ratio de Sharpe	Fondo	M2
CAJA LABORAL PATRIM.	1,2883	CAJA LABORAL	0,0142
RF Mixta Euro	1,1215	RF Mixta Euro	0,0000
ALHAMBRA	0,9507	ALHAMBRA	-0,0723
CX MIXT INTERNACIONAL	-0,7636	CX MIXT INTERNACIONAL	-0,1058
SEG. BILBAO FONDOS	-1,3587	SEG. BILBAO FONDOS	-0,1298
EUROVALOR MIXTO	-1,5591	EUROVALOR MIXTO	-0,1352

Fondo	Índice de Treynor	Fondo	T2
EUROVALOR MIXTO	0,3590	EUROVALOR MIXTO	0,2934
CAJA LABORAL PATRIM.	0,2934	CAJA LABORAL PATRIM.	0,2865
ALHAMBRA	0,0171	ALHAMBRA	0,0554
RF Mixta Euro	0,0072	RF Mixta Euro	0,0000
FONBILBAO MIX	-0,3128	FONBILBAO MIX	-0,3853
CX MIXT INTERNACIONAL	-0,6711	CX MIXT INTERNACIONAL	-0,7436

Una vez estudiado de forma exhaustiva el año 2009 procede analizar lo ocurrido en los años posteriores, aunque de modo más breve y sintético por razones de espacio.

Los resultados obtenidos para el año 2010 fueron algo diferentes a los alcanzados por los fondos en el año anterior. En este sentido, los fondos de Renta Variable Nacional más destacados fueron, entre otros, CX Borsa Espanya, CaixaBank Bolsa, Selectiva España, Bankinter Futuro Ibex, FonBilbao Acciones Españolas y Santander Acciones Españolas; estos dos últimos superando notablemente la actuación realizada en el 2009, año en el cual eran batidos por el mercado en el 90% de las medidas estudiadas. De hecho, FonBilbao Acciones Españolas fue el que mayor prima de riesgo proporcionó por cada unidad de riesgo total soportada en 2010, tal y como refleja la figura 16. Por otra parte, la caída más considerable de este año con respecto al anterior fue protagonizada por el fondo Caja Laboral Bolsa, cuya gestión fue incapaz de batir a su referencia en un 75% de los índices analizados.

Figura 16. *Alternativa a Sharpe para los Fondos de Renta Variable Nacional en el año 2010*

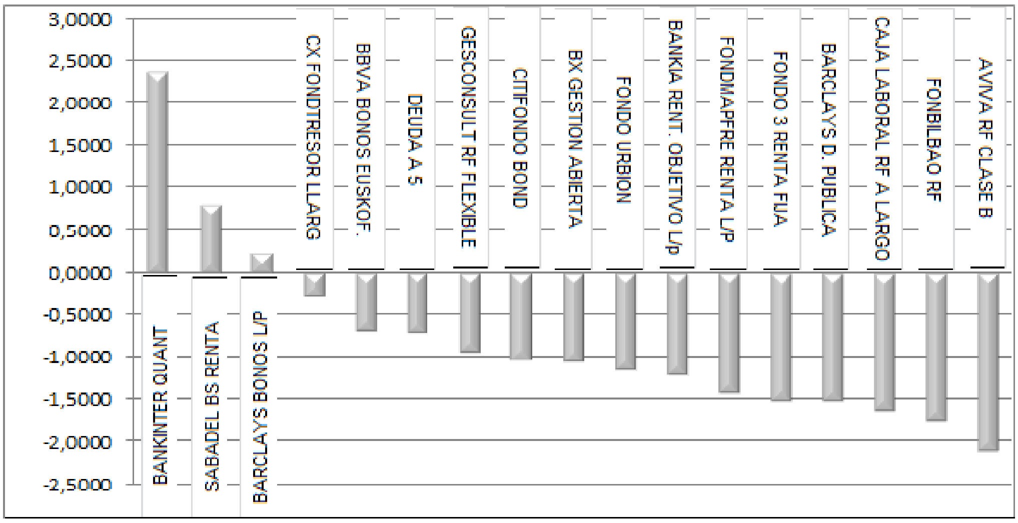


Es interesante mencionar que una de las principales características del mercado de Renta Variable en este año fue la existencia de muchas primas de riesgo negativas, sintetizadas en que la rentabilidad media del Ibex 35 fue inferior a la alcanzada en términos medios por el Bono alemán a 10 años. Es por ello que la figura 16 muestra la alternativa al ratio de Sharpe, pues, como ya se ha demostrado, en presencia de esta anomalía el Ratio de Sharpe puede ofrecer una información sesgada.

En lo que se refiere a los fondos de Renta Fija a Largo Plazo, en el año 2010 sí se observaron grandes cambios en la gestión de los analizados. En este año, y a diferencia del anterior, sobresalió el fondo Sabadell Bs Renta, mejorando de forma muy considerable su gestión del año anterior y batiendo al mercado en todas las medidas estudiadas. También es destacable la gestión realizada sobre el fondo BANKINTER Quant, el cual, como demuestra la figura 17, ofreció la mayor prima de riesgo por cada unidad de riesgo soportado según el

Ratio de Sharpe. Por su parte, el apartado negativo de este año fue protagonizado por los fondos Fondo 3 Renta y FondMAPFRE Renta a Largo Plazo; este último, en particular, cayó muchas posiciones en los rankings con respecto al año anterior, ya que no fue capaz de superar al *benchmark* en ninguno de los índices de *performance* obtenidos.

Figura 17. *Ratio de Sharpe para los fondos de Renta Fija a largo Plazo en el año 2010.*



Si se observa la tabla anterior, se puede comprobar como sólo 3 de los 16 fondos de Renta Fija analizados obtuvieron un ratio de Sharpe positivo para el año 2010; es decir, sólo un 18,75% de los fondos analizados ofrecieron primas de riesgo positivas para el nivel de riesgo total soportado por cada uno de ellos. Además, puede observarse como solamente 5 de esos 16 fondos lograron batir al índice de referencia. Es por ello que parece razonable concluir que la gestión realizada sobre los Fondos de Renta Fija a Largo Plazo durante el año 2010 no estuvo al nivel deseado.

Por otro lado, sobre los fondos de Renta Mixta de este año se puede comentar que su gestión siguió un comportamiento similar al del año anterior; es decir, a grandes rasgos estos fondos obtuvieron rentabilidades muy por debajo de sus respectivos *benchmarks* de referencia. Sin embargo, en la categoría de Renta Variable Mixta Euro, puede destacarse el fondo Sabadell BS. R.V Mixta, ya que a diferencia del año anterior, batió de forma unánime a la referencia en todas las medidas estudiadas. Igual actuación tuvo el fondo CX Mixt Internacional de Renta Fija Mixta Euro, el cual no sólo batió al mercado en todos los índices, sino que ocupó el primer puesto en todos los rankings realizados. Por último, la parte positiva en los fondos de Fija Mixta Nacional fue protagonizada por el fondo Unnim Selecció, batiendo a la referencia en un 75% de las medidas.

No obstante, como se comentaba anteriormente, la mayoría de los fondos no obtuvo resultados positivos. La tabla 15 muestra la alternativa a Sharpe para todos los fondos de Renta Mixta estudiados y en ella puede comprobarse que la gestión realizada en los mismos no fue ni mucho menos buena.

Tabla 15. Alternativa a Sharpe para los fondos de Renta Mixta en el año 2010.

Renta Variable Mixta Euro		**Renta Fija Mixta Euro**		**Renta Fija Mixta Nacional**	
SABADELL BS R.V MIX ESP	9,5587	CX MIXT INTERNACIONAL	22,8300	(30% Ibex-70%BonosEsp. 5)	20,3279
AVIVA FONVALOR	-1,7933	FONBILBAO MIX	-7,1370	UNNIM SELECCIÓ	1,3914
RV Mixta Euro	-3,1781	RF Mixta Euro	-7,7268	FONDMAPFRE MIXTO	-5,5925
GESCONSULT CONS. CL A	-8,6218	ALHAMBRA	-24,2417	BANKIA FONDUXO	-54,0312
FONDCOYUNTURA	-13,8154	CAJA LABORAL PATRIM.	-28,1957		
		EUROVALOR MIXTO	-28,6252		

Por su parte, si se analizan los resultados en el año 2011 se puede mencionar que, en el caso de los fondos de Renta Variable Nacional, con la gestión realizada sobre los fondos BBVA Bolsa (1), CX Borsa Espanya (12), BARCLAYS Bolsa (34) y AVIVA Espabolsa (23), no se logró batir al mercado, pues sus rentabilidades fueron inferiores a las obtenidas por el índice de referencia. Por otro lado, cabe destacar el Grupo Ahorro Corporación, cuyos fondos Caixabank Bolsa y Selectiva España batieron al mercado en todas las medidas analizadas. También merece ser mencionada la actuación realizada por Seguros Bilbao Fondos, pues su fondo Fonbilbao Acciones Españolas fue el único que según todos los criterios obtuvo una rentabilidad superior a su *benchmark*. Sin embargo, otras entidades, como Santander, BBVA o Catalunya Caixa, que hasta el momento habían mantenido una gestión eficiente, no lograron superar el índice de referencia en ninguno de los criterios. Es conveniente mencionar que en este año fueron percibidas una vez más notables diferencias entre el puesto ocupado por los fondos en el ranking elaborado a partir del Alfa de Jensen y el resto de los rankings. Esta información sesgada fue debida nuevamente a la existencia de una prima de riesgo del mercado negativa; es decir, en el año 2011 la rentabilidad del mercado fue inferior a la obtenida por el Bono alemán a 10 años. En este caso, no sería adecuado utilizar el Alfa de Jensen, puesto que, ante esta situación, su ranking conduce a error.

Por su parte, los fondos de Renta Fija a Largo Plazo en este período realizaron, en términos generales, una actuación muy desfavorable frente al índice de referencia. Como se observa en la tabla 16, según el ratio de Sharpe y según la alternativa propuesta a este ratio, ninguno de los fondos seleccionados logró superar al índice de referencia del mercado. A la luz de dicha tabla se puede concluir que el año 2011 fue un año de pésimos resultados en la gestión de Renta Fija.

Tabla 16. *Ratio de Sharpe y alternativa propuesta a esta ratio en Renta Fija en 2011*

Renta Fija Año 2011

Fondo	Ratio de Sharpe	Fondo	Alternativa a Sharpe
DEUDA A 5	0,4639	DEUDA A 5	26,6202
FONDMAPFRE RENTA L/P	0,2594	FONDMAPFRE RENTA L/P	24,0100
CITIFONDO BOND	0,1021	FONDO URBION	17,9125
FONDO URBION	0,0378	CITIFONDO BOND	15,7980
CX FONDTRESOR LLARG	-0,0951	GESCONSULT RF FLEXIBLE	14,0893
AVIVA RF CLASE B	-0,1781	AVIVA RF CLASE B	4,2088
BARCLAYS D. PUBLICA	-0,4704	BARCLAYS BONOS L/P	0,3369
BARCLAYS BONOS L/P	-0,5428	CX FONDTRESOR LLARG	-2,1399
BANKIA RENT. OBJETIVO L/p	-0,5555	FONBILBAO RF	-4,9943
CAJA LABORAL RF A LARGO	-0,7104	CAJA LABORAL RF A LARGO	-8,6430
BANKINTER QUANT	-0,8023	SABADEL BS RENTA	-9,2878
BBVA BONOS EUSKOF.	-0,9004	BANKIA RENT. OBJETIVO L/p	-10,9076
SABADEL BS RENTA	-0,9434	FONDO 3 RENTA FIJA	-11,9968
GESCONSULT RF FLEXIBLE	-0,9827	BARCLAYS D. PUBLICA	-12,5462
BX GESTION ABIERTA	-1,9040	BANKINTER QUANT	-24,1100
FONDO 3 RENTA FIJA	-2,1232	BX GESTION ABIERTA	-26,3965
FONBILBAO RF	-2,8575	BBVA BONOS EUSKOF.	-28,6765

Sin embargo, no ocurrió lo mismo en los Fondos de Renta Mixta, ya que en esta categoría más del 65% de los fondos seleccionados superaron al índice de referencia. Entre los fondos más destacados se puede mencionar Gesconsult Clase A, cuya gestión obtuvo la primera posición en la mayoría de los índices en Renta Variable Mixta Euro, superando la pésima actuación realizada en el año anterior. Por su parte, el fondo CX Mixt Internacional de Renta Fija Mixta Euro volvió a conseguir un resultado muy favorable, batiendo a la referencia en todas las medidas analizadas. Por último, la actuación más relevante en los fondos de Renta Fija Mixta Nacional fue protagonizada por el fondo BANKIA Fonduxo, el cual pasó de ocupar la última posición en el año anterior a la primera en este año. La parte negativa de este año estuvo marcada por la caída de los fondos Sabadell BS. R.V Mixta y Unnim Selecció, cuyas gestiones fueron incapaces de mantener el nivel logrado en el año anterior y fueron batidos por su referencia.

Por último es interesante resaltar la actuación ofrecida por los fondos estudiados en el año 2012.

El año 2012 puede considerarse, a partir de los resultados obtenidos, como un buen año en la gestión de los fondos de inversión de Renta Variable Nacional en España. En este año más de un 65% de los fondos seleccionados batieron al índice de referencia en todos o casi todos los criterios analizados. Los fondos con mayores rentabilidades siguieron siendo los mismos que en años anteriores, destacando una vez más, entre otros, Eurovalor Bolsa, BBVA Bolsa, Santander Acciones Española y AVIVA Espabolsa. Conviene señalar que en este año se presentaron numerosas primas por riesgo negativas, por lo que, ante estas situaciones anómalas, una vez más los rankings tenidos en cuenta fueron los proporcionados por las medidas alternativas a las tradicionales, tal y como se muestra en la tabla 17.

Tabla 17. *Rankings obtenidos a partir de la aplicación de las medidas alternativas en Renta Variable Nacional en 2012.*

Renta Variable Nacional 2012

Fondo	Alternativa a Sharpe	Fondo	Alternativa a Treynor	Fondo	Alternativa a Jensen
EUROVALOR BOLSA	72,8707	FONBILBAO ACC	207,8973	SANT. ACC. ESPAÑOLA	10,2874
BARCLAYS BOLSA ESPAÑA	47,9452	EUROVALOR BOLSA	147,9200	EUROVALOR BOLSA	9,3022
AVIVA ESPABOLSA	42,0327	SANT. ACC. ESPAÑOLA	88,4021	BARCLAYS BOLSA ESPAÑA	8,5744
SANT. ACC. ESPAÑOLA	37,8272	EUROVALOR BOLSA ESP	56,4139	EUROVALOR BOLSA ESP	4,5914
SABADELL BS BOLSA ES.	23,4697	CX BORSA ESPANYA	29,3319	AVIVA ESPABOLSA	3,9590
EUROVALOR BOLSA ESP	20,8402	GESCONSULT RV	22,8309	SABADELL BS BOLSA ES.	3,7228
BK FUTURO IBEX	12,7817	BARCLAYS BOLSA ESPAÑA	22,8071	SELECTIVA ESPAÑA	3,5572
BBVA BOLSA	12,7108	AVIVA ESPABOLSA	12,9488	BBVA BOLSA	3,3908
MAPFRE ESTRATEGIA IBEX	11,7923	SABADELL BS BOLSA ES.	7,5287	CX BORSA ESPANYA	2,6296
SELECTIVA ESPAÑA	11,6281	BBVA BOLSA	3,3895	BBVA GESTIÓN CONS.	2,0771
CX BORSA ESPANYA	9,5020	MAPFRE ESTRATEGIA IBEX	2,8524	BANKIA INDICE IBEX	1,2392
RENTA 4 BOLSA	2,6507	BBVA GESTIÓN CONS.	1,8029	BK FUTURO IBEX	1,0464
BBVA GESTIÓN CONS.	1,7566	RENTA 4 BOLSA	-0,4981	CAIXABANK BOLSA	0,5352
CAIXABANK BOLSA	1,4579	IBEX 35	-3,0611	MAPFRE ESTRATEGIA IBEX	0,1750
CAJA LABORAL BOLSA	-7,3858	BX BOLSA ESPAÑA	-4,3664	IBEX 35	0,0000
SANT. RV ESPAÑOLA	-7,5484	BANKIA INDICE IBEX	-4,7783	RENTA 4 BOLSA	-0,1962
GESCONSULT RV	-9,9586	CAJA LABORAL BOLSA	-5,4091	GESCONSULT RV	-1,3120
IBEX 35	-10,8851	CAIXABANK BOLSA	-11,6428	SANT. RV ESPAÑOLA	-1,5371
BANKIA INDICE IBEX	-11,2357	SANT. RV ESPAÑOLA	-38,3620	CAJA LABORAL BOLSA	-2,6826
BX BOLSA ESPAÑA	-14,7588	BK FUTURO IBEX	-80,3346	BX BOLSA ESPAÑA	-6,4890
FONBILBAO ACC	-51,8719	SELECTIVA ESPAÑA	-107,8151	FONBILBAO ACC	-12,3940

A partir de esta tabla se puede concluir que Eurovalor Bolsa fue el fondo que mayor prima de riesgo ofreció por cada unidad de riesgo total soportada en el año 2012, mientras que el fondo Fonbilbao Acciones fue el que mayor premio por término medio pagó por cada unidad de riesgo sistemático. Llama la atención la diferencia existente entre la medida alternativa a Treynor y la medida alternativa a Sharpe en este fondo, debida a la presencia de un coeficiente beta negativo en el fondo Fonbilbao Acciones, lo que provoca que una vez más dicha medida alternativa a Treynor ante betas negativas proporcione una información incorrecta de los resultados obtenidos por los fondos. Esta incoherencia pone una vez más de manifiesto que las medidas habitualmente empleadas tienen defectos.

En cuanto a los fondos de Renta Fija a Largo Plazo, lo más relevante de este año fue que, a diferencia del año 2011, un número más elevado de fondos superaron al índice de referencia. Siguiendo el mismo criterio que en los fondos de Renta Variable Nacional, debido a las circunstancias anómalas anteriormente mencionadas, los rankings a tener en cuenta fueron los proporcionados por las medidas alternativas. En este aspecto, conviene destacar la actuación realizada por las gestoras en los fondos BARCLAYS Bonos a Largo Plazo y

Fonbilbao RF, cuyas *performances* fueron superiores a la del mercado en todos los criterios tenidos en cuenta. Si se observa la tabla 18, se podrán comprobar estos resultados.

Tabla 18. *Medidas de performance para los fondos de Renta Fija a Largo Plazo en 2012.*

Renta Fija Año 2012

Fondo	Alternativa a Sharpe	Fondo	Alternativa a Treynor	Fondo	Alfa de Jensen
BARCLAYS BONOS L/P	181,0352	BARCLAYS BONOS L/P	1747,9471	BARCLAYS D. PUBLICA	9,5501
CITIFONDO BOND	92,6687	BANKIA RENT. OBJETIVO L/p	1005,4769	CAJA LABORAL RF	6,2172
FONDO URBION	86,7477	CAJA LABORAL RF	52,6726	CITIFONDO BOND	5,0887
FONDMAPFRE RENTA L/P	83,7512	FONDO 3 RENTA FIJA	43,8725	BARCLAYS BONOS L/P	4,6958
FONBILBAO RF	70,0138	FONBILBAO RF	39,3088	BANKIA RENT. OBJETIVO L/p	4,2286
BANKIA RENT. OBJETIVO L/p	67,3054	GESCONSULT RF FLEXIBLE	19,0920	FONDO URBION	3,8121
CAJA LABORAL RF	65,5864	BANKINTER QUANT	18,7803	FONDMAPFRE RENTA L/P	3,0352
FONDO 3 RENTA FIJA	49,5642	CX FONDTRESOR LLARG	8,5519	CX FONDTRESOR LLARG	2,7541
DEUDA A 5	47,5365	FONDMAPFRE RENTA L/P	7,5999	SABADEL BS RENTA	2,7006
BARCLAYS D. PUBLICA	46,4720	DEUDA A 5	3,5767	BBVA BONOS EUSKOF.	2,1952
SABADEL BS RENTA	44,3969	AVIVA RF CLASE B	3,5206	FONDO 3 RENTA FIJA	1,7330
BX GESTION ABIERTA	35,7319	BBVA BONOS EUSKOF.	3,3895	FONBILBAO RF	1,5650
GESCONSULT RF FLEXIBLE	13,4173	BARCLAYS D. PUBLICA	-1,1610	BX GESTION ABIERTA	1,4544
BBVA BONOS EUSKOF.	12,7108	BX GESTION ABIERTA	-36,6892	AVIVA RF CLASE B	0,3879
AVIVA RF CLASE B	10,2789	FONDO URBION	-51,8217	GESCONSULT RF FLEXIBLE	0,3179
CX FONDTRESOR LLARG	3,3094	CITIFONDO BOND	-65,4749	DEUDA A 5	0,0000
BANKINTER QUANT	-51,1170	SABADEL BS RENTA	-295,1642	BANKINTER QUANT	-2,1281

Por último, fue se realizó un análisis de lo ocurrido en este año en los fondos de Renta Mixta. A partir de la aplicación de los índices de *performance* para esta categoría se pudo llegar a la conclusión de que el año 2012 también fue un año favorable para estos fondos, pues, al igual que el año anterior, un 66,8% de los mismos batió holgadamente a sus respectivas referencias. Si se centra la atención en los fondos que mejor labor de gestión realizaron en este año, se pueden mencionar AVIVA Fonvalor de Renta Variable Mixta Euro, CX Mixt Internacional de Renta Fija Mixta Euro y FondMapfre Mixta de Renta Fija Mixta Nacional. Por su parte, los fondos Caja Laboral Patrimonio y Fondcoyuntura fueron los protagonistas de la parte negativa en este año, ya que no fueron capaces de superar a sus respectivas referencias en ninguna de las medidas de *performance* analizadas.

Por lo tanto, a partir de los resultados presentados anteriormente para todos los fondos y categorías analizadas durante los cuatro años, se puede llegar a la conclusión de que, en términos generales, la gestión realizada sobre los fondos españoles durante este periodo ha sido favorable; sin embargo, las medidas de evaluación empleadas indican que dicha gestión podría mejorarse mucho más, sobre todo en términos de eficiencia.

2.4.2 Propuesta de una variante del Índice de Treynor alternativo.

En el epígrafe anterior quedó patente que la medida de *performance* alternativa al Índice de Treynor propuesta por Ferruz y Sarto (1997) no corrige el sesgo que genera su correspondiente medida tradicional al crear rankings en presencia de betas negativas. Es por ello que sería deseable disponer de una nueva medida que proporcionase rankings libres de sesgos y de total fiabilidad, aun en circunstancias de mercado tan anómalas como para que existan bastantes betas negativas. Y en tal sentido se presenta una propuesta en este apartado.

Antes de continuar es importante aclarar que aquí no se va a realizar un análisis exhaustivo a nivel teórico y matemático de la propuesta planteada. El único objetivo que se persigue en este apartado es apuntar una posible dirección a seguir en investigación financiera encaminada al desarrollo de nuevas medidas de *performance* que aúnen sencillez de aplicación en la práctica profesional con fiabilidad de los resultados que ofrezcan independientemente de las condiciones de mercado que se presenten.

La beta de un activo, como se explicó en el capítulo 1, mide la sensibilidad o la variación de la rentabilidad de dicho activo con respecto a la variación del índice de referencia del mercado. De este modo, un coeficiente beta positivo indica que un aumento en la rentabilidad del mercado provocará un aumento en la rentabilidad del activo, mientras que uno negativo representa que un aumento en la rentabilidad del mercado conducirá a una disminución en la rentabilidad del activo. Pero, tal como se expuso en el apartado 1.2.2.2, mientras la beta sea pequeña en valor absoluto, indicará poca sensibilidad del activo respecto al mercado y, por ello, se dirá que el activo presenta poco riesgo de mercado; mientras que lo contrario sucede cuando el valor absoluto de beta es grande. Por lo tanto, si se tiene un activo A con una beta negativa y un activo B con una beta positiva, iguales en valor absoluto, y dichos activos ofrecen la misma rentabilidad, parece razonable pensar que la gestión realizada de ambos ha sido exactamente igual de buena, independientemente del signo que posean sus betas. Es decir, los signos de los coeficientes beta ofrecen una información muy relevante de los activos cuando se analizan de forma independiente; sin embargo, en el cálculo de una medida de *performance* como el Índice de Treynor carecen de significado, y no deberían influir a la hora de determinar con él una mejor o peor gestión de dichos activos.

En consecuencia, y a raíz de la necesidad de nuevas medidas de evaluación que corrijan las incoherencias que aún persisten al aplicar las medidas alternativas a las tradicionales, presuntamente de coherencia absoluta, se propone una variante al Índice de Treynor alternativo que contemple la beta en valor absoluto:

$$T_c{}^{**} = \frac{E_c/R_f}{|\beta_c|}$$

La tabla 19 muestra la aplicación de esta propuesta a alguna de las inconsistencias de ordenación destacadas en el epígrafe anterior. En ella se puede comprobar cómo efectivamente al tomar las betas en términos absolutos, el ranking elaborado ya no acusa tales inconsistencias y ofrece una información más fiable.

Tabla 19. Índice de Treynor alternativo y variante con beta en valor absoluto.

Fondo de Inversión	E_c	σ_c	β_c	$\lvert\beta_c\rvert$	T_c*	T_c**
BK FUTURO IBEX	0,0161	0,0103	-0,0122	0,0122	-40,7916	40,7916
FONBILBAO ACC	-0,2776	0,1995	-0,1261	0,1261	67,8982	-67,8982
SELECTIVA ESPAÑA	-0,3424	0,2439	-0,1442	0,1442	73,2103	-73,2103
SANT. ACC. ESPAÑOLAS	-0,1327	0,1309	0,3780	0,3780	-47,0040	-47,0004

2.4.3 Análisis de la relación rentabilidad-comisiones en los fondos seleccionados

Un inversor, a la hora de seleccionar un fondo de inversión, a simple vista podría esperar que aquellos fondos que exigen mayores comisiones le reportaran mayores rentabilidades, pues se paga un precio más elevado por algo que se espera que ofrezca una mayor calidad o mejor resultado. Pero, ¿realmente ocurre esto en la práctica? Para dar respuesta a este interrogante en el presente trabajo se ha abordado de una forma sencilla el análisis de una posible relación entre las comisiones cobradas en el año 2012 por los fondos estudiados y las rentabilidades obtenidas por ellos ese mismo año. Es imprescindible mencionar que para llevar a cabo este análisis sólo se tuvieron en cuenta las comisiones de gestión y depósito[20]; sin embargo, debido a que estas últimas toman valores muy pequeños y a que ambas se calculan como porcentajes sobre la misma magnitud monetaria, se utilizó un único dato para cada fondo formado por la suma de ambas comisiones porcentuales.

A continuación se presentan los resultados obtenidos para cada una de las categorías de fondos analizadas.

La figura 18 representa el valor de las comisiones cobradas por los fondos de inversión de Renta Variable Nacional en el año 2012. En ella se puede observar que los fondos con mayores porcentajes de comisiones son RENTA 4 Bolsa, BARCLAYS Bolsa

[20] Las de suscripción y reembolso no siempre existen y no es infrecuente que se puedan evitar.

España y Santander Acciones Españolas. Pero, ¿son estos los fondos que mayores rentabilidades ofrecieron en este año? Si se observa la figura 19 se podrá comprobar claramente que no fue así.

Figura 18. *Comisiones cobradas por los Fondos de Renta Variable Nacional en 2012*

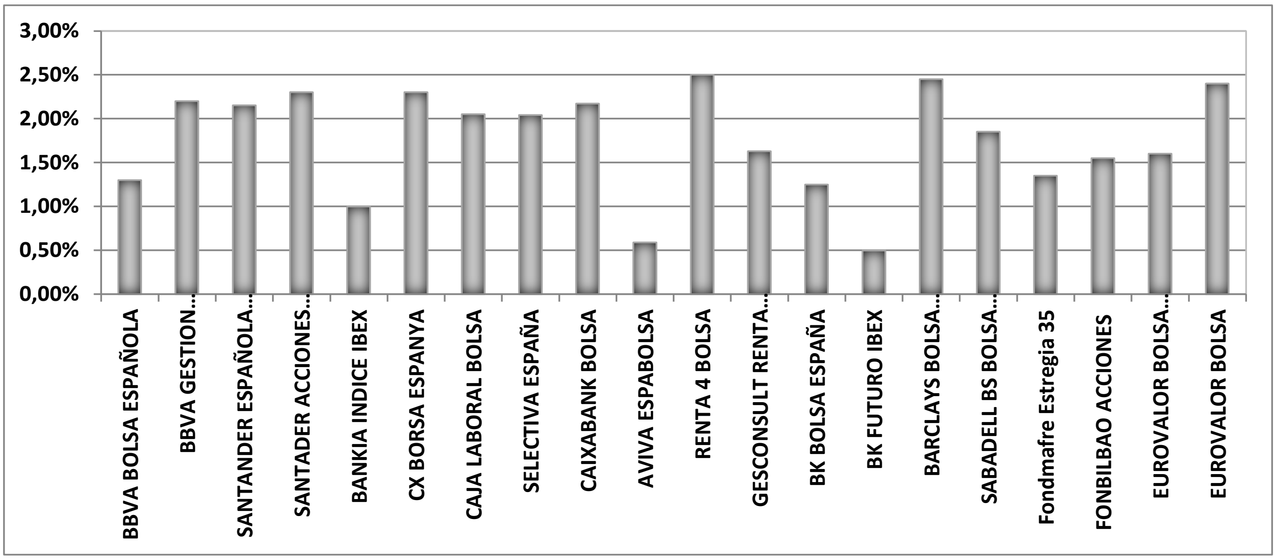
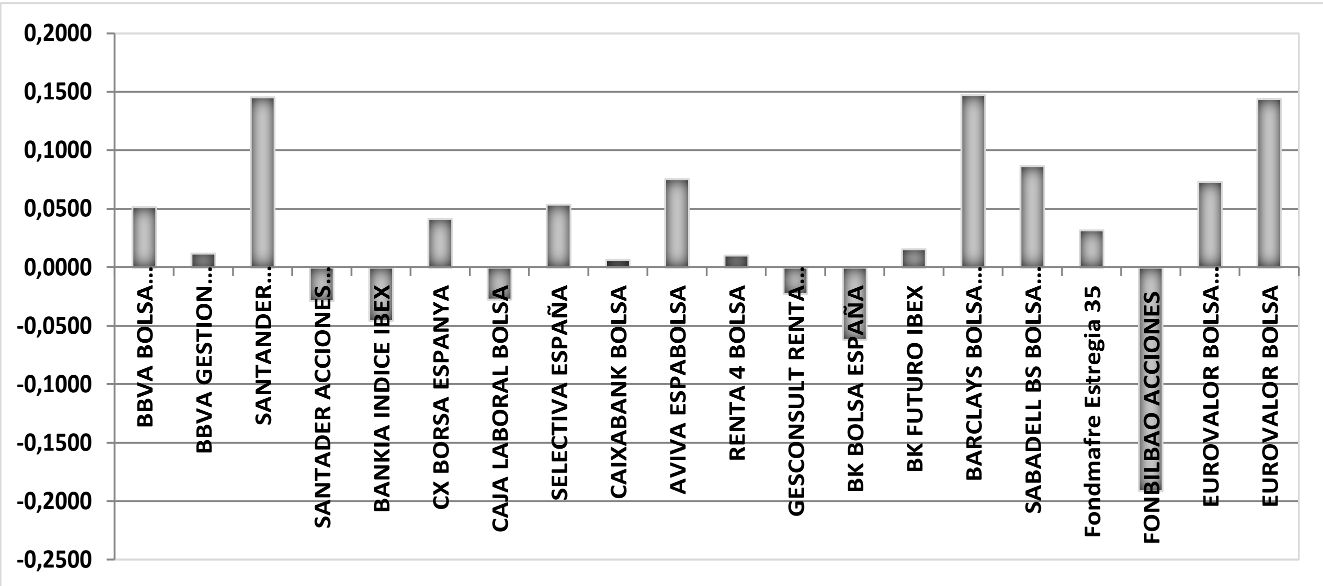


Figura 19. *Rentabilidades de los Fondos de Renta Variable Nacional el año 2012.*



Para corroborar el resultado obtenido con los fondos de Renta Variable Española, se procedió al mismo análisis con los fondos de Renta Fija a Largo Plazo. Las figuras 20 y 21 muestran el resultado de este estudio.

Figura 20. *Comisiones cobradas por los Fondos de Renta Fija a Largo Plazo en 2012.*

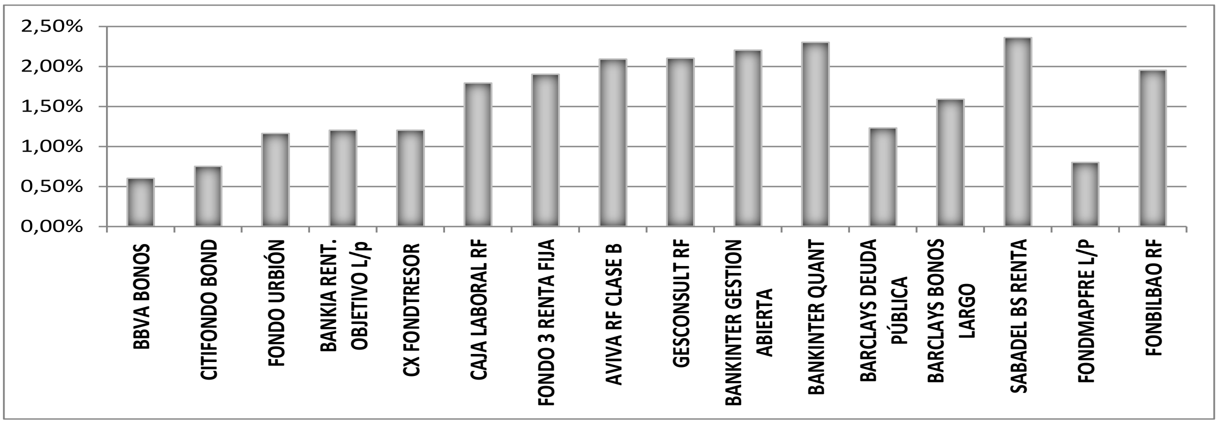
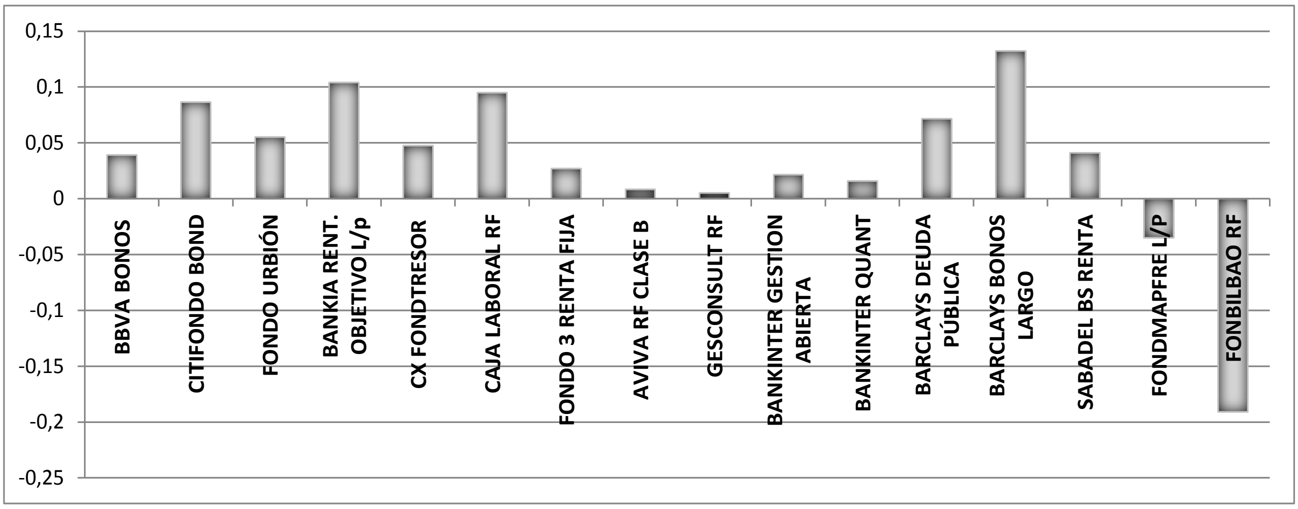


Figura 21. *Rentabilidades de los Fondos de Renta Fija a Largo Plazo en 2012.*



Como puede comprobarse en las figuras anteriores, el resultado obtenido para esta categoría coincidió con el alcanzado para los fondos de Renta Variable Nacional; es decir, los fondos que mayores rentabilidades ofrecieron durante el año 2012 no fueron, ni mucho menos, aquellos que mayores comisiones de gestión y depósito cobraron durante este año.

Por su parte, procediendo con un análisis similar con los fondos de Renta Mixta, se puede llegar a la misma conclusión, tal y como demuestran las figuras 22 y 23.

Figura 22. *Comisiones cobradas por los Fondos de Renta Mixta en 2012.*

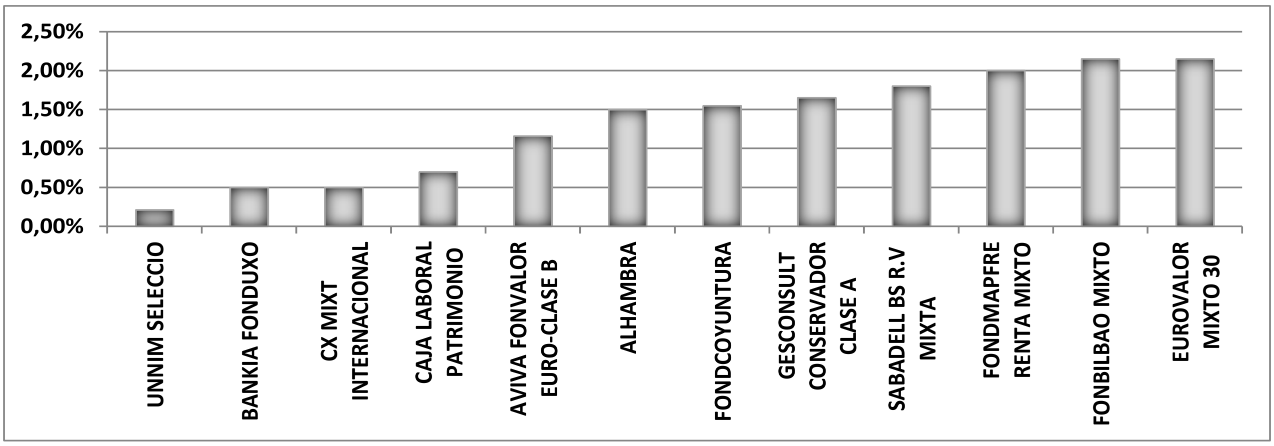
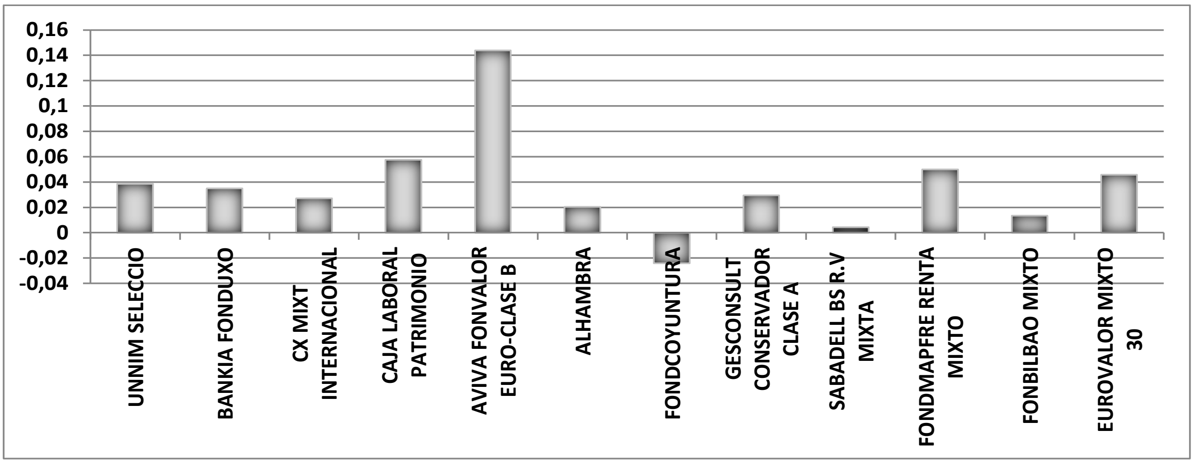
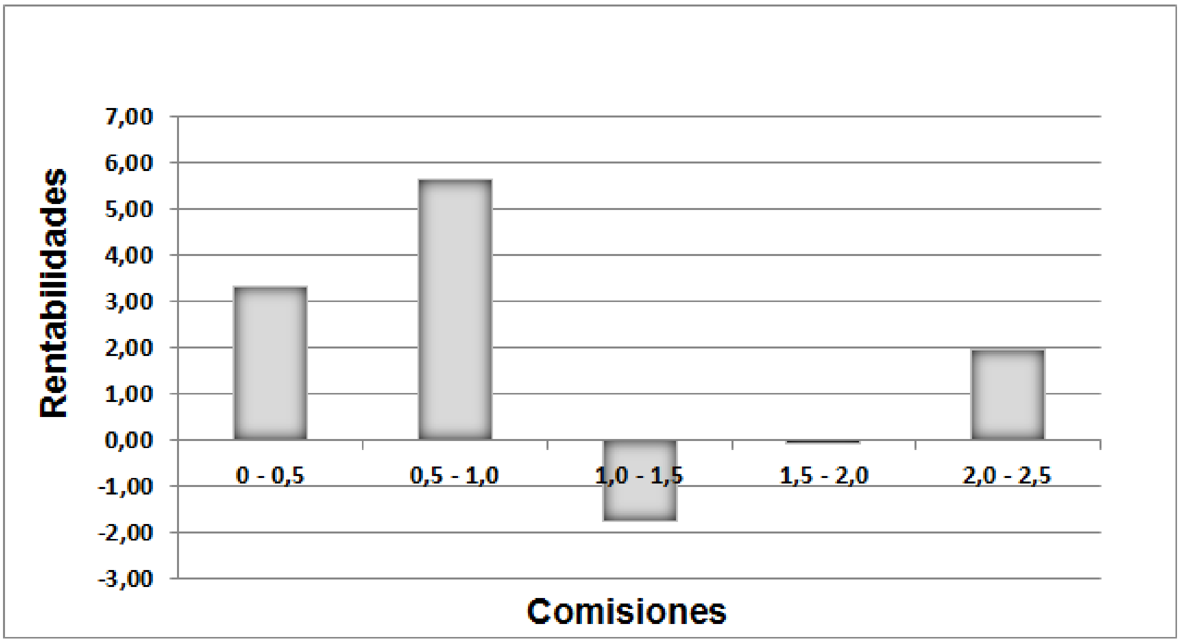


Figura 23. *Rentabilidades de los Fondos de Renta Mixta en 2012.*



Por último, se realizó un análisis gráfico global de la relación rentabilidad-comisiones. La figura 24 muestra la rentabilidad promedio ofrecida por todos los fondos cuyas comisiones se sitúan en un determinado intervalo. En el eje de abscisas figuran los distintos intervalos obtenidos a partir de las comisiones individuales de cada fondo y en el eje de ordenadas, las rentabilidades promedio de los fondos. Como puede observarse en dicha gráfica, el resultado alcanzado coincide con los comentados anteriormente, y subraya el hecho de que los fondos más baratos son, curiosamente, los que, en términos medios, ofrecen mejor rentabilidad, mientras que los de coste medio y alto presentan rentabilidades en promedio bajas y que, claramente, no justifican el coste de gestión que conllevan.

Figura 24. *Relación rentabilidad promedio-comisiones para todos los fondos en 2012.*



Por lo tanto, a partir de lo mostrado en este epígrafe, se puede afirmar que aparentemente no existe una relación positiva entre las comisiones cobradas por las gestoras y las rentabilidades ofrecidas por sus fondos en España en 2012, lo que permite concluir que no parece que los fondos más caros sean precisamente los más rentables.

Conclusiones

A continuación se presentan las principales conclusiones que se derivan, a nuestro juicio, del trabajo realizado. En primer lugar, se exponen las de corte teórico:

- Las medidas de *performance* tradicionales, empleadas habitualmente en la práctica financiera profesional, no deben ser utilizadas en presencia de primas de riesgo de las carteras y del mercado negativas, pues cuando se dan estas situaciones, como ha sucedido en el mercado español en años recientes, presentan inconsistencias y conducen a rankings sesgados. Las medidas alternativas de Ferruz y Sarto, igual de sencillas de aplicar que las anteriores, corrigen esta inconsistencia proporcionando rankings más fiables.
- Sin embargo, estas medidas no son perfectas y pueden implicar ordenaciones incorrectas en condiciones extraordinarias. Así sucede, por ejemplo, con el Índice de Treynor alternativo en presencia de coeficientes beta de las carteras negativos.
- En este contexto surge una inminente necesidad de nuevas medidas de *performance* que aúnen sencillez de aplicación en la práctica profesional con fiabilidad de los resultados que ofrezcan, independientemente de las condiciones de mercado que se presenten.
- Una posible modificación de la medida alternativa al Índice de Treynor pasaría simplemente por tomar las betas en valor absoluto.

En cuanto a las conclusiones que se pueden extraer de carácter eminentemente empírico, destacan las siguientes:

- Los resultados del análisis ponen de manifiesto los errores en los rankings a los que pueden conducir las medidas de *performance* analizadas; que, no obstante, las medidas alternativas son válidas con mayor generalidad que las tradicionales; y que la variante propuesta aparentemente corrige el problema generado por las betas negativas.

- En cuanto al análisis de *performance* de los fondos españoles analizados, se concluye, en primer lugar, que ésta es bastante irregular en el tiempo. Destaca como año con peores resultados para todas las gestoras y categorías analizadas el 2010, en el que más de un 68% de los fondos fueron batidos por el mercado.
- Durante los cuatro años analizados los fondos que peores resultados obtuvieron, en general, fueron los de renta fija, mientras que los de renta variable mostraron en términos medios las mejores gestiones del período.
- Los fondos que mejores resultados alcanzaron entre 2009 y 2012, de forma un tanto sistemática, han sido BBVA Bolsa y CX Borsa Espanya en la categoría de Renta Variable Nacional, Barclays Bonos a Largo Plazo en Renta Fija a Largo Plazo y, por último, Sabadell BS. R.V Mixta y, sobre todo, CX Mixt Internacional en la categoría de Renta Mixta.
- Si se hace un balance global de las gestoras para el periodo analizado se puede concluir que las entidades que mejor actuación han realizado en términos generales han sido Catalunya Caixa Inversió y BBVA Asset Management, mientras que el lado negativo ha sido protagonizado por las gestoras Renta 4 y Seguros Bilbao Fondos.
- Puesto que no siempre las gestoras de mayor dimensión y representación en el mercado ofrecen los mejores resultados, se puede concluir que, aparentemente, en el mercado de fondos español no existe una relación entre rentabilidad para el inversor y cuota de mercado de la entidad gestora.
- No parece existir una relación directa entre las comisiones cobradas por las gestoras y las rentabilidades ofrecidas por sus fondos; más bien al contrario, los más baratos, en términos medios, ofrecen rentabilidades más altas, mientras que los de coste medio y alto presentan rentabilidades medias comparativamente más bajas y que, claramente, no justifican el coste de gestión que conllevan. Por lo tanto, un inversor a la hora de elegir un fondo no debería fijarse en las comisiones cobradas por este, sino en los resultados alcanzados por el mismo a lo largo del tiempo.
- En términos generales, y a pesar de que las condiciones económicas para el período analizado no fueron las más propicias, se puede afirmar que la gestión realizada sobre los fondos españoles entre los años 2009 y 2012 ha sido favorable. Esto induce a concluir que el descenso producido en el mercado español de fondos de inversión y la pérdida de confianza por parte de los inversores no ha sido causada realmente por una ineficaz gestión financiera por parte de las gestoras –la cual, no obstante, seguramente es mejorable-, sino por una pésima situación económica en términos coyunturales.

Bibliografía

Brun, X., y Moreno, M. (2008). *Análisis y selección de inversiones en mercados financieros. Eficiencia de los mercados, teoría de carteras, asignación de activos y definición de políticas de inversión.* Barcelona: Bresca Editorial.

Ferruz, L., y Sarto, J. L. (1993). Medida de la eficacia de la gestión de los planes de pensiones en España, 1989 -1993. *Revista Española de Financiación y Contabilidad, 22* (74), 105-130.

Ferruz, L., y Sarto, J. L. (1996): Efecto de la rentabilidad de las inversiones del nuevo marco financiero-fiscal de los dividendos en España. *Actualidad financiera*, (5), 441-445.

Ferruz, L., y Sarto, J. L. (1997a). Eficacia financiera aplicada en gestión de carteras y necesidad de nuevos índices de performance. *Estudios de Economía Aplicada,* (8), 41-58.

Ferruz, L., y Sarto, J. L. (1997b). Revisión crítica de las medidas clásicas de performance de carteras y propuesta de índices alternativos. Aplicación a fondos de inversión españoles (1990-1995). *Boletín de Estudios Económicos, 52* (162), 549-573.

Freixas, X., Marín, J., Martínez, M., y Rubio, G. (1997). *La evaluación de los fondos de inversión en España.* Madrid: Editorial Civitas.

García, J. (2013). *Inversiones financieras: Selección de carteras. Teoría y práctica*. Madrid: Ediciones Pirámide.

Graham, J. R., y Harvey, C. R. (1997). Grading the performance of market-timing newsletters. *Financial Analysts Journal, 53* (6), 54-66.

Jensen, C. (1968). The performance of mutual funds in the period 1945-1964. *Journal of Finance, 23* (2), 389-416.

Jensen, C. (1969). Risk, the Pricing of Capital Assets, and the Evaluation of Investment Portfolios. *Journal of Business*, 42 (2), 167–247.

Lintner, J. (1965). The Valuation of Risk Asset and the selection of Risk investments in stock portfolios and capital budgets. *Review of Economics and Statistics, 47* (1), 97-113.

Markowitz, H. (1952). Porfolio Selection. *Journal of Finance*, 7 (1), 77-91.

Markowitz, H. (1959). *Portfolio selection: Efficient diversification of investments*. Nueva York: Wiley.

Modigliani, F., y Modigliani, L. (1997). Risk - adjusted performance. *The Journal of Portfolio Management, 23* (2), 45-54.

Moreno, D., y Olmeda, I. (2003). Empleo de medidas de performance en la evaluación de fondos de inversión. *Bolsa de Madrid,* (117), 58-62.

Mossin, J. (1966). Equilibrium in a Capital Asset Market. *Econometrica, 34* (4), 768-783.

Rayo, S., y Palacios, F. (1996). Medidas de performance en estrategias dinámicas de seguro de cartera. En E.S.C.A. (Ed.), *IV Foro De Finanzas*. Madrid.

Ross, S. (1976). The Arbitrage Theory of Capital Asset Pricing. *Journal of Economic Theory, 13, 341-360.*

Sarto, J. L. (1995). Medidas alternativas de performance de carteras. Una aplicación empírica. En Broto, J. (Eds.) *Artículo Incluido en el Libro Recopilatorio Contabilidad y Finanzas (Homenaje a Federico Leach Albert)*, (pp. 569-579). Zaragoza, España: Universidad de Zaragoza.

Sharpe, W. (1963). A Simplified Model for Portfolio Analysis. *Management Science, 9* (2), 277-293.

Sharpe, W. (1964). Capital Asset Prices: A Theory of Market Equilibrium under conditions of Risk. *The Journal of Finance, 19* (3), 425-442.

Sharpe, W. (1966). Mutual Fund Performance. *Journal of Business*, 39 (1), 119-138.

Soldevilla, E. (1999). *Los fondos de inversión. Gestión y valoración.* Madrid: Ediciones Pirámide.

Suárez, A. (2005). *Decisiones óptimas de inversión y financiación en la empresa* (21 ed.). Madrid: Ediciones Pirámide.

Tobin, J. (1958). Estimation of relationships for limited dependent variables. *Econometrica, 26* (1), 24-36.

Treynor, J. (1965). How to rate management of investments funds. *Harvard Business Review, 43* (1), 63-75.

Treynor, J., y Black, F. (1973), How to Use Security Analysis to Improve Portfolio Selection, *Journal of Business, 46* (1), 66-86.

- Textos electrónicos, Bases de datos y Páginas web:

Asociación de Instituciones de Inversión Colectiva y Fondos de Inversión. (2013). Recuperado el 13 de abril 2013, en <http://www.inverco.es/eFondosInversion.do;jsessionid=3295E12D8AE40E6E19D5B4F9588890B2>.

Bankia. (2013). Recuperado el 23 de abril de 2013, en <http://www.bankia.es/es/fondos-de-inversion> .

Bankinter. (2013). Recuperado el 20 de abril de 2013, en <www.bankinter.com/www/es-es/cgi/ebk+fon+home> .

BBVA. (2013). Recuperado el 23 de abril de 2013, en <www.bbva.es/bancapersonal/ahorroeinversion/fondoInversion/index.jsp>.

Bolsa de Madrid. (2013). Recuperado el 14 de abril de 2013, en <http://www.bolsamadrid.es/esp/aspx/Portada/Portada.aspx>.

Comisión Nacional del Mercado de Valores. (2013). Recuperado el 18 de abril de 2013, en <http://www.cnmv.es/Portal/Publicaciones/SeriesWeb/Inicio.aspx?codrama=1039>.

Comisión Nacional del Mercado de Valores. (2013). Recuperado el 30 de Mayo de 2013, < http://www.cnmv.es/Portal/Consultas/EntRegIIC.aspx >.

InfoAnalistas (Afi). (2013). Recuperado el 21 de abril de 2013 en, <http://www.afi.es/infoanalistas/secciones/156526/Series-historicas.html> .

Santander. (2013). Recuperado el 15 de abril de 2013 en, <www.bancosantander.es/cssa/Satellite?cid=1148977537276&pagename=SantanderComercial%2FProductGroups%2FSAN_ContenedorGeneral>.

Schroder Investment Management Limited. (2013). *Los españoles entre los menos optimistas del mundo en cuanto a oportunidades de inversión en 2013.* Recuperado el 5 de Junio de 2013 en <http://www.schroders.com/staticfiles/Schroders/Sites/es/inversorprofesional/pdfs/barometro-mundial-de-inversion-de-schroders-200513.pdf>.

Tesoro Público. (2013). Recuperado el 16 de abril de 2013 en <http://www.tesoro.es/SP/home/estadistica.asp>.