

ANÁLISIS DE LA RELACIÓN ENTRE TAMAÑO Y GESTIÓN DE FONDOS DE INVERSIÓN EN RENTA VARIABLE

Juan Carlos Matallín Sáez*

Departamento de Finanzas y Contabilidad
Facultad de Ciencias Jurídicas y Económicas
Universitat Jaume I
Campus de Riu Sec
12070 Castellón –Spain

matallin@cofin.uji.es

* El autor quiere expresar su agradecimiento a la Fundació Caixa Castelló-Bancaixa por la financiación de este trabajo.

Resumen

Una de las ventajas comúnmente aceptada en la gestión de los fondos de inversión, es la presencia de economías de escala con relación al volumen patrimonial gestionado. En este sentido, este trabajo tiene como objetivo analizar la relación entre el tamaño de los fondos y su gestión. En primer lugar, se estudia la relación entre tamaño y eficiencia, utilizando diferentes metodologías para la evaluación de los resultados de los fondos. A continuación se analiza cómo se desarrolla la gestión activa de la cartera en función del volumen patrimonial del fondo. Para esto se realiza una aplicación del filtro de Kalman que muestra los cambios de la posición de riesgo de los fondos. Los resultados muestran cómo la relación entre eficiencia y tamaño no es lineal, obteniendo mejores resultados los fondos con un patrimonio intermedio. Así mismo, se evidencia una relación decreciente entre tamaño y gestión activa de la cartera, con relación a los cambios en el riesgo del fondo.

Palabras Clave

Fondo de inversión, eficiencia, tamaño, filtro de Kalman, beta dinámica, gestión de carteras.

Abstract

One of the commonly accepted advantages in the management of mutual funds is the presence of economies of scale according to the turnover of managed assets. Accordingly, the present study aims to analyze the relation between fund size and its management. Firstly, the relation between size and efficiency is studied, with various methods employed to evaluate fund results. Subsequently, we analyze how active portfolio management develops in relation to the turnover of managed assets. In order to do this the Kalman filter is applied, and the changes in the funds' risk position are shown. The results show how the relationship between efficiency and size is not linear, and that the best results are found in funds with intermediate assets. Likewise, a decreasing relationship is shown between size and active portfolio management, in relation to the changes in fund risk

Keywords

Mutual fund, efficiency, size, Kalman filter, dynamic beta, portfolio management.

ANÁLISIS DE LA RELACIÓN ENTRE TAMAÑO Y GESTIÓN DE FONDOS DE INVERSIÓN EN RENTA VARIABLE

1. INTRODUCCIÓN

Tradicionalmente se ha asociado a los fondos de inversión unas determinadas ventajas que explican su importancia y desarrollo en los mercados financieros. Algunas ventajas están relacionadas con el patrimonio colectivo de gran volumen que representan los fondos. Así, existe la posibilidad de diversificar la inversión entre un gran número de activos y mercados, y por tanto disminuir el riesgo de la cartera, facilitando también la existencia de economías de escala en la gestión realizada. Otras ventajas están relacionadas con la existencia de información periódica tanto para el inversor, como para los organismos de supervisión, así como la liquidez y la posibilidad de un tratamiento fiscal determinado.

En este sentido, el crecimiento experimentado por la industria de la inversión colectiva ha suscitado el desarrollo de una importante literatura de gestión de carteras especializada en la evaluación de los resultados o *performance* de esta gestión. La relevancia de la evaluación de la gestión de los fondos de inversión reside en el interés para los inversores finales o partícipes, para la creación de fondos tipo *unit linked*, así como para los propios gestores de la cartera. Por estos motivos y dada la magnitud del volumen patrimonial que los fondos gestionan, se hace necesaria la investigación en medidas y metodologías de evaluación de resultados, así como su aplicación empírica en un mercado cada vez más competitivo.

Por tanto, el objetivo de este trabajo es evaluar la gestión de los fondos de inversión en España, mostrando un especial interés en la relación entre la eficiencia de los fondos y el tamaño gestionado por éstos, al objeto de estudiar si la gestión de mayores volúmenes de inversión permite la existencia de economías de escala con repercusión en los resultados de los fondos.

Dentro de la literatura de análisis de la eficiencia, evaluación de resultados o *performance*, de los fondos de inversión, la disponibilidad de datos condiciona la medida a utilizar. Los trabajos de Grinblatt y Titman (1989) y Rubio y Marín (2001), este último para los

fondos españoles, aplican medidas que emplean datos de composición de cartera. Sin embargo la amplia mayoría de trabajos han empleado información sobre rendimientos. En este caso es común la especificación de un modelo que realice un ajuste de estos rendimientos. Así las clásicas medidas de Sharpe (1966) y Jensen (1968) ajustan al riesgo total y sistemático respectivamente. A partir de éstas ha habido una evolución de las medidas de *performance*, en función de la problemática de las medidas anteriores y el desarrollo académico de los modelos de valoración de activos. Así, Sharpe (1992) plantea el análisis por estilos ampliando el número de carteras de referencia. Por otro lado, Ferson y Schadt (1996) aplican el enfoque condicional, que permite variabilidad en el riesgo sistemático, también aplicado por Basarrate y Rubio (1999) en España.

La mayoría de los trabajos de la literatura financiera sobre evaluación de resultados de los fondos no han evidenciado de forma agregada, una superior eficiencia con respecto a carteras de referencia de gestión pasiva. Pero esta evidencia no es un punto final en la evaluación de la gestión de la cartera, sino el comienzo del análisis detallado de la relación entre la eficiencia, las variables que definen la gestión realizada y las características de los fondos de inversión estudiados.

Una de las características de la inversión en fondos es el importante volumen patrimonial gestionado por estas instituciones. Tradicionalmente se ha supuesto la hipótesis de economías de escala en la gestión de la cartera. Así, al existir una inversión de mayor tamaño, se reducen en términos relativos los costes de gestión, como tratamiento de información, recursos humanos y transacción entre otros, motivando en consecuencia una mayor eficiencia del fondo. Sin embargo, la investigación empírica no aporta una clara evidencia sobre la aceptación de esta hipótesis. Baumol *et al.* (1990) muestran la existencia de economías de escala en las operaciones de mercado realizadas por los fondos. Zera y Madura (2001) también encuentran la presencia de economías de escala para una amplia tipología de fondos. Annaert *et al.* (2001) evidencian cómo la eficiencia de los fondos está positivamente relacionada con su tamaño y eficiencia de periodos anteriores. Sin embargo la existencia de economías de escala puede no tener un efecto directo en la eficiencia, dado que en ésta pueden intervenir otros factores.

Beckers y Vaughan (2001) muestran que la gestión de carteras con un amplio volumen patrimonial es más lenta y menos flexible que en tamaños de gestión más reducidos, evidenciando una relación inversa entre tamaño y eficiencia. Indro *et al.* (1999) encuentran una relación positiva entre eficiencia y tamaño, no obstante los fondos de mayor tamaño, incurren en mayores costes de organización y presentan mayores dificultades para mover sus carteras motivando una reducción en eficiencia.

Los resultados para los fondos de inversión en el mercado español parecen confirmar los planteamientos de este último trabajo. En un estudio para los fondos de renta fija, Álvarez (1994) evidencia cómo los fondos con mayor eficiencia son aquellos con un patrimonio intermedio, y fondos con patrimonios de reducido o gran tamaño, obtienen una eficiencia inferior a éstos. También en el mercado español, pero para fondos de renta variable, Matallín y Fernández (1999) alcanzan los mismos resultados. En el presente trabajo vamos a analizar no solamente la relación entre tamaño y eficiencia, sino también la relación entre tamaño y gestión de cartera, fundamentalmente la existencia de gestión activa de la cartera mediante el estudio de la variabilidad de la posición de riesgo sistemático, por medio de una aplicación metodológica del filtro de Kalman.

Además de la relación entre eficiencia y tamaño, también es interesante analizar qué factores inciden en la eficiencia y a su vez, la relación entre éstos y el tamaño. Así, la literatura sobre fondos ha reconocido dos factores fundamentales en el desarrollo de la gestión activa de una cartera. La primera es la selección de activos, al objeto de incorporar (extraer) en la cartera aquellos infravalorados (sobrevalorados) temporalmente por el mercado. La segunda es la sincronización con el mercado, al objeto de incrementar (disminuir) la posición de riesgo anticipando un movimiento alcista (bajista). La medida de la sincronización supone analizar la variabilidad del riesgo sistemático de una cartera de forma restringida a la medida planteada. Por este motivo, en este trabajo también hemos planteado una metodología menos restrictiva, concretamente el filtro de Kalman, que muestra los cambios en la posición de riesgo sistemático producidos por la gestión activa del fondo, para después poder analizar la relación entre éstos y el volumen patrimonial gestionado.

Planteados los objetivos de este trabajo: en primer lugar se propone la metodología aplicada; posteriormente se describen los datos utilizados, el proceso de selección de la muestra analizada y a continuación se muestran los resultados del trabajo empírico. Dentro del apartado dedicado a los resultados se distinguen las siguientes secciones: (1) el análisis de la eficiencia de los resultados de los fondos, (2) el análisis de la capacidad de sincronización, (3) la estimación de la beta dinámica mediante el filtro de Kalman y el análisis de sincronización derivado, (4) la relación entre eficiencia y tamaño y (5) la relación entre tamaño y gestión dinámica de la cartera. Para terminar, se presentan las conclusiones alcanzadas.

2. METODOLOGÍA

2.1 Evaluación de resultados

Con el objetivo de analizar la relación entre el tamaño y la gestión de los fondos de inversión, se han utilizado diferentes métodos que nos informan de la gestión realizada. En este sentido, existe una amplia literatura sobre evaluación de resultados o *performance* de fondos de inversión; así como su disgregación entre selección y sincronización, como dos habilidades fundamentales de la gestión activa de los gestores de las carteras.

El índice de Sharpe (1966) expresado por IS_p en [1] es una medida de *performance* con una amplia aplicación empírica en la literatura financiera. Realiza una evaluación relativa que ajusta el rendimiento medio $E[R_p]$ de una cartera p a su riesgo total, medido por la desviación típica σ_p . Donde R_{pt} es el rendimiento del fondo p en el momento t y en exceso sobre el rendimiento libre de riesgo.

$$IS_p = \frac{E[R_p]}{\sigma_p} \quad [1]$$

Dada la tipología existente de fondos, determinada metodología ha establecido condiciones y carteras de referencia más específicas. Así, Elton, Gruber, Das y Hlavka (1993), señalan la idoneidad de establecer carteras de referencia apropiadas que incluyan todas las clases de activos en las que la cartera evaluada invierte. El análisis mediante el estilo, planteado

en Sharpe (1992), proporciona una metodología adecuada, dado que recoge la diversidad de las clases de activos que integran la cartera del fondo. Así se plantea el modelo [2] como una extensión multifactorial al *alfa* de Jensen (1968).

$$R_{pt} = \alpha_p + \beta_{pm} R_{mt} + \beta_{pd} R_{dt} + \beta_{pl} R_{lt} + u_{pt} \quad [2]$$

Donde, R_{mt} es el rendimiento del mercado de renta variable, en el momento t y en exceso sobre el rendimiento libre de riesgo. R_{dt} representa el rendimiento, también en exceso, de los activos de Deuda Pública a medio y largo plazo. La variable R_{lt} representa el rendimiento en exceso de las Letras del Tesoro, con un vencimiento medio próximo al año. El valor del intercepto α_p del modelo es la medida de eficiencia del fondo.

2.2. Evaluación de la capacidad de sincronización

Al objeto de estudiar los factores que inciden en la eficiencia de los fondos y su relación con el volumen patrimonial gestionado, se ha analizado la capacidad de sincronización. La sincronización con el rendimiento del mercado o *market timing* hace referencia a la capacidad de los gestores de la cartera de anticipar los movimientos del mercado y en consecuencia, modificar la posición de riesgo de la cartera. Al objeto de evaluar la capacidad de sincronización se ha propuesto diferentes planteamientos teóricos, concretados en medidas aplicadas empíricamente.

Treynor y Mazuy (1966) proponen una especificación de beta que incorpora una constante b_p como beta media a largo plazo y una pendiente c_p que mide la capacidad de sincronización de los gestores, siguiendo una estrategia que incrementa (disminuye) la beta cuando el rendimiento en exceso es positivo (negativo). De este modo, se puede establecer el modelo de regresión [3], que incorpora un término cuadrático,

$$R_{pt} = \alpha_p + b_p R_{mt} + c_p R_{mt}^2 + u_{pt} \quad [3]$$

donde α_p mide la capacidad de selección de activos individuales en el caso de una gestión activa de la cartera.

También al objeto de medir la sincronización, Henriksson y Merton (1981) proponen una beta dinámica con dos niveles alternativos, uno para mercados con periodos alcistas b'_p y otro para momentos bajistas $b'_p - \lambda_p$.

$$R_{pt} = \alpha_p + b'_p R_{mt} + \lambda_p m \max(0, R_{mt}) + u_{pt} \quad [4]$$

Por tanto, si λ_p en [4] es significativamente mayor que cero, la beta para periodos alcistas sería superior a la beta para periodos bajistas y habría existido capacidad de sincronización.

Los modelos anteriores también son ampliables bajo la consideración de todas aquellas clases de activos en las que el fondo puede invertir. Dado que la muestra objeto de análisis en el trabajo empírico está formada fundamentalmente por fondos con predominio de inversión en renta variable, este factor explicativo es el más importante. Por este motivo, únicamente se ha considerado la sincronización con relación a este mercado. No obstante, se ha incorporado los factores empleados en [2], dentro de los modelos de regresión [3] y [4], obteniéndose las expresiones [5] y [6]:

$$R_{pt} = \alpha_p + b_p R_{mt} + c_p R_{mt}^2 + \beta_{pd} R_{dt} + \beta_{pl} R_{lt} + u_{pt} \quad [5]$$

$$R_{pt} = \alpha_p + b'_p R_{mt} + \lambda_p m \max(0, R_{mt}) + \beta_{pd} R_{dt} + \beta_{pl} R_{lt} + u_{pt} \quad [6]$$

Una vez estimada la capacidad de sincronización en el trabajo, se analiza si los fondos con capacidad de sincronización presentan mejor evaluación que aquellos con escasa capacidad de sincronización. La evidencia de sincronización es comparada con relación a una medida de evaluación total de los resultados del fondo, como el índice de Sharpe. De esta forma, la evaluación de los fondos es estimada de forma separada a la estimación del modelo del proceso generador de rendimientos. Así, se evita la presencia de relaciones artificiales, dentro de un mismo modelo, entre los coeficientes que miden sincronización y evaluación.

2.3 Análisis mediante el filtro de Kalman

En la sección anterior se han establecido dos modelos que contemplan la especificación del riesgo sistemático en función de la posible sincronización con el mercado, manteniendo al

mismo tiempo una beta objetivo a largo plazo. Aunque en la literatura financiera especializada ha habido extensiones que han desarrollado estas medidas, es posible la existencia de un problema de especificación con relación al dinamismo del riesgo sistemático en el tiempo.

En efecto, la cuestión subyacente aquí es si la hipótesis de estabilidad del nivel de riesgo sistemático de una cartera de inversión, como en el caso de los fondos, es aceptable. Así - y de forma también extensible a modelos multifactoriales, no habría porqué suponer a priori una beta estable en el tiempo, máxime cuando es más factible la existencia de cambios en ésta, motivados por la gestión activa de la cartera. Estos cambios pueden ser a corto plazo, siguiendo una estrategia de sincronización con el mercado, así como a largo plazo, motivados por una estrategia de sincronización estructural en la beta objetivo. Además de los cambios motivados por los gestores del fondo, el riesgo sistemático de la cartera puede presentar variaciones, en la medida que no sea estable la posición de riesgo de los activos que integran esa cartera. Esta variabilidad puede presentar un carácter residual, así como estar derivada por una incorrecta especificación del modelo de valoración de activos empleado en el modelo del proceso generador de rendimientos.¹

Por tanto, para el caso de los fondos de inversión, resulta más razonable suponer un nivel de riesgo sistemático variable en el tiempo. La literatura de evaluación de fondos que contempla la sincronización en rendimiento o *market timing* únicamente ha realizado una aproximación parcial a esta cuestión. Más recientemente, el enfoque condicional de Ferson y Schadt (1996) y Ferson y Warther (1996) sí propone una beta dinámica en el tiempo como respuesta de los gestores a la información pública existente en el mercado. Sin embargo, este enfoque no analiza la serie temporal de la beta dinámica implícita en la especificación del proceso generador de los rendimientos de los fondos, no evalúa la eficiencia de la respuesta de los gestores y tampoco contempla la posibilidad de cambios de tipo endógeno en el nivel de riesgo sistemático.

Con relación a esta problemática, en el presente trabajo se propone la aplicación de una metodología que contempla la presencia de cambios en el riesgo sistemático para cualquier amplitud de horizonte temporal. Esta metodología es el filtro de Kalman. Así, el parámetro beta

se considera variable en el tiempo de una forma factible y natural para la gestión de una cartera. Al nivel de los activos individuales, sí se ha realizado estudios que aplican esta metodología para estudiar la variabilidad de la beta, como en los trabajos de Wells (1994) y más recientemente Mckenzie, Brooks y Faff (2000).

Una idea sintética del filtro es separar el error cometido en la predicción de una variable en dos componentes, el primero es un componente de tipo residual y aleatorio, el segundo está motivado por un cambio no observable en la variable objeto de estudio. Así, el error producido al ajustar en el tiempo el rendimiento de una cartera a una beta estable con el rendimiento del mercado, está producido, no únicamente por la presencia de un error residual aleatorio, sino por la existencia de cambios en la propia beta de la cartera. Para un evaluador externo que analiza la gestión de un fondo de inversión el parámetro beta no es directamente observable, por lo que esta metodología es ciertamente apropiada para analizar la presencia de variabilidad en la posición de riesgo sistemático o sensibilidad con el mercado.

Tomando una versión discreta del filtro de Kalman, en el presente trabajo se propone un modelo para el proceso generador de los rendimientos de un fondo, mediante la especificación de la ecuación [7] y el sistema computacional establecido en [8]-[13]. Dado el carácter de la muestra de fondos objeto de análisis en el presente trabajo, el principal factor de riesgo es el rendimiento del mercado de renta variable. Por esto, vamos a analizar fundamentalmente el dinamismo de la beta de la cartera con el mercado bursátil, no obstante este análisis es fácilmente ampliable para el caso de modelos multifactoriales. Por tanto, utilizando la terminología de los modelos de espacio de estados, la expresión [7] representa la ecuación de medida u observaciones, mediante las series temporales de rendimientos en exceso de la cartera del mercado m y el fondo p ,

$$R_{pt} = \alpha_p + \beta_{pt} R_{mt} + u_{pt} \quad [7]$$

La expresión [8] representa la ecuación de transición de la variable de estado β_{pt} a lo largo del tiempo,

$$\beta_{pt+1} = \beta_{pt} + v_t \quad [8]$$

donde se supone que la beta de la cartera sigue en términos esperados un paseo aleatorio, siendo v_t el término de error o perturbación aleatoria de la ecuación. Esta hipótesis es común al planteamiento de los trabajos de Brooks *et al.* (1998) y McKenzie *et al.* (2000) en aplicación del filtro de Kalman a las betas de los activos. De esta forma, la expresión [9] representa la ecuación de $\hat{\beta}_{pt+1/t}$, predicción de la beta de la cartera en el momento $t+1$ dada la información existente hasta t , que será igual a la beta $\hat{\beta}_{pt/t}$ estimada en t a partir de la información disponible hasta ese momento t , dado que el término de error tiene media cero.

$$\hat{\beta}_{pt+1/t} = \hat{\beta}_{pt/t} \quad [9]$$

El valor estimado de la beta en t para la información hasta t es el resultado de corregir, en la ecuación de adaptación [10], la estimación realizada con la información disponible hasta $t-1$ con la nueva información obtenida en t . Esta nueva información consiste fundamentalmente en la medida del error cometido en la predicción de la ecuación [7] de las observaciones, dada la predicción de la beta con la información hasta $t-1$:

$$\hat{\beta}_{pt/t} = \hat{\beta}_{pt/t-1} + k_t (R_{pt} - \alpha_p - \hat{\beta}_{pt/t-1} R_{mt}) \quad [10]$$

donde k_t representa la ganancia del filtro lineal óptimo, especificado en [11]:

$$k_t = P_{t/t-1} R_{mt} (P_{t/t-1} R_{mt}^2 + \sigma_u^2)^{-1} \quad [11]$$

donde $P_{t/t-1}$ representa la varianza en t de la predicción del estado dada la información existente hasta $t-1$, y σ_u^2 la varianza de la perturbación aleatoria u_{pt} en [7]. Así mismo, las expresiones [12] y [13] actualizan la varianza de la predicción,

$$P_{t/t} = (1 - k_t R_{mt}) P_{t/t-1} \quad [12]$$

$$P_{t+1/t} = P_{t/t} + \sigma_v^2 \quad [13]$$

donde σ_v^2 identifica la varianza de la perturbación aleatoria v_t en [8].

A partir de la estimación del sistema definido en [7]-[13], se obtiene de forma recursiva la serie de la beta dinámica $\hat{\beta}_{pt/t}$ de la cartera de un fondo p y el resto de parámetros del

sistema², como el intercepto α_p que evalúa la gestión realizada en la cartera una vez descontada, en este caso, la variación del riesgo sistemático.

3. SELECCIÓN DE LA MUESTRA Y DATOS

En el análisis empírico se ha utilizado una muestra de Fondos de Inversión Mobiliaria (FIM) desde enero de 1992 a marzo de 1998. Dentro del amplio número de fondos existente, se ha seleccionado aquellos con valor liquidativo durante todo el periodo muestral. Los fondos estudiados son fondos con predominio de inversión en renta variable de carácter doméstico. Para determinar los fondos de renta variable y variable mixta, se ha utilizado la información existente en los Informes sobre Instituciones de Inversión Colectiva, de carácter trimestral, de la Comisión Nacional del Mercado de Valores (CNMV). La muestra se ha formado con todos aquellos fondos que fueron clasificados por término medio como de renta variable (RV) o renta variable mixta (RVM). El carácter doméstico de los fondos de inversión se ha establecido siguiendo la metodología de Matallín y Fernández (2001)³. De esta forma, se ha incluido en la muestra un gran porcentaje de fondos que presentan valores de inversión en cartera exterior de carácter residual, a diferencia de los considerados fondos internacionales, con importantes asignaciones en activos de cartera exterior.

Para cada uno de los fondos de la muestra se ha calculado el rendimiento semanal, 326 datos por fondo. El rendimiento r_{pt} de un fondo p se ha calculado como la variación relativa del valor liquidativo de la participación VLP_p al final de cada semana, normalmente viernes laborable, según la expresión [14]. A continuación se calcula el rendimiento en exceso R_{pt} , como la diferencia entre r_{pt} y el rendimiento del activo libre de riesgo. La fuente de los datos de los valores liquidativos ha sido la CNMV.

$$r_{pt} = \left(VLP_{pt} - VLP_{pt-1} \right) / VLP_{pt-1} \quad [14]$$

Como *proxys* del rendimiento de las carteras de referencia, que representan las clases de activos en las que los fondos invierten, se ha utilizado: el índice Ibex35 para las acciones del mercado bursátil español; el índice de Analistas Financieros Internacionales (AFI) de Deuda del

Estado, que representa el valor de mercado de una cartera compuesta por los bonos y obligaciones del Estado, con un vencimiento a medio y largo plazo, y el índice AFI de Letras del Tesoro a un año. Las fuentes de estos datos han sido los servidores de información en Internet de la Sociedad de Bolsas (1999) y de Analistas Financieros Internacionales (1999). Para determinar los rendimientos semanales en exceso, tanto para los fondos como para los índices de referencia, se ha considerado como rendimiento del activo libre de riesgo el derivado del índice AFI de repos a un día⁴. Los rendimientos de las carteras de referencia se han calculado también de forma relativa y semanal, en los mismos periodos y de la misma forma que los rendimientos de los fondos.

4. RESULTADOS

4.1 *Evaluación de los fondos de inversión*

En primer lugar se ha aplicado las medidas de evaluación establecidas en [1] y [2] a los resultados de los fondos de inversión de la muestra. De forma agregada, la tabla 1 presenta una síntesis de estos resultados.

Así se muestran los resultados alcanzados con el índice de Sharpe. Se ha comparado el valor del índice para cada fondo con el correspondiente al Ibex 35. La mayoría de los fondos, obtienen un ratio menor al del mercado, indicando una *performance* inferior. Por tipología de fondos y a nivel agregado, los fondos de RVM tienen unos resultados peores que los de RV.

[INSERTAR TABLA 1]

En aplicación del modelo [2] el intercepto de la regresión α_p evalúa los resultados del fondo. En consistencia con los resultados obtenidos al aplicar [1], la presencia de valores negativos es mayor que la de signo positivo, obteniéndose 11 significativamente negativos y 4 positivos. En términos agregados, no se deduce la existencia de una capacidad superior, por parte de los fondos, para superar al mercado. Con relación a la estimación realizada, aunque en

algunos casos los factores β_{pd} y β_{pl} resultan significativos, el principal factor con relevancia en la evaluación es el mercado bursátil.

4.2 Beta dinámica y capacidad de sincronización

A continuación se ha analizado la capacidad de sincronización en rendimiento o *market timing*, mediante los modelos de regresión de Treynor-Mazuy y Henriksson-Merton especificados en las expresiones [3], [4], [5] y [6]. La tabla 2 muestra una síntesis de estos resultados. Tal como se observa y en comparación con los resultados obtenidos en la tabla 1, el intercepto α_p de la regresión toma valor negativo o nulo en un mayor número de fondos; sin embargo, excepto en el caso del modelo [3] se reduce el número de valores significativos distintos de cero.

[INSERTAR TABLA 2]

En la tabla 3 se analizan las correlaciones entre los interceptos de los distintos modelos y también con relación al índice de Sharpe. La correlación entre los interceptos de los modelos [1] y [2] es elevada, al igual que la correlación de éstos con el índice de Sharpe. La correlación entre los interceptos de los modelos [3]-[6], que miden la capacidad de selección también es elevada. Sin embargo, la correlación entre los interceptos de estos modelos con relación a los correspondientes a los modelos [1] y [2] es menor, así como con relación al índice de Sharpe, especialmente en el caso del modelo de Henriksson y Merton [4] y el extendido multifactorial [6].⁵

[INSERTAR TABLAS 3 Y 4]

Con relación a los resultados obtenidos en la medida de la capacidad de sincronización, la amplia mayoría de los fondos no presenta unos parámetros λ_p y c_p significativamente distintos de cero, lo que indica ausencia de sincronización con el mercado, positiva o negativa. Cuando el parámetro que mide la capacidad de sincronización es significativo y positivo (negativo) se

interpreta como una correcta (incorrecta) sincronización. Tal como muestra la tabla 2, los valores significativos de λ_p y c_p reparten su signo entre valores positivos y negativos prácticamente de forma simétrica, excepto en el modelo de regresión [4], en el que los valores negativos duplican a los positivos. Por tanto, a un nivel agregado un amplio número de fondos no presenta capacidad de sincronización relevante, en todo caso existen algunos casos con correcta sincronización y otros en los que ésta es incorrecta o perversa. Por último, la tabla 5 muestra la elevada correlación que existe entre los parámetros que miden la sincronización en cada uno de los modelos de regresión. Tal como se observa, los resultados son muy similares para los modelos aplicados, aunque se incluya un número diferente de factores y una especificación de la medida de sincronización diferente.

[INSERTAR TABLA 5]

4.3 Beta dinámica mediante el filtro de Kalman

En la sección anterior se ha incluido, dentro del análisis de la gestión de la cartera, la presencia de variables que miden la capacidad de sincronización del rendimiento o *market timing*. A continuación vamos a estudiar la presencia de cambios en el riesgo sistemático desde un punto de vista más amplio. Así, se contempla la posibilidad de modificaciones de la beta objetivo como consecuencia de decisiones de los propios gestores de los fondos. En este sentido, el modelo de filtro de Kalman especificado por las ecuaciones [7]-[13] es una metodología especialmente apropiada.

Para todos los fondos de la muestra se ha aplicado el sistema [7]-[13] mediante la estimación de los parámetros correspondientes. Esta estimación se ha realizado por máxima verosimilitud, utilizando el algoritmo de optimización de BHHH. Dentro de los resultados obtenidos, para el modelo [7] se ha estimado una constante α_p y la serie temporal de la beta dinámica β_{pt} . En un importante número de fondos la beta ha variado en el tiempo y en la amplia mayoría, al comparar el valor de enero de 1992 con el existente en marzo de 1998, se ha experimentado un incremento.

[INSERTAR TABLA 6]

La tabla 6 informa de la diferencia entre la beta final e inicial de los fondos. Son pocos los casos en los que la evolución de la beta ha sido decreciente. En la tabla 6, el intercepto α_p presenta signo negativo en un importante número de fondos. Dado que hemos permitido variabilidad en la beta de la cartera, este resultado negativo es únicamente imputable a factores de la gestión de la cartera no relacionados con estrategias de sincronización que implican este dinamismo del riesgo sistemático: uno de estos factores reconocido en la literatura financiera sería la selección de activos; pero es necesario indicar, tal como establece Álvarez (1994) en su estudio, que este resultado sería también imputable a las comisiones de gestión soportadas por los fondos, que reducen de forma relevante el rendimiento obtenido.

La tabla 6 muestra también la correlación entre la variación relativa de la beta en la serie estimada mediante el filtro de Kalman y el rendimiento del Ibex35. Esta correlación puede ser empleada como una medida de la capacidad de sincronización en rendimiento o *market timing* con relación al Ibex35 para un horizonte temporal de amplitud semanal, dado que los rendimientos se han calculado con esta periodicidad. De los 71 fondos analizados, en 53 casos esta correlación es negativa y en 18 positiva, pero en muchos casos con valores muy próximos a cero lo que indica ausencia de relación significativa, la interpretación de este resultado es común a la evidencia encontrada en la mayoría de la literatura financiera sobre *market timing*, es decir ausencia de capacidad de sincronización y en todo caso presencia de sincronización negativa o perversa.

También se puede estudiar la sincronización con el mercado, pero tomando como referencia un periodo de mayor amplitud. En este caso vamos a definir la sincronización estructural como aquella que implica una variación del riesgo sistemático a largo plazo o beta objetivo, al objeto de sincronizar con la tendencia del mercado de renta variable. En este caso se ha tomado como medida, la correlación entre la beta β_{pt} estimada mediante el filtro de Kalman y el valor del Ibex35. Tal como se muestra en la tabla 6, la amplia mayoría de los fondos

presentan correlaciones positivas con el mercado de renta variable, compartiendo la tendencia alcista existente. Esta sincronización resulta un valor añadido de la gestión de la cartera si comparamos los resultados con los obtenidos por una cartera de gestión pasiva que replica el fondo evaluado mediante una estrategia con beta constante. Sin embargo, también se ha comparado el resultado de cada fondo con sincronización estructural con relación a un fondo de gestión pasiva replicante que sigue una estrategia de comprar y mantener. En este caso, al incrementarse la beta del fondo replicante de forma implícita dada la tendencia alcista del mercado⁶, la sincronización estructural se produce de forma artificial y la evaluación de los fondos de inversión toma un valor inferior al obtenido cuando se ha comparado con un fondo replicante de beta fija.

4.4 Eficiencia y tamaño

A continuación se muestran los resultados del análisis de la relación entre el tamaño de los fondos y su eficiencia, obtenida en las secciones anteriores. Como muestra, se presentan los resultados alcanzados cuando la eficiencia es medida por el intercepto estimado mediante la metodología del filtro de Kalman. Así, la figura 4 presenta el gráfico de dispersión que relaciona este intercepto con el patrimonio medio T_p de cada fondo p , expresado en millones de euros. Se ha realizado un análisis de corte transversal mediante el modelo de regresión [15], donde la variable endógena E_p es la eficiencia del fondo, mostrándose los resultados de esta estimación en la tabla 7. En este caso el tamaño es capaz de explicar el 14,5% de la dispersión de corte transversal de la evaluación de los fondos analizados. El gráfico también representa el valor de \hat{E}_p como el intercepto del filtro de Kalman obtenido después de la estimación del modelo [15].

$$E_p = a_0 + a_1 T_p + a_2 T_p^2 + \varepsilon_p \quad [15]$$

[INSERTAR FIGURA 4]

[INSERTAR TABLA 7]

Este mismo análisis también se ha realizado para el resto de medidas de *performance*. Se ha aplicado el modelo [15], pero cambiando la variable endógena E_p por la medida de eficiencia correspondiente, tal como se presenta en la tabla 7. Los resultados son muy similares a través de todas las medidas y coinciden con los alcanzados por Álvarez (1994) y Matallín y Fernández (2001): la relación entre eficiencia y tamaño no es creciente linealmente, si no que los peores valores de eficiencia se producen en fondos de menor tamaño. Para fondos con tamaño intermedio se incrementa la eficiencia, para disminuir ligeramente en fondos con gran volumen patrimonial gestionado. Por tanto la existencia de economías de escala es relativa.

4.5 *Tamaño y gestión dinámica de la cartera*

También se ha analizado la relación entre el tamaño de cada fondo y la gestión activa de la cartera, con respecto a la variación del riesgo sistemático estimada en los modelos de sincronización [3], [4], [5] y [6]. Los resultados son muy similares en los cuatro casos, en la tabla 7 se presenta como muestra la estimación de los parámetros de la regresión cuadrática [15], pero utilizando como variable endógena E_p la capacidad de sincronización medida por c_p en el modelo [3]. No se evidencia una relación significativa entre sincronización y patrimonio, no obstante los peores valores de sincronización se producen en fondos de reducido tamaño.

Con relación a la beta dinámica β_{pt} estimada mediante el filtro de Kalman, la figura 5 representa el gráfico de dispersión que relaciona el tamaño y la desviación típica de la serie temporal de la beta dinámica de cada fondo. Se observa cómo, conforme se incrementa el patrimonio gestionado por el fondo, se hace mucho más difícil cambiar la beta y mover la cartera, por lo que ésta permanece más estable durante el periodo muestral. Este resultado es relevante, en el sentido que, dados los resultados obtenidos sobre la eficiencia de los fondos, muestra el posible beneficio de asumir estrategias de gestión que incorporen un nivel intermedio de rotación de la cartera. Así, se podría inferir que en los fondos de menor tamaño se ha realizado una gestión activa, con mayor variabilidad en el riesgo sistemático, pero sin obtener un valor añadido que pueda compensar los costes de esa gestión tan activa y los costes de

rotación de la cartera. Por su parte, los fondos de mayor tamaño, debido al gran volumen gestionado muestran una menor variabilidad del riesgo, adoptando una gestión más pasiva y obteniendo en términos de eficiencia unos resultados sensiblemente inferiores a los obtenidos por los fondos de tamaño intermedio. La tabla 7 también muestra los resultados de la estimación de la regresión cuadrática [15] tomando como variable endógena E_p la desviación típica de la serie temporal estimada de la beta dinámica β_{pt} calculada mediante el filtro de Kalman, para cada uno de los fondos de la muestra.

[INSERTAR FIGURA 5]

Por último se ha analizado la relación entre el tamaño y la capacidad de sincronización, en el corto plazo y de forma estructural, medida respectivamente por las correlaciones $\rho(\Delta\beta_{pt}/\beta_{pt-1}, R_{mt})$ y en diferencias relativas $\rho(\beta_{pt}, I_{bex_t})$, donde la beta dinámica β_{pt} ha sido estimada mediante el filtro de Kalman. En ambos casos, los resultados son muy similares a los alcanzados en los modelos de sincronización [3], [5], [4] y [6], de forma que los peores resultados de sincronización se obtienen en fondos de patrimonio reducido. Así, de los siete fondos que en la tabla 6 presentan una sincronización estructural negativa, es decir $\rho(\beta_{pt}, I_{bex_t}) < 0$, seis presentan un patrimonio menor de 30 millones de euros. En la tabla 7 se muestra el resultado de la estimación de [15] tomando como variable endógena E_p tanto $\rho(\beta_{pt}, I_{bex_t})$ como $\rho(\Delta\beta_{pt}/\beta_{pt-1}, R_{mt})$.

5. CONCLUSIONES

En este trabajo se ha evaluado la gestión de los fondos de inversión con relación al tamaño de la cartera gestionada, medido por el volumen patrimonial del fondo. Para una muestra de FIM con inversión predominante en renta variable del mercado español, se ha estimado la eficiencia de cada fondo mediante diferentes metodologías.

De la evaluación de los resultados de los fondos se deduce que en agregado éstos no superan el rendimiento obtenido por una gestión pasiva, es decir no batan al mercado. Esta

conclusión es común a la alcanzada en la literatura financiera previa, por lo que en términos medios, la gestión activa no compensa los gastos derivados de esa gestión.

En el análisis por componentes dinámicos, el análisis de la capacidad de sincronización proporciona unos resultados también similares a los alcanzados en la literatura previa. Es decir, no se evidencia capacidad de sincronización significativa.

Al aplicar la metodología del filtro de Kalman se obtiene para cada fondo de la muestra la serie temporal de la beta dinámica. Como muestran los resultados hay una importante variabilidad en el riesgo sistemático. La mayoría de los fondos han incrementado la beta en el largo plazo de forma paralela a la tendencia alcista del Ibex35 durante la segunda mitad de la década de los noventa, lo que implica una sincronización estructural positiva. Sin embargo, si comparamos este resultado con el obtenido por un fondo de gestión pasiva que sigue una estrategia de comprar y mantener, y por tanto sujeto al efecto de la sincronización pasiva, esta sincronización puede haber estado motivada de forma artificial por este efecto y no responder a una efectiva sincronización en el largo plazo. Al analizar la capacidad de sincronización en el corto plazo o *market timing*, ésta resulta nula en general y en todo caso son más los fondos con sincronización negativa que positiva.

Con respecto a la relación entre eficiencia y tamaño, la teoría indica la posible presencia de economías de escala al incrementar el volumen patrimonial gestionado. Al realizar el análisis empírico se muestra cómo los peores resultados de eficiencia se obtienen en fondos con un reducido patrimonio, mientras que los fondos con un patrimonio intermedio obtienen mejores resultados que éstos y ligeramente superiores a los alcanzados por los fondos de mayor tamaño. Este resultado es consistente para todas las medidas de evaluación de resultados aplicadas en el presente trabajo.

También se ha evidenciado como los fondos de menor tamaño presentan una peor sincronización y una mayor variabilidad de la beta dinámica estimada mediante el filtro de Kalman. A su vez, los fondos de mayor tamaño presentan betas más estables en el tiempo. La conclusión que se podría inferir de estos resultados, es que los fondos de tamaño intermedio cambian menos la beta de la cartera, disminuyen costes de rotación, pero a su vez realizan una

gestión activa con una adecuada variabilidad en el riesgo sistemático, obteniendo así mejores resultados. Sin embargo los fondos de gran tamaño, por su excesivo patrimonio no pueden realizar una gestión tan activa de la cartera y muestran una beta más estable. Los fondos de reducido tamaño, presentan una mayor variabilidad de la beta gracias a su reducido tamaño, pero podrían incrementar costes de rotación y obtener en conjunto los peores resultados.

5. BIBLIOGRAFÍA

Alvarez, J. (1994): “Análisis de los Fondos de Inversión de renta fija en España”, Centro de Estudios Monetarios y Financieros, documento de trabajo 9422.

Analistas Financieros Internacionales (1999): Servidor de información en Internet, <<http://www.afi.es>> [27/12/99].

Annaert, J.; van den Broeck, J. y vander Venet, R. (2001): “Determinants of mutual fund performance: A Bayesian Stochastic Frontier Approach”, Working paper, University of Antwerp, Belgium.

Basarrate, B. y Rubio, G. (1999): “Nonsimultaneous prices and the evaluation of managed portfolios in Spain”, *Applied Financial Economics*, 9, 273-281.

Baumol, W.; Goldfeld, S.; Gordon, L. y Koehn, M (1990): *The economics of mutual fund markets: Competition versus regulation*, Kluwer Academic Publishers, Boston.

Beckers, S. y Vaughan, G. (2001): “Small is beautiful”, *The Journal of Portfolio Management*, vol. 27, 4, 9-17.

Brooks, R.; Faff, R. y McKenzie, M. (1998): “Time varying beta risk of Australian industry portfolios: A comparison of modelling techniques”, *Australian Journal of Management*, vol. 23, 1-22.

Coggin, D.; Fabozzi, F. y Rahman, S. (1993): “The investment performance of U.S. equity pension fund managers: An empirical investigation”, *The Journal of Finance*, vol. 48, 3, 1039-1055.

- Elton, E.; Gruber, M.; Das, J. y Hlavka, M. (1993): "Efficiency with costly information: A reinterpretation of evidence for managed portfolios", *Review of Financial Studies*, vol. 6, 1, 1-22.
- Ezquiaga, I. y Knop, R. (1994): "Los índices de renta fija y su utilización en la gestión de carteras: Los índices AFI", *Análisis Financiero*, 62, 22-37.
- Faff, R. y Brooks, R. (1997): "Further evidence on the relationship between beta stability and the length of estimation period", *Advances in Investment Analysis and Portfolio Management*, 4, 97-133.
- Faff, R. y Brooks, R. (1998): "Time-varying beta risk for Australian industry portfolios: An exploratory analysis", *Journal of Business Finance & Accounting*, vol. 25, 5/6, 721-745.
- Person, W. y Schadt, R. (1996): "Measuring fund strategy and performance in changing economic conditions", *Journal of Finance*, vol. 51, 2, 425-461.
- Grinblatt, M. y Titman, S. (1989): "Mutual fund performance: An analysis of quarterly portfolio holdings", *Journal of Business*, vol. 62, 3, 393-416.
- Henriksson, R. (1984): "Market timing and mutual fund performance: An empirical investigation", *Journal of Business*, vol. 57, 1, 73-96.
- Henriksson, R. y Merton, R. (1981): "On market timing and investment performance. II. Statistical procedures for evaluating forecasting skills", *Journal of Business*, vol. 54, 4, 513-533.
- Indro, D.; Jiang, C.; Hu, M. y Lee, W. (1999): "Mutual fund performance: does fund size matter?", *Financial Analysts Journal*, vol. 55, 3, 74-87.
- Jagannathan R. y Korajczyk, R. (1986): "Assessing the market timing performance of managed portfolios", *Journal of Business*, vol. 59, 2, 217-235.
- Jensen, M. (1968): "The performance of mutual funds in the period 1945-1964", *Journal of Finance*, vol. 23, 2, 389-415.
- Koopman, S.; Shephard, N. y Doornik, J. (1999): "Statistical algorithms for models in state space using SsfPack 2.2", *Econometric Journal*, vol. 2. 107-160.

- Marín, J. y Rubio, G. (2001): *Economía Financiera*, Antoni Bosh Editor, Barcelona.
- Matallín, J. (2001): “Sincronización pasiva en la gestión de carteras”, *Revista de Contabilidad y Tributación, CEF*, núm. 216, 123-158.
- Matallín, J. y Fernández, M. (1999): “Análisis de la performance a través del estilo del fondo de inversión”, *Revista Española de Financiación y Contabilidad*, vol. 28, 99, 413-442.
- Matallín, J. y Fernández, M. (2001): “La evaluación de los FIM de renta variable: un enfoque endógeno y multiperiodo”, *Revista Española de Financiación y Contabilidad*, vol. 30, 107, 67-102.
- Mckenzie, M.; Brooks, R. y Faff, R. (2000): “The use of domestic and world market indexes in the estimation of time-varying betas”, *Journal of Multinational Financial Management*, vol. 10, 91-106.
- Russell, G.; Impson, M. y Karafiath, I. (1994): “An empirical investigation of beta stability: Portfolios vs. individual securities”, *Journal of Business Finance & Accounting*, vol. 21, 6, 909-916.
- Sharpe, W. (1966): “Mutual fund performance”, *Journal of Business*, vol. 39, 1, 119-138.
- Sharpe, W. (1992): “Asset allocation: Management style and performance measurement”, *The Journal of Portfolio Management*, vol. 18, 1, winter, 7-19.
- Sociedad de Bolsas, S.A. (1999): Servidor de información en Internet, <<http://www.sbolsas.es>> [27/12/99].
- Treynor, J. y Mazuy, M. (1966): “Can mutual funds outguess the market?”, *Harvard Business Review*, vol. 44, 4, 131-136.
- Wells, C. (1994): “Variable betas on the Stockholm exchange 1971-1989”, *Applied Financial Economics*, vol. 4, 1, 75-92.
- Zera, S. y Madura, J. (2001): “The empirical relationship between mutual fund size and operational efficiency”, *Applied Financial Economics*, vol.11, 3, 243-251.

¹ La evidencia empírica parece confirmar determinada inestabilidad en el riesgo sistemático, tanto en los activos, como muestran Russell *et al.* (1994) Faff y Brooks (1997), como en las carteras, Wells (1994), Faff y Brooks (1998).

² La varianza residual de la ecuación de medida [7], la varianza residual de la ecuación de estado [8] y la varianza inicial de la predicción de [11] han sido estimadas por máxima verosimilitud y siguiendo la metodología de Koopman *et al.*(1999).

³ Para el período muestral analizado, la clasificación de la CNMV no establece una diferenciación para los fondos de inversión internacionales, puesto que el criterio adoptado era el porcentaje de inversión en renta fija. Dado que la muestra objeto de análisis son los fondos de renta variable de carácter doméstico, se ha empleado la metodología de Matallín y Fernández (2001) al objeto de discriminar entre fondos de inversión domésticos e internacionales. Para esto, a partir de los informes trimestrales de instituciones de inversión colectiva de la CNMV, se emplea la información sobre el porcentaje de cartera exterior de cada fondo para discriminar entre ambas categorías. De los 279 fondos con valor liquidativo durante el periodo muestral analizado, 187 presentan una clasificación media de renta fija o renta fija mixta y 92 de renta variable o variable mixta, éstos últimos se pueden agrupar en 21 internacionales y 71 domésticos. Por tanto, la muestra analizada representa la totalidad de fondos de inversión domésticos en renta variable y variable mixta con esta duración.

⁴ Ezquiaga y Knop (1994) explican la metodología de construcción de los índices AFI.

⁵ Teniendo presente el carácter determinista del índice de Sharpe, es relevante la influencia que tiene la inclusión de las variables que miden la sincronización, λ_p y c_p , con relación al intercepto del modelo. Este resultado condiciona la interpretación de los valores alcanzados en los interceptos α_p . En los trabajos de la literatura financiera sobre *performance* con modelos que evalúan también la capacidad de sincronización, se ha interpretado α_p como la medida de la capacidad de selección de activos. Sin embargo, la capacidad de selección no se mide directamente, si no que es identificada de forma complementaria a la medida de la capacidad de sincronización o *market timing*. Es más, si se analiza la correlación entre sincronización y la medida de selección de activos en la tabla 4, se observa como la correlación es negativa en todos los casos de los modelos [3]-[6]. La interpretación de esta relación inversa en parte de la literatura sobre *performance*, es que los gestores realizarían una asignación inversa de recursos entre estas dos habilidades de la gestión activa de la cartera: selección y sincronización. Sin embargo, Jagannathan y Korajczyk (1986), Coggin *et al.* (1993) y muestran como este resultado puede evidenciarse también como un efecto espurio o artificial del modelo planteado. Tal como señalan Henriksson (1984) y Jagannathan y Korajczyk (1986), un problema de incorrecta especificación del proceso generador de datos, puede ser la causa de la evidencia empírica de sincronización contraria y correlación negativa entre selección y sincronización. Por tanto no es razonable suponer que gestores que sincronicen correctamente realicen al mismo tiempo una incorrecta selección de activos. Si es más razonable la presencia de una correlación positiva entre sincronización y la medida total de la *performance*, especialmente en los casos en los que se aplica el índice de Sharpe, tal como muestra la primera columna de la tabla 4.

⁶ Cuando una cartera de gestión pasiva sigue una estrategia de comprar y mantener, puede evidenciarse la existencia del denominado efecto de la sincronización pasiva, definido por Matallín (2001). Este efecto se produce cuando al existir diferenciales de rentabilidad entre los activos que integran la cartera, la ponderación de éstos en la cartera se ve modificada y en consecuencia la posición de riesgo sistemático de la cartera. Así, dada la tendencia alcista del Ibex35, la ponderación en la cartera de la inversión en renta variable se incrementa, aumentando así la beta de la cartera, de una forma natural e implícita, sin responder a una gestión activa de los gestores puesto que la estrategia seguida ha sido comprar y mantener.

Tabla 1

Evaluación de los FIM de la muestra mediante los modelos [1] y [2], para el periodo enero de 1992 a marzo de 1998. Donde pc representa la probabilidad crítica del estadístico t del parámetro de referencia.

Clasif.	Número de fondos	Modelo [2]: Análisis mediante estilo				Modelo [1]: Índice de Sharpe	
		Signif. $\alpha_p < 0$		Signif. $\alpha_p > 0$		$IS_p < IS_m$	$IS_p > IS_m$
		$pc < 0,05$		$pc < 0,05$			
RV	26	10	0	16	4	15	11
RVM	45	34	11	11	0	38	7
Total	71	44	11	27	4	53	18

Tabla 2

Evaluación de la capacidad de sincronización los FIM de la muestra mediante los modelos [3], [4], [5] y [6] para el periodo enero de 1992 a marzo de 1998. Donde pc representa la probabilidad crítica del estadístico t del parámetro de referencia.

Clasif.	Núm. de fondos	Modelo [3]: Treynor y Mazuy unifactorial							
		Selección de activos				Sincronización o <i>market timing</i>			
		$\alpha_p \leq 0$	$pc < 0,05$	$\alpha_p > 0$	$pc < 0,05$	$c_p < 0$	$pc < 0,05$	$c_p > 0$	$pc < 0,05$
RV	26	15	1	11	3	7	2	19	6
RVM	45	38	13	7	1	23	9	22	6
Total	71	53	15	18	4	30	11	41	12

Clasif.	Núm. de fondos	Modelo [5]: Treynor y Mazuy multifactorial							
		Selección de activos				Sincronización o <i>market timing</i>			
		$\alpha_p \leq 0$	$pc < 0,05$	$\alpha_p > 0$	$pc < 0,05$	$c_p < 0$	$pc < 0,05$	$c_p > 0$	$pc < 0,05$
RV	26	15	0	11	2	8	2	18	5
RVM	45	37	10	8	1	22	6	23	4
Total	71	52	10	19	3	30	8	41	9

Clasif.	Núm. de fondos	Modelo [4]: Henriksson y Merton unifactorial							
		Selección de activos				Sincronización o <i>market timing</i>			
		$\alpha_p \leq 0$	$pc < 0,05$	$\alpha_p > 0$	$pc < 0,05$	$\lambda_p < 0$	$pc < 0,05$	$\lambda_p > 0$	$pc < 0,05$
RV	26	15	0	11	2	12	2	14	3
RVM	45	32	6	13	1	25	11	20	3
Total	71	47	6	24	3	47	13	24	6

Clasif.	Núm. de fondos	Modelo [6]: Henriksson y Merton multifactorial							
		Selección de activos				Sincronización o <i>market timing</i>			
		$\alpha_p \leq 0$	$pc < 0,05$	$\alpha_p > 0$	$pc < 0,05$	$\lambda_p < 0$	$pc < 0,05$	$\lambda_p > 0$	$pc < 0,05$
RV	26	14	0	12	2	12	2	14	2
RVM	45	34	7	11	1	23	6	22	4
Total	71	48	7	23	3	35	8	36	6

Tabla 3

Matriz de correlaciones entre los interceptos α_p obtenidos en las regresiones de los modelos representados por las expresiones [1], [2], [3], [4], [5], [6] al evaluar los resultados de los FIM de la muestra para el periodo enero de 1992 a marzo de 1998.

	[1] Índice de Sharpe	[2] Análisis por Estilo	[3] T-M unifactorial	[4] T-M multifactorial	[5] H-M unifactorial	[6] H-M multifactorial
[1]	1	0,844	0,492	0,547	0,236	0,273
[2]		1	0,607	0,654	0,283	0,297
[3]			1	0,968	0,908	0,873
[4]				1	0,884	0,900
[5]					1	0,970
[6]						1

Tabla 4

Matriz de correlaciones entre los interceptos α_p obtenidos en las regresiones de los modelos representados por las expresiones [1], [2], [3], [4], [5], [6] y el resultado obtenido al evaluar la capacidad de sincronización en los modelos [3], [4], [5] y [6].

	α_p en					
	[1] Índice de Sharpe	[2] Análisis por Estilo	[3] T-M unifactorial	[5] T-M multifactorial	[4] H-M unifactorial	[6] H-M multifactorial
c_p en [3]	0,331	0,349	-0,487	-0,447	-0,757	-0,712
c_p en [5]	0,355	0,413	-0,437	-0,418	-0,724	-0,726
λ_p en [4]	0,334	0,397	-0,460	-0,413	-0,767	-0,738
λ_p en [6]	0,325	0,409	-0,413	-0,406	-0,730	-0,749

Tabla 5

Matriz de correlaciones entre los parámetros que miden la capacidad de sincronización de los modelos de regresión [3], [5], [4] y [6].

	c_p en [3]	c_p en [5]	λ_p en [4]	λ_p en [6]
c_p en [3]	1	0,958	0,956	0,923
c_p en [5]		1	0,975	0,981
λ_p en [4]			1	0,981
λ_p en [6]				1

Tabla 6

Análisis mediante el filtro de Kalman, especificado en el sistema [7]-[13]. Se informa de los signos de la constante α_p en [7], de la diferencia entre el valor final e inicial $\beta_{pt} - \beta_{p1}$, de la correlación entre la beta dinámica β_{pt} y el Ibex35 en niveles $\rho(\beta_{pt}, Ibex_t)$ y en diferencias relativas $\rho(\Delta\beta_{pt} / \beta_{pt-1}, R_{mt})$.

Clasif.	Núm. de fondos	$\beta_{pt} - \beta_{p1}$		α_p		$\rho(\beta_{pt}, Ibex_t)$		$\rho(\Delta\beta_{pt} / \beta_{pt-1}, R_{mt})$	
		<0	>0	<0	>0	<0	>0	<0	>0
RV	26	1	25	19	7	1	25	20	6
RVM	45	7	38	44	1	6	39	33	12
Total	71	8	63	63	8	7	64	53	18

Tabla 7

Resultado de la estimación de determinados modelos de regresión que relacionan la gestión de la cartera de los FIM con su patrimonio medio durante el periodo muestral. Los valores entre paréntesis muestran la probabilidad crítica del estadístico t del parámetro de referencia.

Modelo [15] con E_p variable endógena:	a_0	a_1	a_2	R^2
Índice de Sharpe IS_p en [1]	0,05070 (0,000)	8,12E-06 (0,036)	-2,22E-10 (0,200)	0,125
Análisis por estilos, intercepto α_p en [2]	-0,00047 (0,001)	8,09E-08 (0,196)	-2,15E-12 (0,243)	0,116
Filtro de Kalman, intercepto α_p en [7]	-0,00065 (0,000)	1,18E-05 (0,001)	-4,65E-08 (0,149)	0,145
Filtro de Kalman, desviación típica de β_{pt} en [10]	0,19860 (0,000)	-0,00156 (0,045)	5,09E-06 (0,324)	0,132
Sincronización, c_p en [3]	0,14217 (0,000)	-3,79E-06 (0,365)	2,77E-11 (0,884)	0,078
Sincronización a corto plazo, $\rho(\Delta\beta_{pt} / \beta_{pt-1}, R_{mt})$	0,25075 (0,000)	0,0038 (0,103)	-2,06E-5 (0,229)	0,036
Sincronización estructural, $\rho(\beta_{pt}, Ibex_t)$	-0,03126 (0,031)	-0,00024 (0,732)	-1,00E-6 (0,841)	0,028

Figura 1

Evolución de la beta dinámica estimada mediante el filtro de Kalman para el FIM número 82. En términos relativos, evolución del Ibex35 y valor liquidativo del FIM.

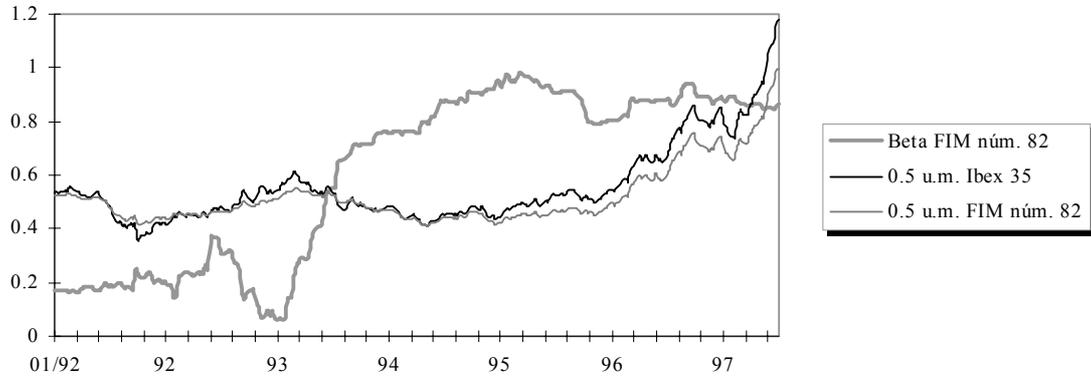


Figura 2

Evolución de la beta dinámica estimada mediante el filtro de Kalman para el FIM número 252. En términos relativos, evolución del Ibex35 y valor liquidativo del FIM.

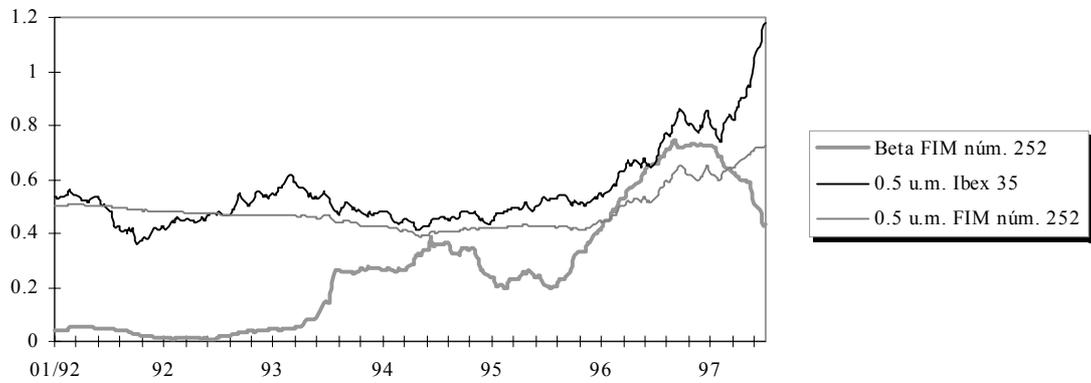


Figura 3

Evolución de la beta dinámica estimada mediante el filtro de Kalman para el FIM número 248. En términos relativos, evolución del Ibex35 y valor liquidativo del FIM.

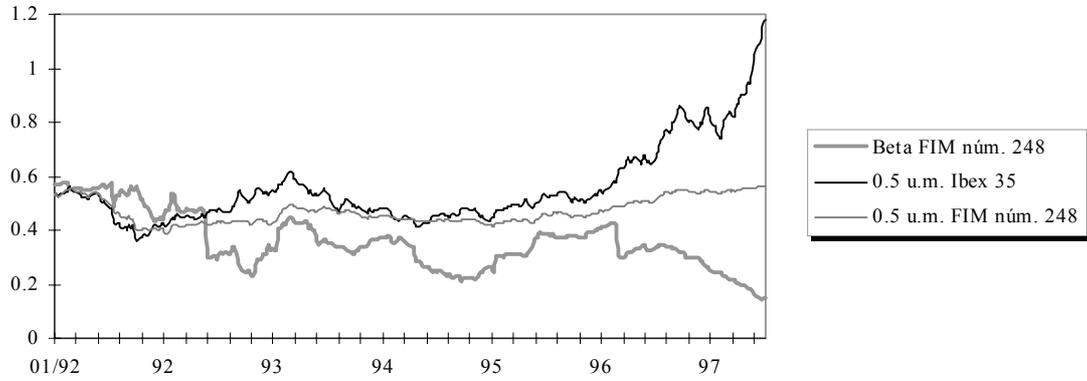


Figura 4

Gráfico de dispersión que relaciona, para cada fondo, el intercepto del análisis obtenido mediante el filtro de Kalman, según las expresiones [7]-[13] y su patrimonio medio T_p en millones de euros. También se muestra el resultado estimado del ajuste al polinomio especificado en [15] tomando como variable endógena este intercepto.

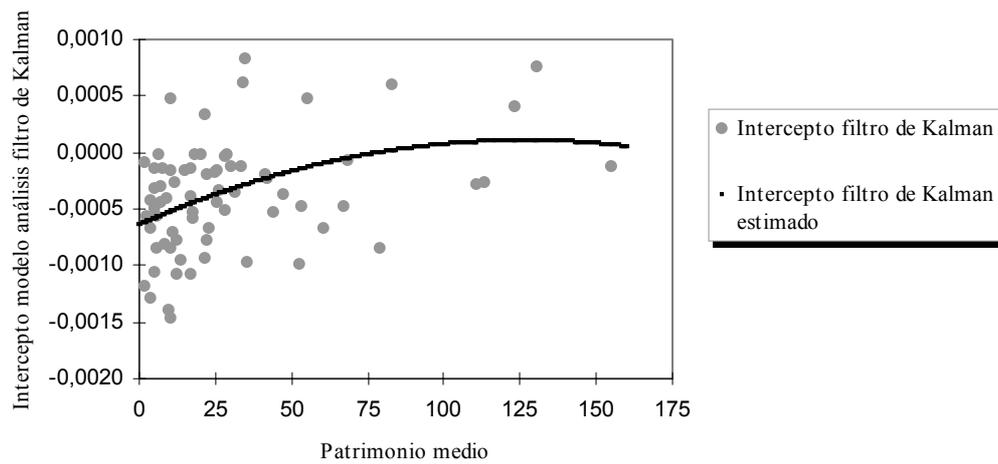


Figura 5

Gráfico de dispersión que relaciona la desviación típica de la serie temporal de la beta dinámica β_{pt} de cada fondo estimada mediante el filtro de Kalman y su patrimonio medio T_p en millones de euros. También se muestra el resultado estimado del ajuste al polinomio especificado en [15] tomando como variable endógena E_p esta desviación típica.

