

ESTACIONALIDAD, SINCRONIZACIÓN Y *PERFORMANCE* ENTRE *BENCHMARKS* Y
EVALUACIÓN DE LOS FONDOS DE INVERSIÓN

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

Versión preliminar A26h16v7.doc 30/04/03

RESUMEN

El objetivo de este trabajo es analizar tres elementos de gestión activa de una cartera: eficiencia, sincronización y estacionalidad para una muestra de Fondos de Inversión Mobiliaria (FIM). A partir de los modelos planteados se pone de manifiesto el efecto de la omisión de *benchmarks* o carteras de referencia relevantes en la evaluación. Así, la omisión de las carteras de referencia de estilo que representan a los activos de menor tamaño y menor crecimiento futuro empeora la evidencia de sincronización de los gestores y sesga de forma positiva la evidencia de estacionalidad. Una vez descontado el efecto de la omisión y en términos agregados, la evidencia de sincronización continua siendo nula o negativa para un amplio número de fondos. Se evidencia cómo la estacionalidad proporciona rendimientos positivos, especialmente en el cambio de año, final de mes y comienzo de semestre, fundamentalmente derivada de una estrategia de los gestores de los fondos que tiene como objetivo mejorar sus resultados.

PALABRAS CLAVE: Fondos de inversión, eficiencia, *performance*, sincronización, *market timing*, estacionalidad, *benchmark*, gestión de carteras.

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

1. INTRODUCCIÓN

El crecimiento experimentado por la industria de los fondos de inversión ha suscitado el desarrollo de una importante literatura de gestión de carteras especializada en la *performance* o evaluación de sus resultados. El interés por la evaluación de los resultados de los fondos, responde a los objetivos de diferentes colectivos. Para los inversores es relevante al objeto de elegir en qué fondo invertir sus ahorros. También es fundamental para la selección de fondos de los inversores institucionales tales como aseguradoras y fondos de fondos. Además, para los propios gestores de la cartera supone un análisis interno de la labor realizada. Por estos motivos y dada la magnitud del volumen patrimonial que los fondos gestionan, se hace necesaria la investigación en medidas de evaluación, así como su aplicación empírica.

La investigación en evaluación de resultados en España ha estado muy relacionada en el tiempo con la evolución de los fondos de inversión. Los trabajos de Rubio (1992, 1993) y Freixas *et al.* (1996) plantean un amplio desarrollo teórico y empírico, analizando los fondos tanto con información de rendimientos como de composición de cartera. Álvarez (1995) examina los fondos de renta fija, estableciendo un modelo específico que ajusta los rendimientos al riesgo de interés y crédito. El efecto de las restricciones legales en la cartera de inversión de los fondos es analizado por Martínez (1995). Modelos alternativos a las medidas clásicas de evaluación, son propuestos por Ferruz y Sarto (1996), con aplicaciones en el trabajo de Ferrando y Lassala (1998). También se ha realizado un análisis por estilos en el trabajo de Matallín y Fernández (1999). El enfoque condicional ha sido aplicado por Basarrate y Rubio (1999), analizando las diferencias de valoración intertemporal entre los fondos y las carteras de referencia. Marín y Rubio (2001) plantean una amplia revisión de la metodología de evaluación de los resultados de los fondos de inversión, realizando también una aplicación empírica al mercado español.

Dentro de este contexto, en este trabajo se va a analizar tres elementos de la gestión activa de una cartera. El primero es la *performance* o eficiencia, definida de forma estricta como la capacidad de los gestores para superar los resultados de una gestión pasiva una vez descontados los gastos de la gestión activa. El segundo elemento es la sincronización con el mercado o *market timing*, es decir la capacidad de los gestores para anticipar los movimientos del mercado de renta variable, es decir aumentar (disminuir) la posición de riesgo del fondo ante subidas (bajadas) del mercado. La sincronización se obtiene al disgregar la eficiencia en dos componentes: la propia sincronización con el mercado y la selección de activos, siendo esta última la capacidad de los gestores para incluir (extraer) en (de) la cartera aquellos activos infravalorados (sobrevalorados). El tercer elemento de la gestión activa que es analizado en este trabajo es la estacionalidad. Ésta la definimos como la capacidad de los gestores para actuar en determinados momentos del tiempo al objeto fundamentalmente de mejorar los resultados del fondo.

Para la aplicación empírica el evaluador necesita información sobre la gestión realizada en cada fondo de inversión. Cuando el evaluador es interno se puede disponer de la información detallada de todos los activos que integran la cartera en todo momento. Sin embargo para un evaluador externo esta información es difícilmente accesible. Así y tal como ocurre en la gran mayoría de los trabajos que analizan los fondos de inversión, este trabajo utiliza información de rendimientos. Además, cuando se analiza la capacidad de sincronización y especialmente cuando se estudia la estacionalidad es fundamental el empleo de datos diarios, siendo entonces los rendimientos la única información que es normalmente disponible con esta periodicidad.

Entonces, el evaluador puede comparar los rendimientos del fondo de inversión con los obtenidos por una cartera de gestión pasiva construida a partir de los rendimientos de una o varias *benchmarks* o carteras de referencia. En este caso resulta fundamental o bien clasificar correctamente el fondo de inversión o bien establecer una adecuada evaluación del fondo. Supongamos por ejemplo que se analiza un fondo de inversión cuyo objetivo es invertir el 50% en activos de gran capitalización y el 50% restante en activos de baja capitalización. A continuación se realiza una comparación de los rendimientos de este fondo con los obtenidos por una única cartera de referencia como un índice bursátil ponderado por capitalización. Entonces el fondo puede evidenciar una determinada eficiencia, capacidad de sincronización y estacionalidad que no sean un resultado de la gestión de los gestores sino una consecuencia de que los activos de baja capitalización han presentado ese comportamiento de eficiencia, sincronización y estacionalidad con relación a esa única cartera de referencia. Este es el efecto de la omisión de carteras de referencia relevantes en la evaluación del fondo. Para resolver este problema habría que incluir una cartera de referencia específica, en este caso para los activos de baja capitalización.

Determinada literatura sobre la evaluación de fondos de inversión como Sharpe (1992) y Elton *et al.* (1993), ha mostrado la conveniencia de incorporar carteras de referencia que representen todas las clases de activos que forman la cartera de los fondos. Más específicamente, el trabajo de Pástor y Stambaugh (2002) muestra el efecto en la eficiencia de la omisión de carteras de referencia. Estos trabajos proporcionan evidencia de cómo las medidas de evaluación de resultados o eficiencia pueden ser mejoradas incluyendo un número mayor de carteras de referencia. Dada esta evidencia, nuestro trabajo tiene como objetivo ampliar el análisis del efecto de la omisión de carteras de referencia al estudio de la capacidad de sincronización y estacionalidad.

La existencia de relaciones de eficiencia, sincronización y estacionalidad entre un conjunto de carteras de referencia también resulta de interés para la asignación de activos de los fondos de inversión. Si existe cierta persistencia en estas relaciones los gestores podrían utilizar esta información para mejorar los resultados del fondo mediante la asignación de activos. Así por ejemplo, supongamos dos carteras de referencia con cierta relación lineal positiva. Si se evidenciase la existencia de sincronización entre las carteras de referencia, éste sería en realidad un efecto de la asimetría entre los rendimientos de esas clases de activos, puesto que las carteras de

referencia como un índice bursátil, son de gestión pasiva por definición. De esta forma por ejemplo, una evidencia de sincronización contraria indicaría asimetría negativa. Esto significa que en presencia de mercados bajistas (alcistas) la relación entre las carteras de referencia aumenta (disminuye), disminuyendo en consecuencia los beneficios de la diversificación mediante la asignación de activos.

En este trabajo, además de mostrar el posible efecto de la omisión de carteras de referencia, también se realiza una aplicación empírica en la evaluación de la gestión de los fondos de inversión en España. Así, en la siguiente sección se plantea la metodología utilizada para evaluar estos tres elementos de gestión activa: eficiencia, capacidad de sincronización y estacionalidad. Después se analiza el efecto de la omisión de carteras desde una perspectiva teórica y se examina su relación con la asignación de activos. A continuación se describen las características de la muestra de fondos utilizada en el trabajo empírico. Las últimas secciones muestran los resultados obtenidos y las conclusiones alcanzadas.

2. EVALUACIÓN DE LA GESTIÓN DE CARTERAS

Existe una amplia literatura sobre evaluación de la gestión de los fondos de inversión, con un importante número de modelos teóricos y aplicaciones empíricas. Podría establecerse como elemento común en el proceso de evaluación, la comparación entre los resultados de la gestión activa de un fondo con relación a aquellos obtenidos por una gestión pasiva que replica su riesgo o estilo. Tal como explica Sharpe (1991), si un fondo pretende superar el resultado de una gestión pasiva tendrá que diferenciarse de ésta. Además, la diferencia o *tracking error* en cada momento entre el rendimiento de un fondo y una cartera de gestión pasiva de referencia, tendría que ser en promedio positiva y superior a los costes y gastos derivados de esa gestión activa.

Cuando la información disponible es la composición de la cartera, se puede comparar directamente gestión activa con pasiva. Cuando la información accesible son los rendimientos, es necesario establecer algún modelo que permita comparar los resultados del fondo. A partir del índice de Sharpe (1966) se han desarrollado medidas como las de Ackermann, *et al.* (1999) y Graham y Harvey (2001) que comparan al fondo con una cartera de gestión pasiva con el mismo riesgo total. La evolución de los modelos de valoración de activos ha propiciado el desarrollo de modelos lineales que ajustan a riesgo sistemático en Jensen (1968), la evaluación mediante opciones de Glosten y Jagannathan (1994), a la información pública del mercado en el enfoque condicional de Ferson y Schadt (1996), a diferentes factores de riesgo y estilo en Sharpe (1992), Elton *et al.* (1993) y Carhart, *et al.* (2002). En este trabajo se va a mostrar el efecto de la omisión de carteras de referencia en los modelos lineales. Para esto, el primer modelo utilizado ha sido [1], donde $r_{p,t}$ y $r_{j,t}$ son respectivamente el rendimiento en t de la cartera p y de la cartera de referencia j ,

en ambos casos en exceso sobre el rendimiento del activo libre de riesgo. La constante α_p mide la eficiencia del fondo una vez ajustado el rendimiento a los J factores. Cuando existe como única cartera de referencia la denominada cartera de mercado en el entorno del CAPM, esta constante es la conocida alfa de Jensen.

$$r_{p,t} = \alpha_p + \sum_j^J \beta_{pj} r_{j,t} + \varepsilon_{p,t} \quad [1]$$

Los trabajos de Sharpe (1992) y Elton *et al.* (1993) establecen la conveniencia de realizar evaluaciones de los resultados de los fondos que incluyan carteras de referencia que representen todas las clases de activos en las que los fondos invierten. Entonces se plantea la inclusión de K carteras de referencia. Si un fondo invierte efectivamente en $J+K$ clases de activos y al evaluar el fondo se plantea [1] en lugar de [2], se están omitiendo carteras de referencia y entonces la eficiencia del fondo en [1] será en parte atribuible a la eficiencia entre estas carteras de referencia y no a los gestores.

$$r_{p,t} = \alpha_p^* + \sum_j^J \beta_{pj}^* r_{j,t} + \sum_k^K \beta_{pk}^* r_{k,t} + \varepsilon_{p,t}^* \quad [2]$$

Uno de los elementos de la gestión activa para batir al mercado es la sincronización o la habilidad de los gestores para anticipar la evolución del mercado y modificar en consecuencia la posición del riesgo del fondo. Diferentes medidas pueden ser aplicadas para evaluar la capacidad de sincronización¹. Cuando la información disponible consiste fundamentalmente en las series temporales de rendimientos, es necesario establecer especificaciones que incluyan las decisiones de sincronización de los gestores en el proceso generador de esos rendimientos. Entonces, de acuerdo con Treynor y Mazuy (1966), podemos inferir la expresión [3], cuando $j=m$, con una especificación dinámica de la beta $\beta_{pm,t}$ que incluye una constante β_{pm} como la beta objetivo o media a largo plazo y una pendiente γ_{pm} que mide la capacidad de sincronización, siguiendo una estrategia que incrementa (disminuye) la beta cuando el rendimiento en exceso del mercado es positivo (negativo). Cuando la beta dinámica de [4] es establecida en el clásico modelo [3], se obtiene [5], esto es, la regresión cuadrática de Treynor y Mazuy². Donde α_p mide la capacidad de

¹ La aplicación de una determinada medida de sincronización depende de la información disponible para el evaluador. El mejor escenario sería aquel en el que el evaluador conociera las decisiones de sincronización de los gestores, tal como ocurre en el trabajo de Chance y Hemler (2001) al analizar las recomendaciones de algunos analistas del mercado. Sin embargo y para el caso de los fondos de inversión, estas decisiones no son observables para un evaluador externo. Cuando se dispone de información sobre la composición de la cartera se puede plantear medidas como la propuesta por Grinblatt y Titman (1989b). Pero esta información tampoco es habitualmente accesible con la profundidad y frecuencia deseables.

² Otra clásica medida de sincronización es la propuesta por Henriksson y Merton (1981), estableciendo un efecto asimétrico dicotómico. Es decir una beta para mercados alcistas y otra para mercados bajistas. Sin embargo, dada la

selección de activos. Hasta la actualidad, se han realizado numerosas extensiones y aplicaciones de esta medida (Bollen y Busse, 2001). En [6] y [7] esta medida ha sido generalizada para J y $J+K$ carteras de referencia respectivamente.

$$r_{p,t} = \alpha_p + \beta_{pm,t} r_{m,t} + \varepsilon_{p,t} \quad [3]$$

$$\beta_{pm,t} = \beta_{pm} + \gamma_{pm} r_{m,t} \quad [4]$$

$$r_{p,t} = \alpha_p + \beta_{pm} r_{m,t} + \gamma_{pm} r_{m,t}^2 + \varepsilon_{p,t} \quad [5]$$

$$r_{p,t} = \alpha_p + \sum_j^J (\beta_{pj} r_{j,t} + \gamma_{pj} r_{j,t}^2) + \varepsilon_{p,t} \quad [6]$$

$$r_{p,t} = \alpha_p^* + \sum_j^J (\beta_{pj}^* r_{j,t} + \gamma_{pj}^* r_{j,t}^2) + \sum_k^K \beta_{pk}^* r_{k,t} + \varepsilon_{p,t}^* \quad [7]$$

Otro elemento de gestión activa de una cartera es la estacionalidad, definida como la particular gestión de los gestores en ciertos momentos del tiempo al objeto conseguir unos determinados objetivos. Uno de estos objetivos puede ser mejorar la posición de un fondo dentro del *ranking* de su categoría o grupo, por ejemplo mediante cambios temporales en la posición de riesgo, como muestran Brown *et al.* (1996) y Koski y Pontiff (1999). Dentro de esta línea, Haugen y Lakonishok (1988) investigan la relación entre el comportamiento de los gestores de fondos y el efecto enero. Lee *et al.* (1998) analizan dos hipótesis para este comportamiento: maquillaje y cobertura de eficiencia o *performance*. La cobertura sugiere que los gestores, para obtener una buena evaluación, siguen habitualmente una determinada cartera de referencia o índice, pero que al comenzar enero cambian de estrategia y compran especialmente valores de baja capitalización para superar a la cartera de referencia. El maquillaje, tal como lo definen Lee *et al.* (1998), implica que los gestores al final de año presentan una composición de cartera que incluye fundamentalmente títulos bien conocidos, pero que al comenzar el año se cambia esta distribución para incluir valores menos conocidos y de baja cotización, también con el objetivo de batir la cartera de referencia. Sus resultados evidencian que el comportamiento de los gestores resulta de la hipótesis de cobertura y no de la de maquillaje. Carhart *et al.* (2002) definen una estrategia maquilladora como aquella que tiene por objetivo incrementar artificialmente el valor liquidativo del fondo, y utilizando información de rendimientos diarios también encuentran evidencia de estacionalidad.

Siguiendo parte del planteamiento de Carhart *et al.* (2002) se introducen las siguientes variables *dummies* que toman valor 1 en aquellos días indicados y cero el resto de días. Así, las variables “comienzo de año” CA_t y “final de año” FA_t toman valor 1 si t corresponde

evidencia empírica previa, la medida de Treynor y Mazuy (1966) resulta más apropiada puesto que incorpora un efecto asimétrico gradual..

respectivamente al último y primer del año con valor de mercado. De la misma forma se definen las variables “comienzo de semestre” CS_t y “final de semestre” FS_t , pero para días que no sean a su vez ni final ni comienzo de año. También, se establece las variables “comienzo de mes” CM_t y “final de mes” FM_t si t es respectivamente final o comienzo de mes, siempre y cuando no sea a su vez respectivamente ni final ni comienzo, ni de año, ni de semestre. Así de una forma general y a partir de [1] y [2] se obtiene las expresiones [8] y [9].

$$r_{p,t} = \alpha_p + \sum_j^J \beta_{pj} r_{j,t} + ca_p CA_t + fa_p FA_t + cs_p CS_t + fs_p FS_t + cm_p CM_t + fm_p FM_t + \varepsilon_{p,t} \quad [8]$$

$$r_{p,t} = \alpha_p^* + \sum_j^J \beta_{pj}^* r_{j,t} + \sum_k^K \beta_{pk}^* r_{k,t} + ca_p^* CA_t + fa_p^* FA_t + cs_p^* CS_t + fs_p^* FS_t + cm_p^* CM_t + fm_p^* FM_t + \varepsilon_{p,t}^* \quad [9]$$

3. EL EFECTO DE LA OMISIÓN DE CARTERAS DE REFERENCIA

En primer lugar se analiza el efecto en la eficiencia, medida por α_p . Planteamos un esquema en el que el rendimiento del fondo p es explicado por $J+K$ carteras de referencia, pero el evaluador sólo considera las J primeras. Si existe alguna relación entre estas carteras de referencia, la estimación de [1] proporcionará parámetros sesgados. Pástor and Stambaugh (2002) asumen una relación lineal entre estas carteras de referencia y evalúan el efecto de la omisión en la eficiencia, medida por la constante. La expresión [10] muestra una relación lineal entre la cartera de referencia omitida k y las carteras de referencia inicialmente consideradas en [1].

$$r_{k,t} = \alpha_k + \sum_j^J \beta_{kj} r_{j,t} + u_{k,t} \quad [10]$$

Al sustituir [10] en [2], obtenemos [11] y al comparar con [1] se plantean las expresiones [12]- [14]. Tal como se observa, cuánto mayor sea β_{pk}^* para el fondo de inversión evaluado, mayor será el efecto de la omisión. El sesgo en la estimación de los parámetros y en la varianza de $\varepsilon_{p,t}$ también es el resultado de trasladar en [10] toda la estructura transversal y temporal de varianzas y covarianzas entre todos los $u_{k,t}$ y $\varepsilon_{p,t}^*$. La ecuación [12], muestra cómo el signo de la constante de la relación entre las carteras de referencia implica un sesgo del mismo signo en la constante que mide la eficiencia del fondo.

$$r_{p,t} = \alpha_p^* + \sum_j^J \beta_{pj}^* r_{j,t} + \varepsilon_{p,t}^* + \sum_k^K \beta_{pk}^* \alpha_k + \sum_k^K \beta_{pk}^* \sum_j^J \beta_{kj} r_{j,t} + \sum_k^K \beta_{pk}^* u_{k,t} \quad [11]$$

$$\alpha_p = \alpha_p^* + \sum_k^K \beta_{pk}^* \alpha_k \quad [12]$$

$$\beta_{pj} = \beta_{pj}^* + \sum_k^K \beta_{pk}^* \beta_{kj} \quad [13]$$

$$\varepsilon_{p,t} = \varepsilon_{p,t}^* + \sum_k^K \beta_{pk}^* u_{k,t} \quad [14]$$

En segundo lugar, se analiza el efecto de la omisión de carteras de referencia en la medida de la capacidad de sincronización de los gestores. Así, en [15] y [16], se introduce la posibilidad de una relación lineal dinámica entre las carteras de referencia, obteniéndose a continuación [17].

$$r_{k,t} = \alpha_k + \sum_j^J \beta_{kj,t} r_{j,t} + u_{k,t} \quad [15]$$

$$\beta_{kj,t} = \beta_{kj} + \gamma_{kj} r_{j,t} \quad [16]$$

$$r_{k,t} = \alpha_k + \sum_j^J \beta_{kj} r_{j,t} + \sum_j^J \gamma_{kj} r_{j,t}^2 + u_{k,t} \quad [17]$$

Dado que las carteras de referencia k y j son por definición pasivas, γ_{kj} no mide la capacidad de sincronización entre estas carteras, sino que recoge la posibilidad de un efecto asimétrico entre ellas. Si γ_{kj} es significativamente positivo indica que la pendiente entre las carteras de referencia es mayor (menor) cuando $r_{j,t}$ es positivo (negativo). Sin embargo, si este parámetro es negativo, la interpretación sería la opuesta. Sustituyendo [17] en [7] se obtiene [18], y al comparar [18] con [6] el efecto en los parámetros y término de error es el mismo que el ya indicado para el caso de [12]-[14]. Además, en [19] se muestra el efecto en γ_{pj} como medida de la capacidad de sincronización. Si el sumatorio de $\beta_{pk}^* \gamma_{kj}$ es positivo (negativo) implica que la relación entre las carteras de referencia es creciente, y entonces γ_{pj} presenta el mismo signo, de lo cual se podría deducir que el fondo evaluado presenta una correcta (contraria) capacidad de sincronización con respecto a la cartera de referencia j . Sin embargo este resultado se ha producido de forma artificial como una consecuencia de una incorrecta especificación.

$$r_{p,t} = \alpha_p^* + \sum_j^J (\beta_{pj}^* r_{j,t} + \gamma_{pj}^* r_{j,t}^2) + \varepsilon_{p,t}^* \quad [18]$$

$$+ \sum_k^K \beta_{pk}^* \alpha_k + \sum_k^K \beta_{pk}^* \sum_j^J \beta_{kj} r_{j,t} + \sum_k^K \beta_{pk}^* \sum_j^J \gamma_{kj} r_{j,t}^2 + \sum_k^K \beta_{pk}^* u_{p,t}$$

$$\gamma_{pj} = \gamma_{pj}^* + \sum_k^K \beta_{pk}^* \gamma_{kj} \quad [19]$$

En tercer lugar, se analiza el efecto de la omisión de carteras de referencia en el análisis de la estacionalidad en la gestión de la cartera. De esta forma, mediante [20], se contempla la existencia de estacionalidad entre las carteras de referencia.

$$r_{k,t} = \alpha_k + \sum_j^J \beta_{kj} r_{j,t} + ca_k CA_t + fa_k FA_t + cs_k CS_t + fs_k FS_t + cm_k CM_t + fm_k FM_t + u_{k,t} \quad [20]$$

De la misma forma que en los casos anteriores, si se sustituye [20] en [9] se obtiene [12]-[14] y además [21] para la estacionalidad al comienzo del año, y de forma similar para el resto de los coeficientes de [9]. Tal como se muestra, si existe estacionalidad entre las carteras de referencia omitidas y aquellas utilizadas al analizar el fondo de inversión, puede encontrarse evidencia de estacionalidad no como consecuencia de la gestión intencionada de los gestores, sino como un resultado ficticio derivado de esta omisión.

$$ca_{pj} = ca_{pj}^* + \sum_k^K \beta_{pk}^* ca_{kj} \quad [21]$$

4. CARTERAS DE REFERENCIA OMITIDAS Y ASIGNACIÓN DE ACTIVOS

Tal como se ha mostrado en los modelos anteriores, si comparamos los rendimientos del fondo con los ajustados a las $J+K$ carteras de referencia que representan todas las clases de activos en las que el fondo invierte, la existencia de una evaluación positiva sería atribuible a la selección de activos. Si comparamos con J carteras de referencia, también se podría alcanzar una evaluación positiva porque las carteras de referencia omitidas tienen una evaluación positiva con respecto a las no omitidas. ¿Podría entenderse entonces que éste es un resultado de la asignación de activos? Por ejemplo en la industria de los fondos de inversión en España, los fondos de acciones son evaluados normalmente con relación a un índice de mercado ponderado. Si esto es así, los gestores pueden distribuir sus inversiones en clases específicas de acciones, por ejemplo en aquellas de menor

tamaño al objeto de batir a este índice. Sin embargo, los resultados de la literatura sobre la eficiencia de la inversión en distintos estilos son fundamentalmente empíricos y pueden estar condicionados por el periodo temporal analizado.

Por tanto hay que ser cuidadosos al comparar un fondo de inversión con respecto a una única cartera de referencia. Puesto que si un fondo invierte en clases de activos más específicas, su eficiencia será en parte debida a esta asignación de activos y no a la gestión activa de los gestores y por tanto habría también que esperar a ver qué ocurre cuando la eficiencia entre las carteras de referencia cambia en el tiempo, porque entonces esto también afectará a la evaluación del fondo. Por tanto y tal como se plantea en este trabajo, resulta interesante evaluar a los fondos considerando la inclusión de un número mayor de carteras de referencia, al objeto de mostrar el origen de la eficiencia alcanzada, y estar atentos, como inversores, por si ésta se ha obtenido mediante asignación de activos.

Con relación a la capacidad de sincronización y el análisis de estacionalidad, el efecto de la omisión de carteras de referencia es similar al ocasionado en la eficiencia. Entonces también nos podemos preguntar si entre las carteras de referencia existe de forma persistente sincronización y estacionalidad que los gestores puedan aprovechar mediante la asignación de activos. Así por ejemplo, enseguida podríamos pensar en un conocido caso de estacionalidad, concretamente de cómo una amplia parte del efecto enero está concentrado en los activos de baja capitalización. Entonces si omitimos la cartera de referencia relacionada con el efecto tamaño, la presencia de estacionalidad en el fondos puede no indicar que los gestores estén comprando activos de baja capitalización tal como plantean Lee *et al.*(1998), sino que simplemente tienen una asignación de activos que incluye la inversión en esta clase de activos. Por tanto, si bien el la asignación de activos tendría como función básica la de sintetizar ante los inversores el esquema de riesgo que el fondo está dispuesto a asumir, resulta interesante también analizar cómo afecta al análisis de la gestión de la cartera.

5. DATOS Y MUESTRA DE FONDOS DE INVERSIÓN

El análisis empírico se ha realizado para una muestra de Fondos de Inversión Mobiliaria (FIM) con valor liquidativo desde julio de 1998 a julio de 2001. Los rendimientos diarios se han calculado como la variación relativa del valor liquidativo. Estos datos han sido facilitados por la Comisión Nacional del Mercado de Valores (CNMV) y están libre de sesgos de asincronía. La muestra incluye todos los FIM clasificados por la CNMV como fondos de renta variable RV y renta variable mixta RVM, concretamente 233 fondos. No existen fondos de este tipo que hayan desaparecido durante el periodo muestral. La tabla 7 presenta los fondos que integran la muestra

objeto de análisis. El empleo de datos diarios evita la presencia de sesgos derivados por el empleo de datos de mayor frecuencia, tal como muestran Goetzmann et al. (2000) y Bollen y Busse (2001).

También con periodicidad diaria y al objeto de representar todas aquellas clases de activos en las que los fondos de la muestra pueden invertir, se han establecido las carteras de referencia que a continuación se detallan. La primera, $r_{m,t}$ es el rendimiento índice Ibex 35 como *proxy* de la inversión general en el mercado de renta variable. La segunda, $r_{d,t}$ es el rendimiento del índice de Analistas Financieros Internacionales (AFI) de Deuda del Estado a medio y largo plazo. Al ampliar el número de carteras de referencia se han utilizado los índices de estilo de Morgan Stanley Capital International (MSCI) para el mercado español: *small cap index* (estilo menor tamaño) que recoge las acciones de menor capitalización bursátil ($r_{s,t}$); *growth index* (estilo alto crecimiento) que incluye las acciones con menor cociente entre el valor contable y el valor de mercado ($r_{g,t}$) y *value index* (estilo bajo crecimiento) con las acciones con un mayor valor para este cociente ($r_{v,t}$). Como rendimiento libre de riesgo se ha utilizado el implícito de las operaciones repo según el correspondiente índice de AFI. Las fuentes de estos datos han sido los servidores de información en Internet de la Sociedad de Bolsas, de AFI y de MSCI.

6. RESULTADOS

6.1. Análisis de la relación entre las carteras de referencia

En primer lugar se estudia las relaciones entre las carteras de referencia para establecer el posible sesgo en el caso de la omisión de alguna de ellas. Dado que los fondos de inversión analizados tienen como objetivo fundamental la inversión en el mercado de renta variable, es obvio el importante sesgo que ocurriría al no incluir m como cartera de referencia. Por esto vamos a analizar la relación de otras carteras de referencia menos importantes a priori y por tanto susceptibles de ser omitidas. Para ello planteamos sucesivas regresiones donde las variables endógenas son estas carteras de referencia y se analiza la relación en eficiencia, sincronización y estacionalidad. La tabla 1 muestra los resultados obtenidos.

[Insertar tabla 1]

En primer lugar y tal como se observa en la tabla 1, cuando la variable explicada es $r_{d,t}$, el rendimiento en exceso del mercado de bonos, no existe casi capacidad explicativa de $r_{m,t}$ es decir, el rendimiento también en exceso del mercado de renta variable. Sin embargo, cuando las variables endógenas son $r_{s,t}$, $r_{g,t}$ y $r_{v,t}$, es decir, el rendimiento en exceso respectivamente de la cartera de referencia que representa los activos de baja capitalización, a los activos de estilo alto crecimiento y a los activos de estilo bajo crecimiento, sí que existe una importante capacidad explicativa de $r_{m,t}$.

Estos resultados proporcionan una medida del posible efecto de la omisión de estas carteras de referencia. El efecto del sesgo será mayor cuánto mayor sea la inversión del fondo en estas carteras de referencia de estilo y más fuerte sea la relación entre éstas y $r_{m,t}$. Así, al evaluar un fondo p , la estimación del parámetro β_{pm} estará sesgada si omitimos estas referencias.

En los cuatro primeros modelos de la tabla 1 se puede observar la eficiencia entre las carteras de referencia. Para $r_{s,t}$ y $r_{g,t}$ en los modelos T2 y T3, la constante α_k es negativa pero no significativa. En este caso la omisión de estas referencias tendría como consecuencia un sesgo negativo en la eficiencia del fondo evaluado. En el modelo T4, la constante cuando la variable endógena es $r_{v,t}$ toma valor positivo y significativo. Entonces el sesgo en la eficiencia sería de signo positivo, especialmente para los fondos con mayor inversión en activos de estilo bajo crecimiento.

En los cuatro siguientes modelos de la tabla 1 se muestra el resultado que se obtendría al medir la “capacidad de sincronización” entre las carteras de referencia. En este sentido hay que recordar que dado que las referencias son carteras de gestión pasiva por definición, la medida de la “capacidad de sincronización” se convierte en un análisis de la asimetría de la relación entre estas carteras de referencia. En primer lugar, en el modelo T5 se muestra la relación entre $r_{d,t}$ y $r_{m,t}$. En este caso, el coeficiente γ_{dm} del término cuadrático $r_{m,t}^2$ resulta positivo y significativo, esto implica una asimetría positiva entre los rendimientos de ambas referencias. De forma que la relación entre bonos y acciones es más (menos) fuerte cuando el mercado de acciones es alcista (bajista). Esta asimetría positiva es conveniente al objeto de aumentar los beneficios de la diversificación de la cartera, puesto que ésta es más efectiva en las bajadas del mercado de renta variable. Para el caso de $r_{g,t}$ esta relación de asimetría es también positiva pero no significativa. Sin embargo, para las carteras de referencia $r_{s,t}$ y $r_{v,t}$ el coeficiente γ_{km} es negativo, lo que implica asimetría negativa. De forma destacada para los activos de baja capitalización esta asimetría es negativa y significativa. Esto implica que la relación lineal y positiva entre estas carteras de referencia es mayor en las bajadas que en las subidas, lo que hace disminuir los posibles beneficios de la diversificación. Entonces, si evaluamos la capacidad de sincronización de un fondo de inversión que invierte en activos de baja capitalización y omitimos la cartera de referencia correspondiente, la medida de la capacidad de sincronización estará sesgada negativamente, de forma que incluso podría evidenciarse una capacidad de sincronización de tipo contraria al mercado. Sin embargo esto no significa que los gestores hayan anticipado de forma contraria la evolución del mercado, sino que se ha omitido una cartera de referencia que representa a un grupo de activos que han mostrado este comportamiento asimétrico.

El análisis de la estacionalidad de las carteras de referencia se presenta en los modelos T9 a T12 de la tabla 1. En primer lugar es interesante destacar cómo la mayoría de los coeficientes que miden la presencia de estacionalidad toman valor positivo, de forma que parte del rendimiento positivo de estas carteras de referencia se ha concentrado en determinados momentos del tiempo.

Así, cuando se compara los valores de la constante α_k con relación a los obtenidos en los modelos T1 a T4 se observa cómo para $r_{d,t}$, $r_{s,t}$ y $r_{g,t}$ esta constante se vuelve más negativa. Especialmente para el caso de los activos de baja capitalización esta constante es 2.4 veces más negativa, lo que muestra el grado de estacionalidad del rendimiento de estos activos. Si observamos la fila 10 vemos cómo el rendimiento positivo al comienzo y final de año es especialmente significativo para los activos de baja capitalización. También para el caso de la cartera de referencia de los activos de estilo bajo crecimiento resulta significativo el rendimiento al comienzo de año. Por tanto, es necesario señalar que si estamos analizando la estacionalidad de la gestión de unos gestores de un fondo de inversión que invierte en este tipo de activos, la estimación estará sesgada. De forma que podría inferirse que los gestores han seguido una estrategia bien de maquillaje o bien de cobertura de eficiencia cuando en la realidad no existe tal gestión específica, sino que es un resultado derivado de la omisión de esta cartera de referencia.

Las últimas filas de la tabla 1 muestran el resultado conjunto cuando se analiza sincronización y estacionalidad. Tal como se observa los resultados son muy similares a los obtenidos respectivamente para los modelos T5-T8 y T9-T12 en cuanto a signo y significatividad de los parámetros. Es necesario comentar cómo al introducir la medida de la estacionalidad en T14 y T16, tanto para la cartera de referencia de estilo menor tamaño como bajo crecimiento, la evidencia de sincronización perversa es mayor, tomando γ_{km} un valor más negativo y más significativo. Si observamos, tanto en el modelo T14 como en el T16, resulta especialmente significativa la estacionalidad al comienzo de año ca_p . Esto significa que en el comienzo de enero estas carteras de referencia de estilo superan al índice general m . Dado que la pendiente β_{km} de las relaciones lineales de $r_{s,t}$ y $r_{v,t}$ con respecto a $r_{m,t}$, es en ambos casos menor que la unidad, implica que al comienzo de enero el rendimiento de estas referencias tiene una asimetría positiva con respecto al índice general. Esto hace que la evidencia general de sincronización negativa se vea reducida porque en ese día justamente la sincronización es positiva. Sin embargo, cuando se contempla la existencia de estacionalidad al comienzo de año la variable CA_t absorbe el rendimiento positivo anómalo y los resultados de la sincronización empeoran, o mejor dicho se manifiesta en mayor medida la evidencia de asimetría negativa entre los rendimientos de las carteras de referencia y el índice general.

6.2. Evaluación de la gestión de los fondos de inversión

6.2.1. Resultados agregados

A continuación se ha evaluado la gestión de los fondos de inversión con relación a tres elementos de la gestión activa, como son eficiencia, sincronización y estacionalidad. Se ha partido de un modelo básico que incluye como principal cartera de referencia un índice general de mercado

$r_{m,t}$ y después se han añadido otras carteras de referencia más específicas al objeto de mostrar el efecto de la omisión de éstas. Este análisis se ha realizado de forma individual para cada uno de los fondos de la muestra. También, al objeto de realizar un análisis agregado, se han formado cuatro carteras a partir de los rendimientos de los fondos individuales, dos para el grupo de los fondos de renta variable RV y otras dos para el grupo de los fondos de renta variable mixta RVM. En cada caso, en la cartera denominada *EF* el rendimiento se ha calculado de forma equiponderada y en el caso *WF* se ha ponderado por el tamaño medio, patrimonio gestionado, en cada fondo.

[Insertar tabla 2]

Se han planteado diferentes modelos, desde T17 hasta T28, formados mediante la combinación de las expresiones [1], [6] y [8]. La tabla 2 muestra los resultados para la cartera *WFRV*, construida con los fondos de inversión de renta variable ponderados por el tamaño medio de cada uno. En primer lugar, analizaremos los resultados obtenidos al evaluar la eficiencia con la constante α_p . Comparando los modelos T17-T19 se observa cómo esta constante es muy similar de un modelo a otro, además de no ser significativa en ningún caso. En T19 se introducen las carteras de referencia de estilo, $r_{s,t}$, $r_{g,t}$ y $r_{v,t}$, y la constante toma un valor ligeramente mayor como resultado de la compensación de los sesgos por omisión de estas carteras de referencia. Tal como mostraba la tabla 1, este sesgo era negativo para la omisión de $r_{s,t}$ y $r_{g,t}$, pero positivo para $r_{v,t}$.

Por otro lado, en los modelos T23-T25 se evalúa la presencia de estacionalidad en la gestión de la cartera observándose cómo casi todos los parámetros, desde ca_p hasta fm_p , toman valor positivo. Mientras tanto, la constante de estos modelos aún no siendo significativa es menor que en los modelos T17-T19 y toma signo negativo. Este resultado muestra cómo una parte del rendimiento positivo de los fondos se ha concentrado en determinados momentos del tiempo.

Cuando se incluye la evaluación de la capacidad de sincronización, modelos T20-T22 y T26-T28, la constante sigue siendo no significativa pero toma un valor positivo de mayor cuantía, mientras que la sincronización, medida por γ_{pm} , es negativa en todos los casos. La relación inversa entre capacidad de selección de activos, medida por α_p , y la capacidad de sincronización está ampliamente documentada en la literatura financiera. Sin embargo, tal como muestran Jagannathan y Korajczyk (1986) esta relación inversa es un resultado artificial como consecuencia de diferencias entre el riesgo de las carteras evaluadas y la cartera de referencia. Coggin *et al.* (1993) también indican cómo esta relación es un resultado implícito de los propios modelos de regresión aplicados al evaluar la capacidad de sincronización.

En segundo lugar, analizamos el efecto de la omisión de carteras en la evaluación de la capacidad de sincronización. En todos los modelos, T20-T22 y T26-T28 el parámetro γ_{pm} es negativo lo que indica sincronización de tipo contraria o perversa, siendo éste un resultado común

en la literatura financiera, como muestran por los trabajos de Treynor y Mazuy (1966), Henriksson (1984), Grinblatt y Titman (1989a), Coggin *et al.* (1993), Wenchi-Kao *et al.* (1998), Volkman (1999) y Edelen (1999) entre otros. En todo caso, hay que destacar que cuando se introducen las carteras de referencia de estilo en T22 y T28 el parámetro γ_{pm} se incrementa puesto que se ha eliminado el sesgo negativo introducido en los otros modelos al omitir especialmente $r_{s,t}$ y $r_{v,t}$ tal como muestran los modelos T6 y T8 en la tabla 1.

En tercer lugar, se analiza la estacionalidad de los fondos de inversión en los modelos T23-T25 y en T26-T28 incluyendo también la medida de la capacidad de sincronización. Los resultados muestran cómo la significatividad de la estacionalidad positiva al comienzo del año ca_p varía en función de los modelos planteados, no siendo significativa en T25 y T28 cuando no se omiten las carteras de referencia de estilo. Este resultado es consistente con la evidencia de estacionalidad al comienzo de año encontrada en los modelos T10 y T12 con respecto a las carteras de referencia de estilo menor tamaño y bajo crecimiento. Por tanto, si omitimos estas referencias podríamos haber inferido que los gestores habrían seguido una estrategia de maquillaje o cobertura de eficiencia tal como definen Lee *et al.* (1998) al comienzo de enero. Sin embargo esta estacionalidad se ha producido de forma natural por el tipo de activos que forman la cartera de los fondos. Especialmente con relación a los activos de menor tamaño, puesto que estos presentan un importante efecto enero (Keim 1983 y 1989).

Sin embargo, la estacionalidad al final del año fa_p resulta positiva y significativa en todos los modelos, incluso después de incluir las carteras de referencia de estilo. En este sentido se puede observar cómo en T10 y T12 la estacionalidad al final de año únicamente resulta significativa para la cartera de referencia de estilo menor tamaño y no para el estilo bajo crecimiento. Si comparamos este resultado con el obtenido para el caso de la estacionalidad al comienzo de año, se podría inferir que para la cartera *WFVI*, recordemos que está ponderada por el tamaño medio de cada fondo, es un mayor problema la omisión de la cartera de referencia de estilo bajo crecimiento.

Por otra parte, la significatividad de la estacionalidad del comienzo del segundo semestre cs_p es positiva y claramente significativa en todos los modelos desde T23 hasta T28. Tal como se observa no existen prácticamente variaciones ni en el valor de cs_p ni en su significatividad, lo que indica que el rendimiento anómalo de comienzo de junio no puede ser explicado por la asignación de activos, tal como ocurría en parte con el caso de ca_p .

En ninguno de los modelos planteados resulta significativa la estacionalidad correspondiente al final del segundo semestre fs_p y la correspondiente al comienzo de mes cm_p . Es necesario señalar que también se ha planteado el análisis de la estacionalidad trimestral y está no resulta significativa, ni al comienzo ni al final de cada periodo. Sí resulta significativa y positiva la estacionalidad correspondiente al final de mes, sin embargo disminuye ligeramente la significatividad al incluir las carteras de referencia de estilo.

[Insertar tabla 3]

Todos los análisis de la tabla 1 con la cartera *WFRV* se han repetido para las otras tres carteras agregadas, mostrándose los resultados en las tablas 3, 4 y 5. A continuación vamos a señalar aquellos aspectos de mayor relevancia en estos resultados. La tabla 3 presenta los resultados para la cartera *EFRV*, formada equiponderadamente con los fondos de inversión de renta variable. En comparación con los alcanzados para *WFRV*, ahora la constante α_p en los modelos T17-T19 y T23-T25 sigue siendo no significativa pero de menor valor. Esto se podría interpretar como una evidencia de cómo agregadamente los fondos de menor tamaño obtienen una eficiencia peor que los fondos de mayor tamaño. Este resultado también ha sido alcanzado por otros trabajos, como Indro *et al.* (1999), Zera y Madura (2001), Annaert *et al.* (2001) y Matallin (2002) en el mercado español.

Con relación a la capacidad de sincronización, γ_{pm} también es negativo y significativo en todos los modelos T20-T22 y T26-T28 de la tabla 3, pero más negativo que en la tabla 2. Este resultado indicaría que agregadamente los fondos de menor tamaño sincronizan peor que los de mayor tamaño. Cuando se incorporan las carteras de referencia de estilo, resulta especialmente significativa la correspondiente a los activos de baja capitalización. Al igual que en la tabla 2, en T22 y T28 el parámetro γ_{pm} reduce su valor, pero esta vez en mayor dimensión. De lo que se deduce que dada la asimetría en rendimiento mostrada por γ_{sm} en el modelo T6 de la tabla 1, la omisión de esta cartera de referencia hace que exista un sesgo negativo en la medida de la capacidad de sincronización. No obstante, aún corrigiendo por este sesgo en T22 y T28 de la tabla 3, la sincronización de la cartera *EFRV* es peor que la obtenida por *WFRV*.

Al analizar la estacionalidad de *EFRV* se observa cómo los resultados son muy similares que los correspondientes a *WFRV*. Es decir, la estacionalidad al final de año, comienzo de segundo semestre y final de mes resulta también positiva y significativa, además con mayor claridad, en todos los modelos T23-T28. La estacionalidad al comienzo del año ca_p también resulta positiva, pero esta vez sí es significativa en todos los modelos T23, T24, T26 y T27. Tal como ocurría en la tabla 2, al incluir las carteras de referencia de estilo la significatividad de ca_p se reduce, lo que muestra que parte de esta estacionalidad está conducida especialmente por los activos de baja capitalización y no por una gestión puntual de los gestores. En general, la evidencia de estacionalidad es superior en *EFRV* que en *WFRV*, de lo que se podría inferir la menor capacidad de los gestores de fondos con mayor tamaño para actuar en determinados momentos del tiempo al objeto de mejorar los resultados del fondo.

[Insertar tabla 4]

La tabla 4 muestra los resultados para la cartera *WFRVM*, formada con los fondos de renta variable mixta, ponderados según su tamaño medio. Tal como era de esperar, la posición de riesgo en estos fondos es menor que la presentada para el grupo de los de renta variable. Con relación a la eficiencia, la constante toma valores más negativos que en los casos anteriores, pero sigue siendo no significativa. El parámetro que mide la sincronización toma valores negativos pero no son significativos. También al incluir las carteras de referencia de estilo, la evidencia de sincronización contraria o perversa se reduce. Sin embargo, con relación a la estacionalidad sí existen diferencias notables con los resultados de *EFRV* y *WFRV*. Así, aunque la mayoría de los parámetros toman valores positivos, éstos no son significativos. Únicamente el rendimiento anómalo del comienzo del segundo semestre sí resulta significativo.

[Insertar tabla 5]

Por último se estiman los modelos T17-T28 para la cartera *EFRVM*, equiponderada con los fondos del grupo renta variable mixta. Tal como se muestra en la tabla 5 los resultados siguen la estructura de los obtenidos anteriormente con relación al tamaño de los fondos. Así, en los modelos T17-T19 y T23-T25, la constante que mide la eficiencia aún no siendo significativa presenta valores peores que los alcanzados por la cartera *WFRVM*. La capacidad de sincronización es peor que para la cartera *WFRVM* y significativa cuando en T20, T21, T26 y T27 se omiten las carteras de referencia de estilo. La evidencia de estacionalidad es mayor que en *WFRVM*, especialmente cuando se omiten las carteras de estilo. El único rendimiento anómalo significativo en todos los modelos es el correspondiente al principio de la segunda mitad del año.

6.2.2. Resultados individuales

Los modelos T17-T28 se han aplicado para cada uno de los fondos de la muestra. Los paneles de la tabla 6 muestran un resumen de los resultados alcanzados. Éstos son consistentes con los resultados agregados mostrados anteriormente. Con relación a la eficiencia el número de fondos con constantes significativas es reducido, siendo en todo caso mayor el número de casos negativos que positivos. En el panel A, es mayor el número de constantes negativas en los modelos T17-T19, cuando se incorpora la medida de la estacionalidad, que en T23-25 cuando ésta es omitida. Esto muestra cómo determinados fondos practican una gestión activa que puntualmente produce resultados positivos y por tanto mejora la eficiencia, es decir una estrategia de cobertura de *performance* o eficiencia tal como definen Lee *et al.* (1998).

[Insertar tabla 6]

Al medir la capacidad de sincronización, es también mayor el número de fondos con valores negativos lo que implica una capacidad contraria o perversa. Se observa cómo cuando no se omiten las carteras de referencia de estilo se reduce el número de fondos con sincronización negativa y significativa. Como ya se ha explicado en los resultados agregados, la omisión de estas carteras de referencia origina un sesgo negativo, puesto que algunas de éstas presentan una relación de asimetría negativa con m , el rendimiento del mercado de renta variable aproximado mediante un índice bursátil general.

Para los modelos T23-T28, el panel B de la tabla 6 muestra los resultados del análisis de la estacionalidad alrededor del cambio de año. El parámetro fa_p correspondiente al final de año es positivo en la amplia mayoría de los fondos, y únicamente significativo cuando es positivo. Lo que indica cómo ciertos fondos intentan actuar al final del año al objeto de mejorar sus resultados. Esta evidencia podría responder según define Lee *et al.* (1998) a una estrategia de maquillaje, como también plantean Carhart *et al.* (2002), o de cobertura de eficiencia. En este sentido se ha analizado la relación entre fa_p en T25, de la eficiencia en T19 y la posición en el *ranking* del fondo, encontrándose una relación positiva y significativa con cada una de estas variables. De esta forma, la presencia de rendimientos anómalos al final del año ha supuesto una mejora en la posición final del fondo en el *ranking* de su grupo.

Con relación al rendimiento anómalo al comienzo de año, los resultados de la parte izquierda del panel B de la tabla 6 informan del número de fondos en función del signo y significatividad del parámetro ca_p . Tal como se observa existen fondos con valores significativos tanto de signo positivo como negativo. En este último caso, según Carhart *et al.* (2002) el rendimiento anómalo del final de año puede responder a una estrategia de maquillaje, porque se presiona los precios de determinados activos al alza. Entonces, al día siguiente, comienzo de año, y al no existir esta presión, los precios de los activos volverían a su nivel anterior provocando entonces un rendimiento anómalo negativo en el fondo. No obstante es mayor el número de casos con signo positivo, lo que indica cómo determinados gestores superan a las carteras de referencia al comienzo de enero.

Comparando los resultados obtenidos en T23-T25 con los de T26-T28 para ca_p se observa cómo aumenta el número de casos positivos significativos cuando se introduce la medida de la capacidad de la sincronización con el mercado. Este resultado se produce como consecuencia de las distintas especificaciones planteadas. El valor de parámetro ca_p representa la distancia media de todos los rendimientos anómalos de comienzo de año con respecto al valor estimado por el modelo planteado en ausencia de CA_t . Para una mejor comprensión geométrica, pensemos en un caso univariante con r_{mt} como variable explicativa. Si no se incluye la medida de la sincronización el ajuste se realiza con respecto a una línea recta y entonces ca_p sería la distancia media a esta recta. Si se incluye la medida de la sincronización y por tanto un término cuadrático, el ajuste se realiza con respecto a una curva. Si la sincronización es negativa implica que la curva cuadrática es

cóncava y por tanto, especialmente en los extremos, quedará por debajo de la recta del ajuste lineal. Esto hace que la distancia media a la curva cuadrática sea mayor que a la recta, lo que implica que tome mayores valores.

También sobre estos mismos resultados, pero al comparar los obtenidos en T23-T24 con respecto a T25 y los alcanzados en T26-T27 con relación a T28, se observa cómo al incluir las carteras de referencia de estilo disminuye la evidencia de estacionalidad positiva al final y al comienzo de año, especialmente en este último caso. Este resultado ya se había constatado en los resultados a nivel agregado. Lo que implica que parte de la evidencia de estacionalidad es imputable a estacionalidad entre las carteras de referencia y no a una actuación concreta de los gestores. En este caso una distribución heterogénea del efecto enero entre los diferentes estilos puede ser la causa de un sesgo en ca_p cuando se omiten estas carteras de referencia.

No obstante, aún considerando las carteras de referencia de estilo, existe un mayor número de fondos con valores de ca_p significativos y positivos, antes que negativos. Este resultado no coincide con el signo negativo propuesto por Carhart *et al.* (2002) para el comienzo del año. Además, según este planteamiento no tiene sentido el maquillaje al comienzo de enero, puesto que en ese momento no termina el periodo de evaluación como ocurre al final de año y cualquier presión sobre los precios sería eventual. Sin embargo estos rendimientos anómalos sí pueden responder a una estrategia de cobertura de *performance* o eficiencia como explican Lee *et al.* (1998). Efectivamente, un análisis de corte transversal nos muestra una relación directa y significativa entre ca_p en T25 y la eficiencia medida con la constante del modelo T19. Lo que implica que determinado número de gestores saben aprovechar el comienzo de enero para aumentar el valor de sus fondos. Además la prensa económica española publica también *rankings* desde el comienzo del año, por lo que un buen comienzo supone estar en la parte alta de la clasificación desde el principio.

En el panel C de la tabla 6 se analiza la estacionalidad en el cambio de semestre. Tal como se observa, el rendimiento anómalo correspondiente al comienzo del segundo semestre es positivo para la amplia mayoría de fondos y el número de casos significativos es el más elevado en el análisis de estacionalidad. A diferencia de los análisis anteriores, esta evidencia es menos sensible a la omisión de carteras de referencia y al análisis conjunto de la capacidad de sincronización. Esto implicaría que la estacionalidad medida por cs_p sí es un resultado derivado fundamentalmente de una actuación puntual de los gestores. Un análisis transversal de la relación entre la eficiencia de cada fondo en T19, y el valor correspondiente de cs_p en T25, no indica una relación significativa entre estas dos variables. Este resultado no coincide con el mostrado por la estacionalidad en el cambio de año, a pesar de que la evidencia de cs_p es especialmente positiva y significativa. Es posible entonces suponer la existencia de diferencias entre ambos tipos de estacionalidad. Así, Brown *et al.* (1996) muestran cómo los gestores de los fondos perdedores (con peor posición en el *ranking*) en la primera mitad del año intentan mejorar su posición, asumiendo un mayor riesgo en

el segundo semestre. En nuestro caso, se encuentra una relación inversa y significativa entre la posición anterior en el *ranking* y cs_p , de forma que los fondos perdedores en el primer semestre obtienen un mayor rendimiento anómalo positivo el primer día del segundo semestre y consiguen mejorar su posición. Sin embargo, esta mejora es eventual porque el análisis de la evolución del *ranking* en la segunda mitad del año, muestra cómo es mayor el efecto de la persistencia semestral de la calidad de la gestión realizada que el beneficio obtenido mediante cs_p .

El panel D de la tabla 6 muestra los resultados de la estacionalidad en el cambio de mes. El análisis transversal de estos resultados muestra un patrón de comportamiento similar al obtenido en el cambio de año. Es decir, al final de mes existe una amplia mayoría de fondos con valores de fm_p positivos que presentan una relación directa con la eficiencia del fondo. El número de valores significativos se reduce cuando se introducen las carteras de referencia de estilo y cuando se evalúa la capacidad de sincronización. Al comienzo de mes, la evidencia de estacionalidad es menos significativa, siendo además mayor el número de casos con cm_p negativo que positivo. Esta evidencia podría explicarse según el planteamiento de Carhart *et al.* (2002) si los fondos realizan una estrategia de maquillaje, de forma que al comienzo del mes siguiente los precios de los activos volverían a su nivel anterior al no existir presión, provocando entonces un rendimiento anómalo negativo en el fondo.

CONCLUSIONES

Para una muestra de fondos de inversión, se han analizado tres elementos de gestión activa: *performance* o eficiencia, sincronización y estacionalidad. En términos agregados los resultados obtenidos coinciden con la evidencia de trabajos anteriores sobre fondos de inversión. En primer lugar, la eficiencia no resulta significativa en muchos casos, pero es mayor la presencia de valores negativos. En segundo lugar, no existe en general capacidad de sincronización y además es mayor la evidencia de índole perversa o negativa. En tercer lugar, se evidencia la presencia de estacionalidad en un amplio número de fondos, especialmente resultan significativos los rendimientos anómalos positivos en el cambio de año, al comienzo del segundo semestre y al final de mes. Los rendimientos anómalos en el cambio de año responden fundamentalmente a una estrategia de cobertura de eficiencia dada la relación positiva y significativa entre esta estacionalidad y la eficiencia de los fondos. La estacionalidad en el comienzo del segundo semestre, como un intento de los gestores por mejorar su posición en un posible *ranking*, resulta especialmente positiva y significativa. De forma similar que en el cambio de año, la estacionalidad a final de mes es positiva, pero a comienzo de mes la evidencia se reduce, lo que muestra un menor efecto de cobertura y una posible estrategia de maquillaje

Sin embargo estos resultados varían según los modelos utilizados, en función básicamente de las carteras de referencia consideradas. La evaluación de los fondos puede estar sesgada cuando se omiten carteras de referencia y éstas presentan relaciones de eficiencia, “sincronización” o asimetría en el rendimiento, y estacionalidad. El análisis empírico muestra cómo entre el rendimiento general del mercado de renta variable y el rendimiento de las carteras específicas, especialmente las de estilo menor tamaño y menor crecimiento, se evidencian relaciones significativas de “sincronización” y estacionalidad. También se muestra cómo la inclusión de la medida de la estacionalidad va a afectar a la medida de la eficiencia y a la evaluación de la capacidad de sincronización en los fondos de inversión.

Así, dado que en general la estacionalidad produce rendimientos positivos, cuando no se omite su análisis los resultados de eficiencia y sincronización en los fondos de inversión son peores. En primer lugar, esto mostraría cómo determinados fondos practican una estrategia de cobertura que puntualmente produce resultados positivos y por tanto mejora la eficiencia. En segundo lugar, las variables de estacionalidad recogen momentos del tiempo donde los fondos superan, de forma ajustada a riesgo, al mercado. Entonces, dado que los fondos presentan en su mayoría betas menores que la unidad, cuando se omiten estas variables la sincronización parece mejor.

Cuando se omiten las carteras de referencia de estilo se produce un sesgo negativo en la medida de la capacidad de sincronización. Este resultado es una consecuencia de la relación asimétrica negativa entre las carteras de referencia de estilo y el índice general del mercado de renta variable. Por lo tanto, parte de la evidencia de sincronización no es atribuible a los gestores de la cartera sino a un comportamiento exógeno de las clases de activos que integran de la cartera.

Al evaluar la estacionalidad en la gestión de la cartera, la omisión de carteras de referencia produce un sesgo positivo. Especialmente en el caso del comienzo y final de año, y a final de mes. Por tanto, parte de la estacionalidad es producida por las clases de activos que forman la cartera y no por la actuación de los gestores. El comportamiento heterogéneo del efecto enero en las diferentes clases de activos hace que sea relevante considerar las carteras de referencia de estilo menor tamaño y bajo crecimiento, para estimar correctamente la estacionalidad del comienzo de año.

Tanto para los fondos de renta variable, como para los de renta variable mixta, las carteras equiponderadas presentan una peor eficiencia y sincronización, que las ponderadas por su patrimonio medio. De forma que en términos agregados los fondos de menor tamaño obtienen peores resultados que los alcanzados por los fondos de mayor patrimonio. Sin embargo, en los fondos de menor patrimonio la evidencia agregada de estacionalidad es mayor, lo que podría implicar una mayor capacidad para puntualmente obtener rendimientos positivos.

Por tanto, la existencia de relaciones de eficiencia, asimetría en rendimiento o “sincronización con el mercado” y estacionalidad entre las carteras de referencia resulta de interés

en la gestión de carteras. Con relación a la evaluación de los fondos, la omisión de estas referencias dificulta delimitar el valor añadido de los gestores. Con relación a los beneficios de la diversificación y al empleo en general de la asignación de activos como herramienta de gestión, se hace necesario investigar en qué medida estas relaciones entre carteras de referencias pueden ser persistentes en el tiempo.

BIBLIOGRAFÍA

- Ackermann, C.; Mcenally, R. y Ravenscraft, D. (1999): "The performance of hedge funds: risk, return and incentives", *Journal of Finance*, vol. 54, 3, 833-873.
- Alvarez, J. (1995): "Análisis de los Fondos de Inversión de renta fija en España", *Investigaciones Económicas*, vol. 19, 3, 475-488.
- Annaert, J.; van den Broeck, J. y vander Vennet, 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.
- Bollen, N. y Busse, J. (2001): "On the timing ability of mutual fund managers", *Journal of Finance*, vol. 56, 1075-1094.
- Brown, K.; Harlow, W. y Starks, L. (1996): "Of tournaments and temptations: An analysis of managerial incentives in the mutual fund industry", *Journal of Finance*, vol. 51, 1, 84-109.
- Carhart, M.; Kaniel, R.; Musto, D. y Reed, A. (2002): "Leaning for the tape: evidence of gaming behavior in equity mutual funds", *Journal of Finance*, vol. 57, 2, 661-693.
- Chance, M. y Hemler, M. (2001): "The performance of professional market timers: Daily evidence from executed strategies", *Journal of Financial Economics*, vol. 62, 377-411.
- Coggin, D.; Fabozzi, F. y Rahman, S. (1993): "The investment performance of U.S. equity pension fund managers: An empirical investigation", *Journal of Finance*, vol. 48, 3, 1039-1055.
- Edelen, R. (1999): "Investor flows and the assessed performance of open-end mutual funds", *Journal of Financial Economics*, vol. 53, 3, 439-466.
- 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.
- Ferrando, M. y Lassala, C. (1998): "Evaluación de la gestión de los FIAMM y de los FIM de renta fija en España en el periodo 1993-1995", *Revista Española de Financiación y Contabilidad*, vol. 27, 94, 197-231.

- Ferruz, L. y Sarto, J. (1996): “La gestión financiera de los FIM en España, 1990-95. Revisión crítica de las medidas de performance”, IV Foro de Finanzas de la Asociación Española de Finanzas, Madrid.
- Ferson, W. y Schadt, R. (1996): “Measuring fund strategy and performance in changing economic conditions”, *Journal of Finance*, vol. 51, 2, 425-461.
- Freixas, X.; Marín, J.; Martínez, M. y Rubio, G. (1996): “La evaluación de los fondos de inversión en España”, Finance and Banking Discussion papers series, Universitat Pompeu Fabra, Informe especial núm. 1.
- Glosten, L y Jagannathan, R (1994): “A contingent claim approach to performance evaluation”, *Journal of Empirical Finance*, 1, 133-160.
- Goetzmann, W.; Ingersoll, J. y Ivkovic, Z. (2000): “Monthly measurement of daily timers”, *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, vol. 35, 257-290.
- Graham, J. y Harvey, C. (2001): “Graham-Harvey performance metrics”, http://www.duke.edu/~charvey/performance_eval/lettab1.htm
- Grinblatt, M. y Titman, S. (1989a): “Portfolio performance evaluation: Old issues and new insights”, *The Review of Financial Studies*, vol. 2, 3, 393-421.
- Grinblatt, M. y Titman, S. (1989b): “Mutual fund performance: An analysis of quarterly portfolio holdings”, *Journal of Business*, vol. 62, 3, 393-416.
- Haugen, R. y Lakonishok, J. (1988): *The incredible January effect*, Dow Jones-Irwin, Homewood, Illinois.
- 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.
- Keim, D. (1983): “Size-related anomalies and stock market seasonality: Further empirical evidence”, *Journal of Financial Economics*, vol. 12, 1, 13-32.
- Keim, D. (1989): “Trading patterns, bid-ask spreads, and estimated security returns: The case of common stocks at calendar turning points”, *Journal of Financial Economics*, vol. 25, 1, 75-97.
- Keim, D. (1999): “An analysis of mutual fund design: the case of investing in small-cap stocks”, *Journal of Financial Economics*, vol. 51, 2, 173-194.

- Koski, J. y Pontiff, J. (1999): "How are derivatives used? Evidence from the mutual fund industry", *Journal of Finance*, vol. 54, 2, 791-816.
- Lee, C.; Porter, D. y Weaver, D. (1998): "Indirect tests of the Huagen-Lakonishok small-firm/January effect hypotheses: window dressing versus performance hedging", *Financial Review*, vol. 33, 2, 177-194.
- Marín, J. y Rubio, G. (2001): *Economía Financiera*, Antoni Bosh Editor, Barcelona.
- Martinez, M. (1995): "Legal constraints and performance of Spanish mutual funds", II Jornadas de Economía Financiera, Fundación BBV- Univ. del País Vasco, Bilbao.
- Matallin, J. (2002): "Analysis of the relation between size and management of mutual funds", X Foro de Finanzas de la Asociación Española de Finanzas, Universidad Pablo de Olavide, Sevilla.
- 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.
- Pástor, L. y Stambaugh, R. (2002): "Mutual fund performance and seemingly unrelated assets", *Journal of Financial Economics*, vol. 63, 315-349.
- Rubio, G. (1992): "La evaluación de los Fondos de Inversión: El análisis de la composición mensual de la cartera", *Revista Española de Economía*, monográfico: Mercados Financieros Españoles, 7-32.
- Rubio, G. (1993): "Performance measurement of managed portfolios: a survey", *Investigaciones Económicas*, vol. 17, 1, 3-41.
- Sharpe, W. (1966): "Mutual fund performance", *Journal of Business*, vol. 39, 1, 119-138.
- Sharpe, W. (1991): "The arithmetic of active management", *Financial Analysts Journal*, vol. 47, 1, 7-9.
- Sharpe, W. (1992): "Asset allocation: Management style and performance measurement", *Journal of Portfolio Management*, vol. 18, 1, winter, 7-19.
- Treynor, J. y Mazuy, M. (1966): "Can mutual funds outguess the market?", *Harvard Business Review*, vol. 44, 4, 131-136.
- Volkman, D. (1999): "Market volatility and perverse timing performance of mutual fund managers", *Journal of Financial Research*, vol. 22, 4, 449-470.
- Wenchi-Kao, G.; Cheng, L. y Chan, K. (1998): "International mutual fund selectivity and market timing during up and down market conditions", *Financial Review*, vol. 33, 2, 127-144.
- Zera, S. y Madura, J. (2001): "The empirical relationship between mutual fund size and operational efficiency", *Applied Financial Economics*, vol. 11, 3, 243-251.

Tabla 1

Análisis de la relación entre carteras de referencia. La tabla muestra la estimación de los parámetros para diferentes combinaciones de las expresiones [15], [17] y [20]. El valor de los parámetros se presenta multiplicando por 100 el coeficiente estimado. Entre paréntesis se informa de la probabilidad crítica de cada parámetro.

$$r_{k,t} = \alpha_k + \sum_j \beta_{kj} r_{j,t} + u_{k,t} \quad [15]$$

$$r_{k,t} = \alpha_k + \sum_j \beta_{kj} r_{j,t} + \sum_j \gamma_{kj} r_{j,t}^2 + u_{k,t} \quad [17]$$

$$r_{k,t} = \alpha_k + \sum_j \beta_{kj} r_{j,t} + ca_k CA_t + fa_k FA_t + cs_k CS_t + fs_k FS_t + cm_k CM_t + fm_k FM_t + u_{k,t} \quad [20]$$

Modelo	Variable endógena k	Variable exógena j										R^2 aj.
		Constante	$r_{m,t}$	$r_{d,t}$	$r_{m,t}^2$	CA_t	FA_t	CS_t	FS_t	CM_t	FM_t	
T1	$r_{d,t}$	0.0028 (0.755)	-0.673 (0.227)									0.20
T2	$r_{s,t}$	-0.0166 (0.569)	41.726 (0.000)	-15.117 (0.201)								42.32
T3	$r_{g,t}$	-0.0170 (0.566)	121.4703 (0.000)	-10.9159 (0.361)								85.79
T4	$r_{v,t}$	0.0483 (0.036)	75.337 (0.000)	19.278 (0.039)								79.25
T5	$r_{d,t}$	-0.0146 (0.145)	-0.385 (0.489)		65.888 (0.000)							2.24
T6	$r_{s,t}$	0.0321 (0.321)	40.957 (0.000)	-9.377 (0.429)	-185.092 (0.001)							43.20
T7	$r_{g,t}$	-0.0264 (0.424)	121.619 (0.000)	-12.028 (0.320)	35.848 (0.520)							85.80
T8	$r_{v,t}$	0.0675 (0.009)	75.034 (0.000)	21.536 (0.022)	-72.812 (0.093)							79.33
T9	$r_{d,t}$	-0.0010 (0.914)	-0.716 (0.201)			0.073 (0.614)	0.023 (0.874)	0.009 (0.912)	0.101 (0.227)	0.063 (0.219)	0.003 (0.952)	0.62
T10	$r_{s,t}$	-0.0404 (0.184)	41.226 (0.000)	-15.843 (0.176)		1.595 (0.001)	1.182 (0.010)	0.308 (0.246)	-0.168 (0.525)	0.053 (0.745)	0.286 (0.081)	44.09
T11	$r_{g,t}$	-0.0284 (0.361)	121.562 (0.000)	-11.182 (0.351)		-0.635 (0.176)	0.314 (0.502)	0.208 (0.443)	0.001 (0.998)	0.158 (0.347)	0.160 (0.340)	85.88
T12	$r_{v,t}$	0.0468 (0.053)	75.135 (0.000)	18.796 (0.044)		0.910 (0.013)	-0.182 (0.615)	0.157 (0.455)	0.149 (0.480)	-0.066 (0.612)	-0.094 (0.472)	79.48
T13	$r_{d,t}$	-0.0181 (0.083)	-0.407 (0.467)		66.622 (0.000)	-0.001 (0.993)	0.037 (0.797)	-0.027 (0.745)	0.095 (0.248)	0.065 (0.206)	0.008 (0.874)	2.64
T14	$r_{s,t}$	0.0150 (0.651)	40.270 (0.000)	-9.247 (0.430)	-216.094 (0.000)	1.830 (0.000)	1.135 (0.012)	0.424 (0.108)	-0.158 (0.547)	0.045 (0.781)	0.269 (0.097)	45.25
T15	$r_{g,t}$	-0.0401 (0.243)	121.763 (0.000)	-12.573 (0.299)	45.576 (0.421)	-0.685 (0.148)	0.324 (0.489)	0.184 (0.501)	-0.001 (0.996)	0.160 (0.342)	0.164 (0.329)	85.89
T16	$r_{v,t}$	0.0713 (0.007)	74.714 (0.000)	21.706 (0.021)	-95.322 (0.030)	1.013 (0.006)	-0.203 (0.575)	0.209 (0.324)	0.154 (0.465)	-0.070 (0.592)	-0.101 (0.437)	79.62

Tabla 2

Evaluación de la gestión de los fondos de inversión. Resultados para la cartera *WFRV*, construida con los fondos de inversión de renta variable, ponderados por su patrimonio medio. Eficiencia medida por α_p , capacidad de sincronización con el mercado evaluada por γ_{pm} y estacionalidad mediante ca_p hasta fm_p . Estimación de los parámetros para diferentes combinaciones de las expresiones [1], [6] y [8]. El valor de los parámetros se presenta multiplicando por 100 el coeficiente estimado. Entre paréntesis se informa de la probabilidad crítica de cada parámetro.

$$r_{p,t} = \alpha_p + \sum_j \beta_{pj} r_{j,t} + \varepsilon_{p,t} \quad [1]$$

$$r_{p,t} = \alpha_p + \sum_j (\beta_{pj} r_{j,t} + \gamma_{pj} r_{j,t}^2) + \varepsilon_{p,t} \quad [6]$$

$$r_{p,t} = \alpha_p + \sum_j \beta_{pj} r_{j,t} + ca_p CA_t + fa_p FA_t + cs_p CS_t + fs_p FS_t + cm_p CM_t + fm_p FM_t + \varepsilon_{p,t} \quad [8]$$

<i>p</i> = <i>WFRV</i>	Modelo												
	T17	T18	T19	T20	T21	T22	T23	T24	T25	T26	T27	T28	
α_p	0.0012 (0.845)	0.0013 (0.836)	0.0019 (0.753)	0.0106 (0.114)	0.0104 (0.121)	0.0088 (0.179)	-0.0047 (0.450)	-0.0047 (0.453)	-0.0029 (0.634)	0.0052 (0.449)	0.0050 (0.464)	0.0046 (0.497)	
β_{pm}	85.156 (0.000)	85.140 (0.000)	79.000 (0.000)	85.000 (0.000)	84.995 (0.000)	79.130 (0.000)	85.028 (0.000)	85.014 (0.000)	79.499 (0.000)	84.854 (0.000)	84.851 (0.000)	79.668 (0.000)	
β_{pd}		-2.335 (0.341)	-1.579 (0.507)		-1.254 (0.611)	-0.767 (0.749)		-2.103 (0.385)	-1.333 (0.573)		-0.975 (0.688)	-0.469 (0.844)	
β_{ps}			4.832 (0.000)			4.622 (0.000)			4.476 (0.000)			4.220 (0.000)	
β_{pg}			2.573 (0.018)			2.545 (0.019)			2.335 (0.030)			2.304 (0.032)	
β_{pv}			1.325 (0.340)			1.170 (0.399)			1.110 (0.421)			0.909 (0.509)	
γ_{pm}				-35.686 (0.002)	-34.859 (0.002)	-26.365 (0.018)					-37.374 (0.001)	-36.729 (0.001)	-28.308 (0.011)
ca_p							0,168 (0.076)	0,170 (0.073)	0,103 (0.269)	0,209 (0.027)	0,209 (0.028)	0,139 (0.138)	
fa_p							0,284 (0.003)	0,284 (0.003)	0,226 (0.014)	0,276 (0.003)	0,276 (0.003)	0,223 (0.015)	
cs_p							0,336 (0.000)	0,333 (0.000)	0,308 (0.001)	0,337 (0.000)	0,336 (0.000)	0,311 (0.001)	
fs_p							0,036 (0.704)	0,033 (0.729)	0,056 (0.545)	0,033 (0.725)	0,032 (0.737)	0,054 (0.556)	
cm_p							-0,002 (0.963)	0,000 (0.993)	-0,006 (0.867)	-0,003 (0.939)	-0,002 (0.953)	-0,007 (0.837)	
fm_p							0,081 (0.017)	0,081 (0.017)	0,066 (0.046)	0,078 (0.021)	0,078 (0.020)	0,064 (0.051)	
R^2 aj.	98.60	98.60	98.70	98.62	98.62	98.71	98.65	98.65	98.74	98.67	98.67	98.75	

Tabla 3

Evaluación de la gestión de los fondos de inversión. Resultados para la cartera *EFRV*, construida de forma equiponderada con los fondos de inversión de renta variable. Eficiencia medida por α_p , capacidad de sincronización con el mercado evaluada por γ_{pm} y estacionalidad mediante ca_p hasta fm_p . Estimación de los parámetros para diferentes combinaciones de las expresiones [1], [6] y [8]. El valor de los parámetros se presenta multiplicando por 100 el coeficiente estimado. Entre paréntesis se informa de la probabilidad crítica de cada parámetro.

$$r_{p,t} = \alpha_p + \sum_j^J \beta_{pj} r_{j,t} + \varepsilon_{p,t} \quad [1]$$

$$r_{p,t} = \alpha_p + \sum_j^J (\beta_{pj} r_{j,t} + \gamma_{pj} r_{j,t}^2) + \varepsilon_{p,t} \quad [6]$$

$$r_{p,t} = \alpha_p + \sum_j^J \beta_{pj} r_{j,t} + ca_p CA_t + fa_p FA_t + cs_p CS_t + fs_p FS_t + cm_p CM_t + fm_p FM_t + \varepsilon_{p,t} \quad [8]$$

<i>p</i> = <i>EFRV</i>	Modelo											
	T17	T18	T19	T20	T21	T22	T23	T24	T25	T26	T27	T28
α_p	0,0000 (0,994)	0,0000 (0,997)	0,0016 (0,786)	0,0127 (0,062)	0,0126 (0,065)	0,0115 (0,081)	-0,0059 (0,347)	-0,0059 (0,350)	-0,0031 (0,606)	0,0075 (0,281)	0,0074 (0,288)	0,0074 (0,275)
β_{pm}	79,049 (0,000)	79,034 (0,000)	77,991 (0,000)	78,839 (0,000)	78,836 (0,000)	78,174 (0,000)	78,927 (0,000)	78,912 (0,000)	78,482 (0,000)	78,691 (0,000)	78,689 (0,000)	78,719 (0,000)
β_{pd}		-2,318 (0,353)	-1,164 (0,627)		-0,839 (0,736)	-0,015 (0,995)		-2,110 (0,390)	-0,915 (0,700)		-0,565 (0,818)	0,299 (0,900)
β_{ps}			6,397 (0,000)			6,101 (0,000)			5,996 (0,000)			5,637 (0,000)
β_{pg}			-0,546 (0,617)			-0,587 (0,588)			-0,761 (0,481)			-0,806 (0,453)
β_{pv}			-1,279 (0,360)			-1,498 (0,281)			-1,486 (0,284)			-1,768 (0,199)
γ_{pm}				-48,250 (0,000)	-47,697 (0,000)	-37,286 (0,001)				-50,658 (0,000)	-50,285 (0,000)	-39,809 (0,000)
ca_p							0,209 (0,029)	0,211 (0,028)	0,124 (0,184)	0,265 (0,006)	0,265 (0,006)	0,175 (0,062)
fa_p							0,314 (0,001)	0,315 (0,001)	0,243 (0,009)	0,303 (0,001)	0,303 (0,001)	0,238 (0,010)
cs_p							0,301 (0,002)	0,298 (0,002)	0,285 (0,002)	0,302 (0,001)	0,302 (0,002)	0,289 (0,002)
fs_p							0,018 (0,854)	0,014 (0,881)	0,055 (0,551)	0,014 (0,884)	0,013 (0,891)	0,053 (0,566)
cm_p							-0,017 (0,617)	-0,016 (0,644)	-0,019 (0,571)	-0,019 (0,585)	-0,018 (0,592)	-0,021 (0,532)
fm_p							0,095 (0,006)	0,095 (0,006)	0,078 (0,019)	0,090 (0,008)	0,090 (0,008)	0,075 (0,023)
R^2 aj.	98,32	98,32	98,48	98,36	98,36	98,50	98,39	98,39	98,52	98,44	98,44	98,55

Tabla 4

Evaluación de la gestión de los fondos de inversión. Resultados para la cartera *WFRVM*, construida con los fondos de inversión de renta variable mixta, ponderados por su patrimonio medio. Eficiencia medida por α_p , capacidad de sincronización con el mercado evaluada por γ_{pm} y estacionalidad mediante ca_p hasta fm_p . Estimación de los parámetros para diferentes combinaciones de las expresiones [1], [6] y [8]. El valor de los parámetros se presenta multiplicando por 100 el coeficiente estimado. Entre paréntesis se informa de la probabilidad crítica de cada parámetro.

$$r_{p,t} = \alpha_p + \sum_j \beta_{pj} r_{j,t} + \varepsilon_{p,t} \quad [1]$$

$$r_{p,t} = \alpha_p + \sum_j (\beta_{pj} r_{j,t} + \gamma_{pj} r_{j,t}^2) + \varepsilon_{p,t} \quad [6]$$

$$r_{p,t} = \alpha_p + \sum_j \beta_{pj} r_{j,t} + ca_p CA_t + fa_p FA_t + cs_p CS_t + fs_p FS_t + cm_p CM_t + fm_p FM_t + \varepsilon_{p,t} \quad [8]$$

<i>p</i> = <i>WFRVM</i>	Modelo											
	T17	T18	T19	T20	T21	T22	T23	T24	T25	T26	T27	T28
α_p	-0,0042 (0,540)	-0,0043 (0,536)	-0,0035 (0,605)	0,0008 (0,915)	0,0011 (0,883)	0,0000 (0,996)	-0,0066 (0,358)	-0,0066 (0,356)	-0,0051 (0,473)	-0,0020 (0,797)	-0,0016 (0,839)	-0,0023 (0,771)
β_{pm}	44,035 (0,000)	44,045 (0,000)	42,989 (0,000)	43,952 (0,000)	43,960 (0,000)	43,054 (0,000)	44,006 (0,000)	44,020 (0,000)	43,261 (0,000)	43,926 (0,000)	43,936 (0,000)	43,324 (0,000)
β_{pd}		1,535 (0,583)	2,152 (0,438)		2,171 (0,441)	2,561 (0,361)		2,053 (0,462)	2,727 (0,324)		2,635 (0,349)	3,050 (0,275)
β_{ps}			4,064 (0,000)			3,959 (0,000)			4,133 (0,000)			4,037 (0,000)
β_{pg}			-0,384 (0,761)			-0,398 (0,752)			-0,596 (0,636)			-0,608 (0,630)
β_{pv}			-0,230 (0,887)			-0,308 (0,849)			-0,293 (0,856)			-0,369 (0,820)
γ_{pm}				-19,080 (0,138)	-20,510 (0,115)	-13,264 (0,306)				-17,199 (0,183)	-18,943 (0,147)	-10,616 (0,416)
ca_p							-0,087 (0,426)	-0,088 (0,419)	-0,155 (0,155)	-0,068 (0,537)	-0,068 (0,538)	-0,142 (0,199)
fa_p							0,133 (0,219)	0,133 (0,221)	0,086 (0,427)	0,130 (0,233)	0,129 (0,236)	0,084 (0,434)
cs_p							0,273 (0,012)	0,276 (0,011)	0,268 (0,013)	0,274 (0,012)	0,278 (0,011)	0,269 (0,013)
fs_p							0,113 (0,298)	0,116 (0,286)	0,142 (0,188)	0,112 (0,304)	0,116 (0,288)	0,141 (0,190)
cm_p							-0,038 (0,334)	-0,039 (0,319)	-0,040 (0,296)	-0,038 (0,328)	-0,040 (0,308)	-0,041 (0,291)
fm_p							0,057 (0,145)	0,057 (0,145)	0,046 (0,235)	0,055 (0,155)	0,055 (0,157)	0,045 (0,242)
R^2 aj.	93,55	93,55	93,74	93,57	93,57	93,75	93,66	93,66	93,85	93,67	93,68	93,86

Tabla 5

Evaluación de la gestión de los fondos de inversión. Resultados para la cartera *EFRVM*, construida de forma equiponderada con los fondos de inversión de renta variable mixta. Eficiencia medida por α_p , capacidad de sincronización con el mercado evaluada por γ_{pm} y estacionalidad mediante ca_p hasta fm_p . Estimación de los parámetros para diferentes combinaciones de las expresiones [1], [6] y [8]. El valor de los parámetros se presenta multiplicando por 100 el coeficiente estimado. Entre paréntesis se informa de la probabilidad crítica de cada parámetro.

$$r_{p,t} = \alpha_p + \sum_j \beta_{pj} r_{j,t} + \varepsilon_{p,t} \quad [1]$$

$$r_{p,t} = \alpha_p + \sum_j (\beta_{pj} r_{j,t} + \gamma_{pj} r_{j,t}^2) + \varepsilon_{p,t} \quad [6]$$

$$r_{p,t} = \alpha_p + \sum_j \beta_{pj} r_{j,t} + ca_p CA_t + fa_p FA_t + cs_p CS_t + fs_p FS_t + cm_p CM_t + fm_p FM_t + \varepsilon_{p,t} \quad [8]$$

<i>p</i> = <i>EFRVM</i>	Modelo											
	T17	T18	T19	T20	T21	T22	T23	T24	T25	T26	T27	T28
α_p	-0,0065 (0,272)	-0,0065 (0,272)	-0,0047 (0,422)	0,0001 (0,986)	0,0003 (0,966)	0,0005 (0,941)	-0,0101 (0,102)	-0,0101 (0,102)	-0,0074 (0,223)	-0,0037 (0,583)	-0,0035 (0,607)	-0,0026 (0,695)
β_{pm}	39,468 (0,000)	39,470 (0,000)	40,503 (0,000)	39,358 (0,000)	39,362 (0,000)	40,598 (0,000)	39,424 (0,000)	39,429 (0,000)	40,792 (0,000)	39,313 (0,000)	39,318 (0,000)	40,899 (0,000)
β_{pd}		0,313 (0,896)	1,400 (0,552)		1,114 (0,645)	2,001 (0,400)		0,646 (0,787)	1,788 (0,447)		1,410 (0,559)	2,337 (0,325)
β_{ps}			4,486 (0,000)			4,331 (0,000)			4,451 (0,000)			4,289 (0,000)
β_{pg}			-0,796 (0,458)			-0,817 (0,446)			-0,991 (0,355)			-1,011 (0,345)
β_{pv}			-2,572 (0,061)			-2,687 (0,051)			-2,656 (0,053)			-2,784 (0,043)
γ_{pm}				-25,103 (0,023)	-25,837 (0,021)	-19,484 (0,077)				-23,931 (0,031)	-24,864 (0,027)	-17,993 (0,105)
ca_p							-0,029 (0,754)	-0,030 (0,751)	-0,083 (0,371)	-0,003 (0,975)	-0,003 (0,975)	-0,060 (0,523)
fa_p							0,176 (0,060)	0,176 (0,060)	0,122 (0,185)	0,171 (0,067)	0,170 (0,068)	0,119 (0,193)
cs_p							0,212 (0,023)	0,213 (0,023)	0,205 (0,026)	0,213 (0,023)	0,215 (0,022)	0,206 (0,024)
fs_p							0,099 (0,289)	0,100 (0,285)	0,135 (0,140)	0,097 (0,297)	0,099 (0,287)	0,134 (0,143)
cm_p							-0,013 (0,696)	-0,014 (0,687)	-0,016 (0,625)	-0,014 (0,681)	-0,015 (0,662)	-0,017 (0,608)
fm_p							0,066 (0,049)	0,066 (0,049)	0,052 (0,110)	0,064 (0,056)	0,064 (0,056)	0,051 (0,118)
R^2 aj.	94,03	94,03	94,34	94,07	94,08	94,36	94,14	94,14	94,43	94,18	94,18	94,45

Tabla 6

Resultados individuales de la evaluación de la gestión de los fondos de inversión. Eficiencia medida por α_p , capacidad de sincronización con el mercado evaluada por γ_{pm} y estacionalidad mediante ca_p hasta fm_p . Estimación de los parámetros para los modelos T17-T28 aplicados en las tablas 2-5.

Número de fondos de inversión								
Panel A	Eficiencia – Selección de activos α_p				Sincronización γ_{pm}			
			prob. crítica <0.05				prob. crítica <0.05	
	>0	<0	>0	<0	>0	<0	>0	<0
Modelo								
T17	79	154	3	14				
T18	79	154	3	13				
T19	89	144	6	13				
T20	130	103	20	12	48	185	4	73
T21	134	99	19	10	44	189	3	73
T22	134	99	15	7	54	179	3	52
T23	48	185	1	28				
T24	48	185	1	29				
T25	63	170	3	28				
T26	102	131	11	18	48	185	6	74
T27	111	122	12	16	49	184	6	77
T28	101	132	11	14	57	176	4	55

Panel B	ca_p				fa_p			
			prob. crítica <0.05				prob. crítica <0.05	
	>0	<0	>0	<0	>0	<0	>0	<0
Modelo								
T23	139	94	52	22	214	19	39	0
T24	141	92	51	23	214	19	39	0
T25	125	108	40	29	197	36	32	0
T26	147	86	62	21	212	21	37	0
T27	147	86	62	21	212	21	37	0
T28	131	102	45	27	197	36	30	0

Panel C	cs_p				fs_p			
			prob. crítica <0.05				prob. crítica <0.05	
	>0	<0	>0	<0	>0	<0	>0	<0
Modelo								
T23	205	28	67	0	152	81	4	0
T24	206	27	72	0	154	79	4	0
T25	206	27	69	1	173	60	9	0
T26	205	28	68	0	152	81	4	0
T27	207	26	76	0	153	80	4	0
T28	208	25	72	1	173	60	9	0

Panel D	cm_p				fm_p			
			prob. crítica <0.05				prob. crítica <0.05	
	>0	<0	>0	<0	>0	<0	>0	<0
Modelo								
T23	104	129	9	11	213	20	37	1
T24	101	132	8	12	213	20	36	1
T25	102	131	7	15	210	23	22	1
T26	103	130	9	12	212	21	32	1
T27	101	132	8	12	212	21	32	1
T28	103	130	7	17	207	26	20	1

Tabla 7

Relación de los Fondos de Inversión Mobiliaria (FIM) objeto de análisis. Incluye todos los FIM existentes de renta variable (RV) y renta variable mixta (RVM) con valor liquidativo durante el periodo muestral, julio de 1998 a julio de 2001. Para cada fondo se detalla su categoría, número de registro en el Comisión Nacional del Mercado de Valores (CNMV) y denominación, según información de la CNMV.

Clasif.	Número registro CNMV	Denominación	Clasif.	Número registro CNMV	Denominación
RV	33	FONCAIXA BOLSA 33, FIM	RVM	207	FONDO 19, FIM
RV	36	URQUIJO INDICE, FIM	RVM	219	EUROAGENTES BOLSA, FIM
RV	46	EDM-INVERSION, FIM	RVM	233	HERRERO CRECIMIENTO, FIM
RV	55	BBVA BOLSA 1, FIM	RVM	248	FON-FINECO I, FIM
RV	58	BCH ACCIONES, FIM	RVM	252	RIVA Y GARCIA ACCIONES I, FIM
RV	59	BK BOLSA EUROPA, FIM	RVM	265	DB MIXTA, FIM
RV	76	EUROFONDO, FIM	RVM	268	TARFONDO, FIM
RV	82	BNP BOLSA, FIM	RVM	276	FONALCALA, FIM
RV	90	FONDBARCLAYS 2, FIM	RVM	279	CAVALRENTA, FIM
RV	104	METAVALOR, FIM	RVM	288	DB MIXTA II, FIM
RV	108	BSN BANIF ACCIONES ESPAÑOLAS, FIM	RVM	294	AUREA MIXTO, FIM
RV	114	FINGEST BOLSA, FIM	RVM	300	INDOSUEZ PATRIMONIO, FIM
RV	131	BBVA BOLSA 2, FIM	RVM	321	GENERAL PLUSFONDO, FIM
RV	134	FONBILBAO ACCIONES, FIM	RVM	323	BBVA BONOS CONVERTIBLES, FIM
RV	136	IBERAGENTES BOLSA, FIM	RVM	328	FONDOMIX DOS, FIM
RV	164	AB BOLSA, FIM	RVM	339	BCN MIXTO, FIM
RV	168	BM-DINERBOLSA, FIM	RVM	365	FONDEGA BOLSA, FIM
RV	184	INDEXBOLSA, FIM	RVM	382	FIDEFONDO, FIM
RV	210	GREEN FUND, FIM	RVM	402	INVERSABADELL 70, FIM
RV	215	ALMAGRO VALORES, FIM	RVM	403	INBORSA, FIM
RV	223	BSN BANIF ACCIONES EUROPEAS, FIM	RVM	405	FONGLOBAL GESTION, FIM
RV	228	CITIFONDO RENTA VARIABLE, FIM	RVM	408	GESEGUR HOSTELFOND, FIM
RV	229	FONVENTURE, FIM	RVM	409	FONDO DE PERMANENCIA, FIM
RV	246	PRIVANZA BOLSA, FIM	RVM	436	GESEGUR RENTA 2, FIM
RV	273	B.I. IBERACCIONES, FIM	RVM	443	FONJALON II, FIM
RV	282	KUTXAVALOR, FIM	RVM	445	AEGON INVERSION MV, FIM
RV	336	FG ACCIONES, FIM	RVM	446	IM 93 MIXTO, FIM
RV	351	EUROVALOR BOLSA, FIM	RVM	449	AF RENTA VARIABLE, FIM
RV	377	BESTINFOND, FIM	RVM	451	CAIXA GALICIA MIX, FIM
RV	390	FONLIFE, FIM	RVM	454	ESPIRITO SANTO RENTA VALOR, FIM
RV	419	AB BOLSAPLUS, FIM	RVM	457	BSN BANIF UNIVERSAL, FIM
RV	428	RENTA 4 BOLSA, FIM	RVM	460	BSN BANIF EUROPA 50 2, FIM
RV	453	BOLSA 35, FIM	RVM	461	CANTABRIA ACCIONES, FIM
RV	463	MADRID BOLSA, FIM	RVM	468	BK MIXTO ESPAÑA 50, FIM
RV	466	BOLSATLANTICO, FIM	RVM	480	FONJALON ACCIONES, FIM
RV	475	AHORRO CORPORACION ACCIONES, FIM	RVM	484	PATRISA, FIM
RV	476	JPM SPAIN RENTA VARIABLE, FIM	RVM	485	PATRIBOND, FIM
RV	477	DB ACCIONES, FIM	RVM	508	CAJA LABORAL CRECIMIENTO, FIM
RV	487	BOLSALIDER, FIM	RVM	517	FONSNOSTRO II, FIM
RV	489	FONDO TELEFONICO VARIABLE, FIM	RVM	518	UNIFOND MIXTO, FIM
RV	497	SAN FERNANDO BOLSA I, FIM	RVM	522	FONDEGA GLOBAL, FIM
RV	501	FONINDEX BOLSA, FIM	RVM	534	DB ALEMANIA, FIM
RV	502	BESTINVER BOLSA, FIM	RVM	535	RENTA 4 FONMIXTO, FIM
RV	503	FONDGALLEGO 21 BOLSA, FIM	RVM	541	CITIFONDO AGIL, FIM

Clasif.	Número registro CNMV	Denominación	Clasif.	Número registro CNMV	Denominación
RV	506	BANESTO RENTA VARIABLE ESP. , FIM	RVM	543	FONDCOYUNTURA, FIM
RV	511	CAJA LABORAL BOLSA, FIM	RVM	544	FONPASTOR 70, FIM
RV	538	LLOYDS BOLSA, FIM	RVM	552	CRV FONDBOLSA, FIM
RV	539	IBERCAJA BOLSA, FIM	RVM	553	CAJA INGENIEROS RENTA, FIM
RV	566	FONBOLSA PLUS, FIM	RVM	556	BNP GLOBAL 50-50, FIM
RV	621	BBK BOLSA, FIM	RVM	575	BANCOFAR FUTURO, FIM
RV	623	SCH ACCIONES ESPAÑOLAS 2 PLUS, FIM	RVM	650	MB FONDO 5, FIM
RV	681	BBVA INDICE, FIM	RVM	660	FINVERBOLSA, FIM
RV	690	SCH ACCIONES ESPAÑOLAS 1 PLUS, FIM	RVM	662	FONDO SANITARIO DE INVERSION, FIM
RV	694	SANTANDER INDICE, FIM	RVM	666	DINERO ACTIVO II, FIM
RV	702	BSN BANIF RENTA VARIABLE ESP., FIM	RVM	668	VITAL MIXTO, FIM
RV	732	BOLSACASER, FIM	RVM	673	URQUIJO UNIVERSAL, FIM
RV	762	CHASE BOLSA PLUS, FIM	RVM	728	RENTA 4 GLOBAL, FIM
RV	774	BETA ACCIONES, FIM	RVM	738	ALCALA BOLSA, FIM
RV	787	SEGURFONDO RENTA VARIABLE, FIM	RVM	776	PLUSMADRID 2, FIM
RV	835	CAIXA CATALUNYA INDEX, FIM	RVM	784	FONPENTOR, FIM
RV	843	RENTA 4 BOLSA PLUS, FIM	RVM	789	MB FONDO 22, FIM
RV	856	CAJABURGOS BOLSA, FIM	RVM	793	RURAL MIXTO 75, FIM
RV	901	MEDIVALOR R.V., FIM	RVM	811	RURAL MIXTO 50, FIM
RV	922	BANKPYME IBERBOLSA, FIM	RVM	837	EUROBANK GLOBAL, FIM
RV	941	CAN ACCIONES, FIM	RVM	874	IBERCAJA INDEX, FIM
RV	945	CAIXASABADELL 7-R.V., FIM	RVM	879	CAM MIXTO 50, FIM
RV	954	SHERPA RENTA VARIABLE, FIM	RVM	900	MEDIVALOR GLOBAL, FIM
RV	959	FONDESPAÑA BOLSA, FIM	RVM	910	FONDBARCLAYS 5, FIM
RV	996	BANKOA BOLSA, FIM	RVM	916	GLOBAL ASSETS FUND, FIM
RV	1000	BK BOLSA ESPAÑA, FIM	RVM	929	BK MIXTO 2, FIM
RV	1008	HSBC FONDO BOLSA 2, FIM	RVM	942	MB FONDO 33, FIM
RV	1052	BBVA BOLSA PLUS, FIM	RVM	970	BSN BANIF EUROPA 70, FIM
RV	1102	CAM BOLSA INDICE, FIM	RVM	971	SEQUEFONDO, FIM
RV	1143	BARCLAYS BOLSA, FIM	RVM	978	IBERCAJA INDEX 2, FIM
RV	1165	EUROAGENTES PREMIER, FIM	RVM	992	COMPAEURO, FIM
RV	1199	BCH ACCIONES 2, FIM	RVM	994	FONSVALLADOLID, FIM
RV	1235	ALTAE BOLSA, FIM	RVM	1002	FONDCHART, FIM
RV	1237	DB BOLSA INSTITUCIONES, FIM	RVM	1028	CAN INDEXNAVARRA, FIM
RV	1241	UNIFOND RENTA VARIABLE I, FIM	RVM	1038	FONDMONTECO, FIM
RV	1260	ACTIBOLSA, FIM	RVM	1056	IBERCAJA EUROBOLSAS, FIM
RV	1270	CREDIT SUISSE BOLSA, FIM	RVM	1062	ATLANTICO MIXTO, FIM
RV	1298	URQUIJO BOLSA, FIM	RVM	1064	D.B. RENTA, FIM
RV	1342	FONDO LEVANTE, FIM	RVM	1067	GESRIOJA, FIM
RV	1360	LAIETANA BOLSA, FIM	RVM	1074	FONBOLSA STAR, FIM
RV	1392	GLOBAL BOLSA, FIM	RVM	1076	EUROVALENCIA VCG, FIM
RV	1405	RURAL INDICE, FIM	RVM	1081	BESTINVER MIXTO, FIM
RV	1414	FONDUERO INTERNACIONAL, FIM	RVM	1096	MARCH BOLSA, FIM
RV	1418	BK FUTURO IBEX, FIM	RVM	1101	CAIXA CATALUNYA INVERSIO 1, FIM
RV	1461	GESTIFONDO ACCIONES, FIM	RVM	1121	INVERTRES FONDO I, FIM
RVM	12	FIBANC CRECIMIENTO, FIM	RVM	1122	INVERTRES FONDO II, FIM
RVM	13	INVERBANSER, FIM	RVM	1136	EUROAGENTES CAPITAL, FIM
RVM	24	BCH MIXTO RENTA VARIABLE, FIM	RVM	1171	CAI RENTA MIXTO, FIM
RVM	29	BBVA MIXTO 50, FIM	RVM	1173	FONCAIXA MIXTO 29, FIM
RVM	30	AHORROFONDO, FIM	RVM	1175	FONDANETO, FIM
RVM	38	EUROVALOR MIXTO-70, FIM	RVM	1178	ARCALIA GLOBAL, FIM
RVM	40	FIM GESKOA "FONDGESKOA", FIM	RVM	1182	PLUSGIRONA, FIM

Clasif.	Número registro CNMV	Denominación	Clasif.	Número registro CNMV	Denominación
RVM	41	INDOSUEZ BOLSA, FIM	RVM	1193	D.B. DIVERFONDO, FIM
RVM	49	ZARAGOZANO BOLSA MIXTO, FIM	RVM	1211	CAM MIXTO 75, FIM
RVM	56	BBVA MIX 60 A, FIM	RVM	1228	ALLIANZ MIXTO, FIM
RVM	69	BCH MIXTO ACCIONES, FIM	RVM	1232	FONCAIXA MIXTO 42, FIM
RVM	71	BETA VALOR, FIM	RVM	1239	FONDO VALENCIA MIXTO 75, FIM
RVM	87	CAN FONNAVARRA, FIM	RVM	1265	FONHUESCA 2000, FIM
RVM	91	FONDBARCLAYS 3, FIM	RVM	1286	EDELSTAHL, FIM
RVM	98	PLUSMADRID VALOR, FIM	RVM	1312	BASKEPLUS, FIM
RVM	109	FONINDEX MIXTO, FIM	RVM	1337	CAIXA POPULAR FONDO MIXTO, FIM
RVM	111	RENTABILIDAD Y SEGURIDAD ACTIVO, FIM	RVM	1362	BBVA OPCIONES 1, FIM
RVM	124	KUTXAFOND, FIM	RVM	1376	MB FONDO 55, FIM
RVM	126	GENERAL COMMERCE, FIM	RVM	1377	NR FONDO 1, FIM
RVM	139	PLUSMADRID, FIM	RVM	1389	BBK MIXTO, FIM
RVM	148	PLUSCARTERA, FIM	RVM	1419	FONPROCURADOR, FIM
RVM	151	INVERBAN FONBOLSA, FIM	RVM	1424	COMPAEURO II, FIM
RVM	157	IBERCAJA CAPITAL, FIM	RVM	1431	HSBC RENTA NEUTRAL, FIM
RVM	160	CUENTAFONDO BOLSA, FIM	RVM	1470	DB CRECIMIENTO, FIM
RVM	174	FONCAFIX, FIM	RVM	1471	D.B. BENEFICIO, FIM
RVM	186	SAFEI FONBOLSA, FIM	RVM	1480	INDOSUEZ MIXTO INTERNAC., FIM
RVM	187	FONDMAPFRE BOLSA, FIM	RVM	1495	IBERCAJA RENTA PLUS, FIM
RVM	193	BG IZARBE, FIM			