

¿Existen diferencias en las habilidades de los gestores? Resultados con fondos de inversión europeos.

Abinzano, Isabel (1); Muga, Luis (2) y Santamaría, Rafael (3)

Códigos JEL: G14, G23

- (1) Dpto. Gestión de Empresas. UPNA. Campus de Arrosadía s/n 31.008 Pamplona.
Tfno:948166076 Fax:948169404. E-mail: isabel.abinzano@unavarra.es
- (2) Dpto. Gestión de Empresas. UPNA. Campus de Arrosadía s/n 31.008 Pamplona.
Tfno:948166079 Fax:948169404. E-mail: luis.muga@unavarra.es
- (3) Dpto. Gestión de Empresas. UPNA. Campus de Arrosadía s/n 31.008 Pamplona.
Tfno:948169389 Fax:948169404. E-mail: rafael@unavarra.es

1.- Introducción

Uno de los aspectos recurrentes en la literatura sobre fondos de inversión es la persistencia en sus rentabilidades, aunque existe cierta controversia en cuanto a su origen. Los primeros trabajos que encuentran persistencia tanto en el corto (ver Hendricks, Patel y Zeckhauser 1993, Goetzmann y Ibbotson 1994 y Brown y Goetzmann 1995) como en el largo plazo (ver Grinblatt y Titman 1993, Elton et al 1993, Elton et al. 1996 y Wermers 1997) atribuyen sus resultados a diferentes manifestaciones de la habilidad de los gestores como “*hot hands*”, estrategias comunes de inversión o capacidad de selección de activos. Por el contrario, otros trabajos rechazan la existencia de este tipo de habilidades señalando que los fondos obtienen peores resultados que los respectivos índices de gestión pasiva (Gruber ,1996) o afirmando que la persistencia es consecuencia de una combinación entre la exposición al factor de momentum y las políticas de comisiones de los fondos (Carhart, 1997).

Posteriormente, Wermers (2000) trata de reconciliar estos resultados descomponiendo las rentabilidades en habilidad de selección, estilo, costes de transacción y gastos. Sus resultados confirman que los fondos de inversión poseen activos que batan al índice de Mercado en cantidad casi suficiente como para cubrir sus costes de transacción, aspectos ambos que indican la existencia de habilidades por parte de los gestores, que al menos en términos brutos son capaces de batir el mercado. Más recientemente, Kowoski et al. (2006) utilizando el análisis bootstrap, muestra que los gestores de fondos “estrella” son capaces de elegir suficientemente bien como para exceder los costes de transacción. Trabajos de este tipo permiten volver a reconsiderar la hipótesis de la existencia de habilidades diferenciales entre los gestores como origen de la persistencia en los rendimientos de los fondos de inversión.

Una cuestión adicional en esta discusión es el papel del estilo de inversión, dado que éste restringe las posibilidades de inversión de los gestores a títulos de determinadas características. De este modo, Teo y Woo (2001) afirman que las habilidades de los gestores de fondos deben contrastarse en relación a aquellos que tienen el mismo estilo, dado que en caso contrario podría detectarse persistencia de estilos y no realmente una habilidad de gestión superior de algunos gestores. Un proceso de ajuste similar también se emplea en Agarwal y Naik (2000) para observar los resultados de persistencia en Hedge Funds. También Pomorski (2004) afirma que las rentabilidades corregidas por estilo pueden aportar información acerca de la habilidad de los gestores.

Por otro lado, debido al peso de su industria, la mayor parte de los estudios sobre la persistencia de rentabilidad se han realizado utilizando fondos norteamericanos. Sin embargo, no está claro que los resultados puedan extrapolarse directamente al entorno europeo, debido a las importantes diferencias que los separan. Por otro lado, Otten y Schweitzer (2002) muestran que la industria europea está rezagada respecto a la norteamericana, tanto en referencia al tamaño como a la importancia del mercado. En este sentido, podría esperarse mayor eficiencia en la gestión de los fondos en Europa dado que las habilidades de los gestores parecen ser aprovechadas en mayor medida en fondos relativamente pequeños. Además, los fondos de inversión que se comercializan en USA están domiciliados en USA, mientras que en Europa es común que un fondo esté domiciliado en un país pero se comercialice en otros países (ver Khorama, Servaes y Tufano, 2008). Además, como muestran estos autores, la estructura y magnitud de las comisiones varía considerablemente entre países, aspecto que tiene una considerable importancia en el análisis del origen de la persistencia.

Estas diferencias motivan el interés por analizar la persistencia de los rendimientos y su origen en el ámbito europeo, especialmente porque la investigación sobre este tema en Europa es limitada y fundamentalmente se enmarca a nivel de países individuales. A nivel agregado se encuentran los trabajos de Grünbichler y Pleschiutschning (1999) y Otten y Bams (2002). Ambos trabajos analizan la persistencia utilizando un número no muy amplio de fondos y ajustando los rendimientos con el empleo de modelos de valoración de activos (Fama-French 1993 y Carhart 1997). Sin embargo, no es ninguna novedad afirmar que la industria de los fondos de inversión está cada vez más globalizada de modo que fondos comercializados en un determinado país pueden estar realizando sus inversiones en cualquier parte del planeta. Por ello, los modelos de valoración tipo Fama-French con factores calculados

para mercados locales, utilizados en los trabajos en el contexto europeo anteriormente citados, pueden ser poco adecuados para comparar los rendimientos ajustados por riesgo de fondos que invierten en mercados muy dispares. La solución a este problema podría pasar por una adecuada definición de factores de riesgo de ámbito supranacional, aspecto que también presenta serias dificultades.

Una alternativa interesante para analizar las diferencias de comportamiento entre carteras de activos, en este caso de fondos de inversión, es la utilización de técnicas de dominio estocástico. Estas técnicas ofrecen un marco general para el estudio de la conducta económica bajo incertidumbre e imponen supuestos mínimos acerca de la función de utilidad de los agentes que realizan las comparaciones (véase Levy, 1998).

En este contexto, el presente artículo pretende contribuir a la literatura mediante el análisis del origen de la persistencia de fondos de inversión comercializados en Europa en un ámbito más globalizado que no restringe el objetivo de inversión al ámbito nacional de un solo país, con una muestra de fondos de inversión más completa y actualizada. Además, se propone la utilización de técnicas de dominio estocástico como una alternativa más adecuada para la comparación de carteras compuestas por activos cotizados en bolsas de distintos países. Por último, se analiza el papel del estilo de inversión y se estudia el impacto en los resultados del propio proceso de ajuste.

De este modo, en primer lugar se estudia la persistencia utilizando rentabilidades netas ordinarias y se contrasta si los fondos pasados ganadores dominan estocásticamente a los pasados perdedores para cualquier inversor insaciable a la riqueza y averso al riesgo. Ello implicaría que las diferencias en sus rendimientos no se explican por compensaciones a la exposición a factores de riesgo y, en consecuencia, que pueden atribuirse a otras explicaciones, tales como a diferencias en las habilidades de los gestores. Este análisis se realiza para la muestra completa y para distintas submuestras asociadas con la zona geográfica de inversión de cada fondo de inversión. En segundo lugar se realiza de nuevo el análisis anterior utilizando rentabilidades ajustadas por estilo, dado que el marco de comparación deber ser el de fondos con mismo estilo, como señalan los trabajos de Brown et al 1999, Teo y Woo 2000 y Agarwal and Naik 2000. Por último, se realizan diferentes análisis de robustez que permiten fortalecer las conclusiones obtenidas con la metodología de dominio estocástico y eliminar diferentes explicaciones alternativas a la persistencia como el impacto de las comisiones.

El resto del artículo se estructura como sigue: La sección 2 presenta la base de datos y la 3 describe la metodología. Las secciones 4 y 5 muestran los resultados sobre el origen de la persistencia utilizando rentabilidades ordinarias y rentabilidades ajustadas por estilo, respectivamente. La sección 6 presenta varios análisis de robustez. Finalmente, la sección 7 recoge las principales conclusiones que pueden extraerse del artículo.

2.- Base de datos

Para la realización del presente trabajo se han utilizado datos de la base *Morningstar* relativos a las rentabilidades mensuales netas de fondos de inversión europeos de renta variable desde enero de 1986 hasta julio de 2006. De este modo, la base queda conformada por un número mínimo de fondos de 155 a principios de 1986 y un número máximo de 16466 en julio de 2006.

Además de los datos referentes a rendimientos de los fondos, se dispone de información acerca de la gestora a la que pertenece el fondo y su estilo de inversión asignado por *Morningstar*¹. Esta información ha permitido construir algunas de las variables que se utilizarán en el trabajo, como el tamaño de la gestora a la que pertenece un fondo (medido como el número de fondos que conforman la gestora) o la especialización de la gestora a la que pertenece el fondo en renta variable (medida como el porcentaje de fondos que tiene la gestora calificados como fondos de renta variable).

3.- Metodología

3.1.- Formación de carteras de fondos y sus rendimientos futuros

La metodología utilizada para evaluar la persistencia es similar a la utilizada en trabajos previos como Carhart (1997). Así, en un primer momento se calculan las rentabilidades acumuladas de los fondos durante un año, período de formación de las carteras de fondos, y se ordenan de mayor a menor rentabilidad pasada. Una vez ordenadas, dichas rentabilidades se clasifican en quintiles y se observa el comportamiento de la rentabilidad de los fondos durante el siguiente año de forma mensual. Este procedimiento se repite al final de cada año, obteniendo cinco series de rentabilidades mensuales para cada uno de los meses de calendario del período objeto de estudio. De este modo se puede observar si, como señala buena parte de la literatura,

¹ La información sobre estilo de inversión está disponible desde 1993. Se ha supuesto que el estilo se ha mantenido constante para fechas anteriores.

existe persistencia de las rentabilidades de los fondos de carácter anual, es decir, si en el futuro los fondos ganadores pasados continúan obteniendo mayores rendimientos y si los fondos perdedores pasados continúan ofreciendo a sus partícipes menores rendimientos.

Una alternativa metodológica interesante, ya descrita en Carhart (1997), consiste en la realización de un análisis similar pero en lugar de medir las rentabilidades de las carteras de fondos para cada uno de los meses de calendario del período objeto de estudio, medirlas en tiempo de evento. De este modo, una vez que se tienen las rentabilidades pasadas de los fondos ordenadas en quintiles se observan sus rentabilidades en el período de mantenimiento durante 60 meses, volviendo a realizar la clasificación correspondiente al final del año siguiente. En este caso el período de referencia no es el mes de calendario sino el momento de formación de las carteras de fondos, obteniéndose como resultado 5 series, una para cada quintil de fondos, con 60 observaciones, una para cada mes de estudio después de la fecha de evento (formación de las carteras). Con esta variación metodológica se puede observar si la persistencia de las rentabilidades de los fondos se restringe a un solo año o se prolonga en el tiempo, hasta los 5 años posteriores a la fecha de evento que se han estudiado.

3.2.- Dominio estocástico

Los rendimientos diferenciales de las carteras de fondos contruidos con la metodología anterior podrían no estar causados por la diferencia de habilidades por parte de sus gestores sino que podrían responder a diferentes niveles de exposición al riesgo². Sin embargo, tal y como se ha puesto de manifiesto en la introducción, la utilización de los modelos de valoración clásicos, tipo Fama-French (1993) o Carhart (1997) para ajustar por riesgo y tener en cuenta esta posibilidad es complicada, dada la capacidad que tienen los fondos para invertir en diferentes productos y, sobre todo, mercados.

Una vía más robusta para comparar resultados entre carteras de fondos ganadores y perdedores son las técnicas de dominio estocástico. Estas técnicas ofrecen un marco general para el estudio de decisiones económicas bajo incertidumbre e imponen mínimos supuestos acerca de las funciones de utilidad de los agentes. Para evitar los

² También podrían responder a diferencias sistemáticas en las comisiones, de forma que si se asume que todos los fondos arrojan rentabilidades brutas similares, aquellos que cobren menores comisiones serán fondos ganadores y, si esta política es estable, se producirá persistencia en los resultados no atribuible a habilidades de gestión. Sobre este punto se volverá más adelante.

efectos de observaciones individuales, los contrastes de dominio estocástico serán desarrollados sobre carteras. Los criterios de dominación estocástica permiten contrastar si la cartera ganadora domina a la perdedora, es dominada o si no son comparables. Esto es, si existen modelos generales de valoración de activos consistentes con inversores aversos al riesgo que puedan explicar las diferencias entre las carteras ganadora y perdedora.

Hay varios métodos de dominación estocástica propuestos en la literatura. Para nuestro propósito se utilizarán 2 métodos que asumen supuestos distintos: el contraste KS (Barrett y Donald, 2003) y el contraste DD (Davidson y Duclos, 2000). El contraste KS se basa en contrastes del tipo de Kolmogorov-Smirnov y compara los objetos en todos los puntos, definiéndose para distintos órdenes de dominio estocástico, especialmente para el segundo y tercer orden. El contraste DD es una simplificación del contraste KS y compara las funciones acumuladas sobre un conjunto arbitrario de puntos.

El contraste KS queda planteado como sigue. Sean dos series de rentabilidades, w (compuesta por las rentabilidades de la cartera de fondos ganadores), y l (compuesta por las rentabilidades de la cartera de fondos perdedores), del mismo tamaño N , y con funciones de distribución acumulada (CDFs) dadas por W y L , respectivamente. Se contrastan las siguientes hipótesis nula y alternativa:

$$H_0^s : f_s(z, W) \leq f_s(z, L) \quad \forall z \in [0, \bar{z}]$$

$$H_1^s : f_s(z, W) > f_s(z, L) \quad \text{para algún } z \in [0, \bar{z}]$$

donde $f_s(z, F)$ es una función que integra la función F al orden $s-1$. Esto es:

$$f_1(z, W) = W(z)$$

$$f_2(z, W) = \int_0^z W(t) dt = \int_0^z f_1(t, W) dt$$

$$f_3(z, W) = \int_0^z \int_0^s W(s) ds dt = \int_0^z f_2(t, W) dt$$

La hipótesis nula de que la cartera ganadora domina a la perdedora puede ser contrastada utilizando el siguiente estadístico propuesto por Barrett y Donald (2003):

$$\hat{K}_s = \left(\frac{N}{2} \right)^{1/2} \sup_z [f_s(z, \hat{W}) - f_s(z, \hat{L})] \quad \text{donde } N \text{ es el tamaño muestral.}$$

Es conveniente señalar que, para $s \geq 2$, el contraste de Barrett-Donald (KS) es analíticamente intratable porque la distribución límite de K_s depende de las CDFs subyacentes. De este modo, todos los p-valores se han calculado utilizando simulaciones basadas en el procedimiento de Barrett y Donald (2003).

El estadístico DD, en cambio, está diseñado para contrastar lo siguiente:

$$H_0^s : f_s(z_j, W) \leq f_s(z_j, L) \text{ para todo } j \in \{1, \dots, m\}$$

$$H_1^s : f_s(z_j, W) > f_s(z_j, L) \text{ para algún } j \in \{1, \dots, m\}$$

A diferencia del contraste KS, la hipótesis contrastada con el estadístico DD se refiere al dominio en un número fijo de puntos. En este sentido es menos potente que el anterior en ciertas situaciones, dado que no es capaz de tomar en consideración todas las implicaciones del dominio estocástico (véase Barrett y Donald 2003). Sin embargo, este tipo de contraste puede utilizarse tanto para muestras independientes como dependientes extraídas de una distribución conjunta, a diferencia del KS que requiere independencia. Por tanto se revela como un complemento útil para incrementar la robustez de las conclusiones.

Una vía sencilla de contrastar la hipótesis nula es calcular $S_s : \hat{S}_s = \max\{\hat{t}_s(z_j)\}$ con $\hat{t}_s(z_j) = \hat{\Delta}_s(z_j) / \sqrt{\hat{\Omega}_{s,jj}}$, $\hat{\Delta}_s(z_j) = f_s(z_j, W) - f_s(z_j, L)$ y donde $\hat{\Delta}_s$ es el k vector de estimaciones de $\Delta_s(z_j)$, y $\hat{\Omega}_s$ es la estimación de la matriz de varianzas y covarianzas, $\hat{\Delta}_s$. La hipótesis nula se rechaza para valores de S_s suficientemente grandes. Nótese que este estadístico no tiene distribución estándar, por lo que los p-valores deben ser calculados igualmente de acuerdo con el procedimiento recogido en Barrett y Donald (2003).

El primer criterio de dominio estocástico asume que el inversor tiene insaciabilidad a la riqueza, mientras que el segundo asume que es averso al riesgo. El tercero incorpora la preferencia por distribuciones positivamente asimétricas. Dado que las condiciones para el primer criterio son demasiado estrictas para ser satisfechas, el estudio se centrará en el segundo y tercer criterios.

De este modo, si la cartera de fondos ganadores domina a la cartera de fondos perdedores para el tercer criterio de dominio estocástico el resultado se puede interpretar como que no existe un modelo de valoración que pueda explicar la diferencia de rendimientos entre las carteras para cualquier inversor que presente insaciabilidad a la

riqueza, aversión al riesgo y preferencia positiva por la asimetría de las distribuciones de rentabilidad.

4.- Persistencia en los fondos de inversión europeos

En este primer análisis se evalúa la persistencia basada en rentabilidades ordinarias para la muestra completa de fondos de renta variable europeos, así como para diferentes submuestras basadas en el objetivo geográfico de inversión (Europa, Asia, USA y Fondos Globales). La primera columna de la Tabla 1 muestra los resultados de persistencia evaluada en tiempo de calendario para la muestra completa de fondos de inversión de renta variable europeos. Se puede observar que la rentabilidad media de la cartera de fondos perdedores es inferior a la correspondiente a la cartera de fondos ganadores (0,53% mensual de los perdedores frente al 1,01% de los ganadores). También se aprecia un comportamiento monótono creciente de las rentabilidades desde la cartera de fondos perdedores hacia la cartera de fondos ganadores. Este resultado se puede interpretar como una evidencia clara de persistencia en las rentabilidades de los fondos de renta variable a nivel europeo.

El análisis por zonas geográficas de inversión conduce a resultados muy similares a los obtenidos para la muestra completa, es decir, en todos los casos la cartera de fondos perdedores es la que presenta una rentabilidad media mensual inferior mientras que la cartera que presenta mayores rentabilidades es la de ganadores, aunque en estos casos no se observa el comportamiento monótono creciente de las rentabilidades desde la cartera de fondos perdedores hacia la de ganadores.

Como se ha señalado anteriormente, el hecho de que los rendimientos de la cartera de fondos ganadores sean superiores a los rendimientos de la cartera de perdedores no significa necesariamente que se pueda afirmar que ello se deba a diferencias en las habilidades de los gestores, ya que estas diferencias de rentabilidad podrían estar explicadas, entre otras razones, por diferentes exposiciones a niveles de riesgo. Para tener en cuenta esta cuestión se han comparado las series de rentabilidades de las carteras de ganadores y de perdedores a través de las técnicas de dominio estocástico anteriormente descritas. Los resultados se encuentran expuestos en la Tabla 2.

Los paneles A y B muestran los resultados correspondientes a los estadísticos KS y DD, respectivamente. Como puede observarse del análisis conjunto de ambos contrastes, no puede rechazarse que la cartera de fondos ganadores domine a la de

fondos perdedores, ni viceversa, para los órdenes segundo y tercero de dominio estocástico. Estos resultados se mantienen tanto para la muestra completa como para cada una de las submuestras segmentadas por zona geográfica de inversión del fondo. Tan sólo para el caso de la muestra total con el análisis del contraste KS (que asume independencia y homocedasticidad) puede rechazarse la hipótesis nula de que los fondos perdedores dominan a los ganadores, pero dicha hipótesis no puede rechazarse con el contraste DD que, como se señaló en la metodología, permite la presencia de heterocedasticidad y autocorrelación en las series³. Para el resto de contrastes, ambos estadísticos coinciden en sus conclusiones, lo que proporciona una mayor robustez a las mismas. Por tanto, estos resultados indican que las diferencias de rentabilidades que presentan las carteras podrían estar explicadas por diferentes niveles de exposición al riesgo y no por una habilidad superior de los gestores de fondos ganadores.

A pesar de que los resultados anteriores indican que la persistencia parece estar explicada por la diferente exposición al riesgo de las carteras de fondos ganadores y perdedores, puede ser interesante observar la evolución a largo plazo de las carteras, ya que si existen habilidades superiores serán más distinguibles del azar conforme aumenta el tiempo de observación de su comportamiento. La Figura 1 muestra las rentabilidades acumuladas en tiempo de evento de una posición larga en la cartera de fondos ganadores y corta en la cartera de fondos perdedores para la muestra completa de fondos de renta variable. En dicha figura se puede observar que la persistencia se concentra básicamente durante el primer año con un diferencial entre ambas carteras del 6% mientras que en los meses del 13 al 60 del período de mantenimiento se observa un comportamiento prácticamente aleatorio. Este comportamiento confirma los resultados del análisis anterior en el sentido de descartar la existencia de diferencias en las habilidades de gestión de los gestores.

5.- Persistencia en rentabilidades ajustadas por estilos

Los resultados expuestos en la sección anterior hacen referencia a rendimientos de los fondos sin ajustar por estilo. Sin embargo, tal y como señalan Agarwal y Naik (2000) en un trabajo referente a *“hedge funds”*, podría no ser prudente comparar el rendimiento de un fondo con el de otro fondo que está siguiendo un estilo claramente

³ De hecho, tanto la serie de ganadores como la de perdedores presentan niveles muy apreciables de autocorrelación. En concreto los coeficientes de autocorrelación son de 0,225 y 0,233, respectivamente, que son significativos al 0,01, de acuerdo con los contrastes Q ($\chi^2=12,10$ y $\chi^2=12,90$) y LM ($\chi^2=12,04$ y $\chi^2=12,93$ para 2 lags).

diferente, ya que los gestores de ambos fondos están limitados en sus inversiones por el estilo elegido para el fondo.

Por este motivo se ha realizado un segundo análisis, similar al expuesto con anterioridad, pero en el que se trabaja con rendimientos ajustados por estilo. Para ello, siguiendo los trabajos de Teo y Woo (2001) y de los propios Agarwal y Naik (2000), la rentabilidad ajustada por estilo de un fondo se aproxima por la diferencia entre la rentabilidad de un fondo en un instante de tiempo determinado y el rendimiento medio durante ese período de tiempo del estilo de inversión al que pertenece el fondo. Como se ha mencionado anteriormente, la información sobre el estilo de cada fondo viene dada por la base *Morningstar*. Dicha base recoge una codificación de 3 dígitos en la que se identifica el estilo del fondo. Los fondos que no tienen una asignación de código de estilo han sido eliminados de la muestra. En la base muestral de fondos de renta variable hay un total de 74 estilos que tienen fondos en algún momento de su duración temporal.

Sin embargo, esta alternativa de ajuste también ha estado sujeta a críticas. Así, Koh, Koh y Teo (2003) señalan que en el caso de tener muy pocos fondos dentro de un mismo estilo de inversión, la rentabilidad media del estilo puede ser una *proxy* muy ruidosa de la rentabilidad esperada del estilo. Por otro lado, Brown y Goetzmann (1997, 2003) sostienen que los gestores de fondos en estilos menos arriesgados pueden tener incentivos a salirse del estilo de inversión que declaran para obtener rendimientos superiores a costa de incrementar el riesgo de sus inversiones. Para salvar, al menos parcialmente, el primer inconveniente, en los análisis posteriores se han eliminado los fondos de estilos que contenían un número de fondos inferior o igual a 3.

No obstante, otras vías alternativas para realizar los ajustes por estilo, tales como la utilización de análisis estadísticos para construir estilos de inversión en los que clasificar los fondos a posteriori, también presentan inconvenientes, dado que se podría clasificar un fondo en un determinado estilo por su rentabilidad cuando, en realidad, pertenece a otro estilo pero ha tenido una gestión excepcionalmente buena o mala. Por este motivo se ha decidido seguir la metodología de ajuste basado en el estilo declarado por los gestores de fondos.

La Tabla 3 presenta las rentabilidades medias de las carteras de fondos formadas y evaluadas en base a rentabilidades ajustadas por estilo y medidas en tiempo de calendario. Para la muestra completa de fondos de renta variable se observa un comportamiento monótono creciente de los rendimientos ajustados por estilo desde la cartera de fondos ganadores hasta la cartera de fondos perdedores. Dicho resultado se

mantiene para todos los grupos basados en la zona geográfica de inversión, salvo en los fondos que invierten en renta variable de Estados Unidos, donde a pesar de que la cartera de fondos con menor rendimiento ajustado por estilo es la de perdedores (-0,16%) y la de mayor rendimiento es la de ganadores (0,11%), el resto de rendimientos entre quintiles no presenta un orden monótono.

Hasta este punto, los resultados son bastante coincidentes con los obtenidos en el análisis de rentabilidades sin ajustar por estilo presentado en la sección anterior, es decir, existe evidencia de persistencia en los fondos de inversión en renta variable europeos. Sin embargo, la Tabla 4 muestra un cambio en los resultados de los contrastes de dominio estocástico respecto a los que se habían obtenido con las rentabilidades sin ajustar. Así, en el caso de las rentabilidades de los fondos ajustados por estilos, tanto los p valores del estadístico KS como los del estadístico DD informan de que no se puede rechazar la hipótesis de que la cartera de fondos ganadores domine a la cartera de perdedores, aunque sí se puede rechazar la hipótesis de que la cartera de fondos perdedores domine a la de fondos ganadores, tanto para el segundo como el tercer orden de dominio estocástico. Este resultado se obtiene tanto para la muestra completa de fondos de renta variable europeos como para las diferentes submuestras por zona geográfica de inversión.

Con estos resultados se puede afirmar que ajustando por estilo, la cartera de fondos ganadores domina estocásticamente a la de perdedores para cualquier inversor insaciable y averso al riesgo, así como para los que, además, muestran preferencia por la asimetría positiva. Ello permite concluir que las diferencias en rentabilidades entre la cartera ganadora y perdedora no pueden explicarse por modelos de valoración de activos consistentes con insaciabilidad y aversión al riesgo. Estos resultados, aunque bajo un enfoque de ajuste por riesgo diferente, son similares a los mostrados en el trabajo de Teo y Woo (2001) para los fondos de inversión americanos, en el que se observa un incremento de la persistencia al analizar los rendimientos de los fondos ajustados por estilos.

Como se ha señalado en la sección anterior, un análisis interesante para discernir sobre el origen de la persistencia es la observación de su duración temporal. Por ello, la Figura 2 muestra los resultados de las rentabilidades ajustadas acumuladas del diferencial entre la cartera de fondos ganadores y la cartera de fondos perdedores durante los cinco años de mantenimiento medidas en tiempo de evento para la muestra completa. Los resultados también son diferentes con respecto a los que se obtenían sin

ajustar por estilo, observándose cómo la persistencia continúa durante 4 años mientras que en el caso anterior desaparecía al primer año de mantenimiento. El incremento de la duración de la persistencia después de realizar el ajuste por estilo también coincide en gran medida con lo encontrado por Teo y Woo (2001) que muestran una duración de hasta 6 años.

En resumen, los resultados obtenidos tras el ajuste por estilo muestran persistencia en las rentabilidades que, en este caso, no puede ser atribuida a diferentes exposiciones a los factores de riesgo. La generalidad y flexibilidad de los criterios de dominio estocástico, además, suponen una garantía adicional para mantener esta afirmación y no estar sujetos a la elección de un modelo concreto de valoración de activos. Estos resultados plantean como posible explicación la existencia de habilidades de gestión. De hecho, la mayor duración temporal de la persistencia también es consistente con esta explicación. Sin embargo, esta afirmación se encuentra sujeta a dos aspectos fundamentales. El primero, de naturaleza metodológica, tiene que ver con que los resultados detectados estén causados por el método de ajuste. El segundo, ya señalado en la literatura previa como responsable parcial de la persistencia, está relacionado con las comisiones de los fondos. En concreto, si se asume que todos los fondos arrojan la misma rentabilidad media, al que se añade un simple ruido aleatorio, y unos cobran sistemáticamente más comisión que otros, los que cobran menor comisión formarán parte de la cartera ganadora y dominarán estocásticamente a los que cobran mayor comisión, que formarán parte de la cartera perdedora. Por tanto, para poder afirmar si los resultados obtenidos pueden ser atribuidos, al menos parcialmente, a la existencia de habilidades de gestión, es necesario analizar el papel de las comisiones.

6.- Análisis de robustez

6.1.- Análisis *bootstrap*

Los resultados obtenidos hasta el momento muestran claramente la existencia de persistencia en los rendimientos de los fondos de inversión de renta variable europeos. Sin embargo, la conclusión sobre el origen de dicha persistencia varía dependiendo de si el análisis se realiza teniendo en cuenta las rentabilidades ordinarias o si por el contrario se realiza utilizando los rendimientos ajustados por estilos. Si se realiza el análisis con rentabilidades ordinarias, las técnicas de dominio estocástico indican que la diferencia de rendimientos entre fondos en la cartera ganadora y fondos en la cartera perdedora pueden responder a diferencias en la exposición al riesgo, mientras que si se realiza el

análisis con rendimientos ajustados por estilo las técnicas de dominio estocástico eliminan la explicación por riesgo y abren la puerta a la posible existencia de habilidades diferenciales en la gestión del fondo por parte de los gestores.

Estos resultados plantean el interés por realizar un análisis de robustez adicional utilizando técnicas *bootstrap*. Dadas las características de este tipo de análisis, que se describirán más adelante, es importante que los fondos presenten valores en sus rentabilidades durante todos los meses del período que se pretende estudiar. Por este motivo se ha decidido seleccionar una muestra de 842 fondos de renta variable que presenta observaciones desde 1991 hasta el final del período muestral.

Para estos análisis se realiza un remuestreo consistente en construir una nueva submuestra compuesta por rendimientos de la base original pero en los que se ha destruido la sección temporal. Para ello se ha optado por un procedimiento sin reemplazamiento, extrayendo aleatoriamente, de forma sucesiva, un bloque de rentabilidades en sección cruzada hasta completar una base de longitud igual a la original. De esta forma se consigue una nueva submuestra en la que se tienen las rentabilidades de todos los fondos pero totalmente desordenados. Una vez que se tiene construida la nueva submuestra se realiza el análisis de persistencia en tiempo de calendario descrito en el apartado de metodología del trabajo. El procedimiento se ha repetido 1000 veces.

La alternativa al procedimiento sin reemplazamiento, es un procedimiento con reemplazamiento, probablemente más adecuado para simular la verdadera distribución de distribución de los fondos. Sin embargo, puede presentar un sesgo de muestra pequeña, tal y como describen Jegadeesh y Titman (2001, 2002) o Karolyi y Kho (2004) en sendas aplicaciones de procedimientos *bootstrap* al fenómeno de momentum. En concreto, dicha aplicación tiene en común con el problema de la persistencia que si se realizan los remuestreos con reemplazamiento la misma observación puede aparecer en los períodos de formación y mantenimiento creando autocorrelación en la serie de forma espúrea. Por este motivo en este trabajo se ha optado por la técnica sin reemplazamiento.

En el caso de la muestra de rentabilidades sin ajustar por estilo se ha observado que la diferencia entre la cartera de fondos ganadores y la de perdedores ofrece un valor medio de 0,067%, con un valor medio del estadístico *t* simulado de 0,19. El nivel de significación simulado ($p_{sim}=0,36$) es demasiado elevado como para rechazar la hipótesis nula de que no existen diferencias significativas entre ambas. Es importante

indicar que el diferencial de rentabilidad sobre el valor medio de la cartera de ganadores apenas supone un 8,15% de dicha cantidad. Estos resultados vienen a reafirmar las conclusiones que se han obtenido a través de la utilización de técnicas de dominio estocástico, en el sentido de que no se puede afirmar que los fondos ganadores obtengan rendimientos no ajustados por estilo significativamente superiores.

En cambio, tal y como también se infería de los contrastes de dominio estocástico, los resultados de la muestra de rentabilidades ajustadas por estilo ofrecen una diferencia de 0,068%, con un valor medio del estadístico t simulado de 2,24, que resulta significativo al 10% ($p_{sim}=0,091$). Este diferencial supone un 177,78% respecto de la media de la cartera de ganadores, lo que permite hacerse una idea bastante clara de su magnitud. Estos resultados sugieren que en el caso de rentabilidades ajustadas por estilo, la destrucción de la serie temporal no altera las conclusiones de que existen diferencias significativas en las habilidades de gestión de los gestores. La explicación es que la rentabilidad de la cartera de fondos ganadores es generalmente mayor que la de la cartera de perdedores, y cuando se elimina el estilo se elimina también la variación temporal de las rentabilidades de modo que éstas son más comparables independientemente del período temporal al que corresponden. De este modo, se puede afirmar que los fondos definidos como ganadores presentan rentabilidades ajustadas superiores, de forma consistente con las conclusiones obtenidas a través de las técnicas de dominio estocástico.

Por último, queda abierta otra cuestión que puede plantear algunas dudas. En concreto, ¿es la persistencia la causante de los resultados obtenidos en rentabilidades ajustadas o se debe al efecto del ajuste por estilo? Para analizar esta cuestión se ha creado una muestra de idéntica estructura a la analizada pero sustituyendo las rentabilidades de los fondos por números aleatorios, realizándose el mismo ajuste por estilo. Posteriormente se ha replicado el análisis anterior. Los resultados son claramente diferentes. En concreto la diferencia media entre la cartera ganadora y la perdedora es de -0.0012%, con un valor medio del estadístico t simulado de -0.79, produciendo un nivel de significación simulado bastante superior a los convencionales ($p_{sim}= 0.659$).

En consecuencia, no parece que los resultados presentados puedan ser imputados al efecto del método de ajuste por estilo, sino que realmente existen diferencias en los rendimientos de los fondos cuyo posible origen podría estar en las habilidades de los gestores.

6.2 Efecto de las comisiones.

Los resultados obtenidos hasta el momento son claramente consistentes con una persistencia cuyo origen podría encontrarse en las habilidades de los gestores de fondos. Sin embargo, una cuestión clave para poder explicar las diferencias en rentabilidades detectadas entre la cartera ganadora y la perdedora son las comisiones aplicadas, ya que se están comparando rentabilidades netas de comisiones. Como se ha señalado, si se asume que las rentabilidades brutas de todos los fondos de inversión son variables igualmente distribuidas con los mismos parámetros poblacionales y hay un subgrupo de fondos que aplica menores comisiones que los demás, este subgrupo tendrá una mayor probabilidad de formar parte de la cartera de ganadores y, por tanto, este grupo presentará diferencias significativas con respecto a la cartera de perdedores.

En consecuencia, los resultados observados hasta el momento son compatibles con la existencia de habilidades diferenciales pero también lo son con la existencia de diferencias significativas sistemáticas en las comisiones aplicadas entre los fondos pertenecientes a las carteras ganadora y perdedora. Con el objeto de contrastar si ésta es una explicación posible, se han calculado las comisiones medias de las carteras de los quintiles para cada año de mantenimiento⁴.

Como puede observarse en el panel A de la Tabla 5, las comisiones medias aplicadas en los fondos pertenecientes a las carteras ganadora y perdedora según su rentabilidad pasada ordinaria no se muestran distintas, apenas un 0,01% anual a favor de los ganadores, no siendo dicha diferencia significativa a los niveles convencionales. De hecho, el valor medio desde el año 2000 es prácticamente idéntico. Además, ambas carteras extremas son las que presentan mayores valores medios de las comisiones. Si se analizan los resultados por zonas geográficas, los resultados son bastante similares con la excepción de los fondos de inversión en USA y los fondos de inversión de vocación global. En ambos casos, la cartera de fondos perdedores aplica unas comisiones significativamente mayores que la correspondiente a la cartera de fondos ganadores, a un nivel de significación del 10%. El caso de fondos con objetivo de inversión USA es bastante singular puesto que la diferencia de comisiones es notable y, además, parece únicamente darse en la cartera de fondos perdedores ya que con el resto de los quintiles es notablemente menor, y en el caso del 2º y 4º quintil no resulta significativa. En

⁴ Los datos de comisiones que disponemos incluyen la comisión vigente en el último año de la base. No obstante, salvo para fondos inmersos en estrategias de introducción (fondos jóvenes), la política de comisiones se ha mostrado razonablemente estable en los últimos años. Es interesante señalar que los resultados que se han obtenido en el presente trabajo para el último año y para el resto son similares, por lo que el supuesto establecido no parece demasiado alejado de la realidad.

cambio la cartera de fondos perdedores sufre una comisión media superior a la del resto de fondos de manera claramente significativa. Quizá la similitud de objetivo de inversión con los fondos de inversión comercializados en USA haga que presenten características más similares a las indicadas en la literatura sobre fondos de inversión americanos, en los que se ha mostrado una relación similar entre rentabilidades y comisiones.

Por otro lado, en el panel B de la Tabla 5 se muestra el valor de las comisiones medias para las diferentes carteras de fondos siendo su criterio de ordenación el de la rentabilidad pasada ajustada por estilo. Se vuelve a observar que los mayores valores de las comisiones medias se encuentran tanto en la cartera de ganadores como en la cartera de perdedores. En este caso, la cartera de perdedores tiene una comisión un 0,03 % anual superior a la cartera de ganadores, siendo esta diferencia significativa a niveles del 10%. No obstante, la cartera ganadora excede en un 3,516% a la ganadora, que supera claramente a la diferencia de comisiones.

El análisis por áreas geográficas es todavía más revelador, dado que en todas ellas se puede apreciar cómo los mayores valores medios de las comisiones impuestas a los partícipes de los fondos se aplican en los fondos pertenecientes a las carteras ganadora y perdedora. En este caso, la diferencia de comisión media entre carteras ganadora y perdedora no resulta significativa, salvo para el caso de fondos globales en el que la diferencia de comisiones alcanza tan solo el 0,0067% mensual, cantidad de nuevo insuficiente para explicar por completo los rendimientos diferenciales a favor de la cartera ganadora.

En resumen, los resultados obtenidos para rentabilidades ajustadas por estilo no son explicados por las diferencias en comisiones, por lo que la existencia de ciertas habilidades diferenciales entre los gestores de fondos permanece como hipótesis más plausible a la hora de explicar la persistencia.

6.3 Otras variables

Los resultados mostrados hasta el momento indican la existencia de persistencia en los rendimientos ajustados por estilos en la muestra de fondos de inversión de renta variable comercializados en Europa. Dicha persistencia no parece atribuible a diferentes niveles de exposición a riesgo, tal y como han mostrado los diferentes análisis realizados, ni a la política de comisiones. Ello ha permitido plantear como hipótesis más plausible la existencia de habilidades diferenciales entre los gestores de fondos. En esta sección se van a caracterizar las carteras de fondos utilizando diferentes variables con la

finalidad de observar si existen diferencias entre fondos ganadores y perdedores que puedan dar alguna intuición adicional sobre el fenómeno de la persistencia.

La información disponible ha permitido construir un conjunto de variables que permiten caracterizar los fondos de inversión, tales como la edad del fondo⁵, número de fondos de la gestora a la que pertenece el fondo, número de fondos de renta variable de la gestora a la que pertenece el fondo⁶ y especialización de la gestora a la que pertenece el fondo⁷.

La Tabla 6 muestra las características de las carteras formadas en base a los rendimientos ajustados por estilos. Como puede apreciarse, los fondos que pertenecen a las carteras extremas (ganadora y perdedora) tienen una edad media menor, pero no significativamente distinta entre ellos. Esto permitiría afirmar que los efectos asociados a políticas agresivas de comisiones en la etapa de introducción de los fondos en el mercado no tendrían por qué tener capacidad explicativa sobre nuestros resultados, ya que afectarían de igual modo en ambas carteras. Tampoco cabe imputar diferencias en cuanto a los potenciales descuentos sobre la comisión publicada, ya que, de igual modo, no hay razones para pensar que tendrá diferente incidencia en una u otra cartera.

Tampoco el tamaño medio de la gestoras (medido por el número de fondos que posee) cuyos fondos forman parte de las carteras ganadora y perdedora son significativamente distintos a los niveles convencionales. Este resultado nos indica que no pueden utilizarse argumentos basados en distintos tamaños de gestoras (políticas de poder de mercado o de potenciales economías de escala) para justificar las diferencias detectadas en los rendimientos de las carteras ganadora y perdedora. Esta ausencia de diferencias en el número de fondos de la gestora también deja sin capacidad explicativa al argumento asociado al catálogo de productos, según el cual un mayor número de fondos puede contribuir a que el inversor se encuentre más identificado con alguno de ellos o, simplemente, se sienta más satisfecho en su decisión al poder tener suficientes alternativas para adoptarla.

Además de estas características, en la Tabla 6 se expone una medida del riesgo de las carteras de fondos formadas conforme a su rendimiento durante el año anterior. Dicha medida es la desviación estándar de las rentabilidades de los fondos durante el

⁵ La variable edad está expresada en número de meses de vida del fondo. En el caso de que el fondo naciera antes de 1972 se asume que enero de ese año es el momento de su nacimiento.

⁶ Las variables relativas al número de fondos se utilizarán como *proxy* del tamaño de la gestora dada la ausencia de datos relativos al número de activos de los fondos.

⁷ La variable especialización viene definida como número de fondos de renta variable de la gestora sobre el número de fondos total de la gestora.

año de formación de la cartera. Nuevamente se observa la misma característica de que los mayores valores de la variable se encuentran en las carteras extremas, pero la diferencia entre ellas tampoco resulta significativa a los niveles convencionales.

La única variable que presenta un comportamiento monótono a través de las carteras formadas en base a las rentabilidades pasadas ajustadas por estilo es la especialización, siendo los fondos ganadores los que pertenecen a gestoras más especializadas, en el sentido de que presentan un mayor porcentaje de fondos de renta variable sobre su total de fondos. No obstante, a nivel de la muestra completa no se observan diferencias significativas entre grupos. Sin embargo, en las submuestras de fondos cuyo objetivo de inversión es los Estados Unidos o fondos globales, se aprecia que las carteras de fondos ganadores presentan mayor especialización que las carteras de fondos perdedores de forma significativa. Este resultado, lejos de contradecir las conclusiones previas, parece claramente consistente con la existencia de habilidades diferenciales, ya que los fondos pertenecientes a la cartera ganadora son de gestoras más especializadas que los de la cartera perdedora, pudiéndose utilizar argumentos ligados a economías de información, probabilidad de disponer de información privada u otras justificaciones análogas.

En resumen, los resultados obtenidos con las diferentes pruebas de robustez realizadas permiten que se reafirme la conclusión obtenida utilizando las técnicas de dominio estocástico acerca de la existencia de habilidades diferenciales entre gestores de fondos que se manifiesta a través de una persistencia en los rendimientos. En este sentido, las simulaciones *bootstrap* han permitido mostrar que las rentabilidades ajustadas por estilo de los fondos ganadores son superiores a las de los perdedores, lo que resulta consistente con la hipótesis de habilidades diferenciales de los gestores, no siendo dicho resultado imputable al procedimiento de ajuste realizado. Además, aunque la cartera de perdedores presenta comisiones medias ligeramente superiores a la cartera de ganadores, dicha diferencia no es capaz de explicar por sí sola la persistencia y, por lo tanto, no permite descartar la hipótesis de existencia de habilidades. Por último, las diferentes características de las carteras de fondos no indican que pueda existir una causa diferente para la persistencia que no sea las habilidades de los gestores, al no observarse diferencias significativas entre ellas.

7.- Conclusiones.

En el presente trabajo se ha estudiado la persistencia de los fondos de inversión de renta variable a nivel europeo. Una de las dificultades para su interpretación se encuentra vinculada con la elección del modelo de valoración que permita responder acerca de si las diferencias entre carteras de fondos son debidas o no a diferentes exposiciones a niveles de riesgo. Dicho problema se acrecienta al realizar el estudio en un ámbito de inversión internacional, como el correspondiente al presente trabajo, dónde la construcción de factores de riesgo y su interpretación se complica enormemente. Sin embargo, restringir el estudio del fenómeno de la persistencia de rendimientos de los fondos al ámbito de un único mercado nacional puede limitar las conclusiones de los análisis realizados. Por este motivo, para solventar esta cuestión se han utilizado técnicas de dominio estocástico. Además, dichos contrastes han sido complementados con la utilización de técnicas no paramétricas tipo *bootstrap*.

Los resultados obtenidos con rendimientos sin ajustar por estilo son consistentes con los encontrados por Carhart (1997) para fondos de inversión estadounidenses, es decir, existe una persistencia que tiene una duración de aproximadamente un año pero que puede ser explicada por diferencias en la exposición al riesgo de las carteras perdedora y ganadora de fondos, tal y como indican los contrastes de dominio estocástico utilizados en el trabajo.

Sin embargo, el estudio de las habilidades diferenciales de los gestores es aconsejable realizarlo mediante rentabilidades ajustadas por estilo. Dicho ajuste ofrece una medida menos ruidosa de la habilidad de los gestores. Ello se debe a que elimina la variación de rentabilidad de los fondos que se debe al estilo, sobre el cual el gestor tiene poco control al tener que estar sometido a sus restricciones.

Al realizar los análisis de persistencia con rendimientos ajustados por estilo para los fondos de renta variable europeos se observan cambios con respecto a los análisis llevados a cabo con rentabilidades ordinarias. La persistencia tiene mayor duración en el tiempo, hasta 5 años, y además no parece responder a exposiciones diferenciales a riesgo entre la cartera ganadora y perdedora, tal y como indican los contrastes de dominio estocástico. En este caso los resultados resultan compatibles con habilidades diferenciales por parte de los gestores. Dichos resultados son consistentes con los encontrados por Teo y Woo (2001) para fondos de inversión americanos.

Por otro lado, los resultados de las simulaciones *bootstrap* son consistentes con los resultados y las conclusiones obtenidas en epígrafes anteriores, aportando robustez

al trabajo y descartando el procedimiento de ajuste por estilo como origen de la persistencia.

Por último, el análisis realizado con datos relativos a las comisiones descarta a éstas como la explicación fundamental de la persistencia. Tampoco variables como la edad, tamaño del fondo o el riesgo son significativamente distintas en las carteras ganadora y perdedora, lo que resta capacidad explicativa sobre los resultados obtenidos a argumentos ligados al efecto de introducción de los fondos, al poder de mercado o a las potenciales economías de escala.

Desde el punto de vista del inversor los resultados son muy interesantes puesto que las rentabilidades ajustadas por estilo pueden ser una buena *proxy* de las rentabilidades futuras, debido a unas habilidades superiores de los gestores y, en consecuencia, una buena guía para tomar decisiones de inversión. Esta guía es independiente de si los gestores a posteriori abandonan su estilo de inversión dado que el trabajo está realizado con los estilos declarados por los fondos. De este modo, los resultados obtenidos en este trabajo indican que una estrategia adecuada para cualquier inversor en fondos debería consistir en definir un estilo de inversión que se considere ajustado a sus preferencias e invertir en una cartera de fondos que haya obtenido los mejores rendimientos dentro de dicho estilo.

Referencias

- Agarwal V. y N. Naik, (2000), "Multi-Period Performance Persistence Analysis of Hedge Funds", *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 35, 3, 327-342.
- Barrett G. y S. Donald (2003), "Consistent test for stochastic dominance", *Econometrica* 71, 1, 71-104.
- Brown S. y W. Goetzman, (1995), "Performance Persistence", *Journal of Finance* 50, 679-698.
- Brown, S. y W. Goetzmann (2003), "Hedge funds with style", *Journal of Portfolio Management*, 29, 2, 101-112.
- Brown, S. y W. Goetzmann (1997), "Mutual fund styles", *Journal of Financial Economics*, 43, 373-399.
- Brown, S., W. Goetzmann, W., y R. Ibbotson (1999), "Offshore hedge funds: Survival and performance 1989 – 1995", *Journal of Business*, 72, 91-117.
- Carhart M. (1997) "On persistence in mutual fund performance" *Journal of Finance*, 52, 57-92.
- Davidson, R. y J.Y. Duclos (2000), "Statistical inference for stochastic dominance and for the measurement of poverty and inequality", *Econometrica*, 68, 1435-1464
- Elton D., M. Gruber, S. Das y C. Blake, (1996), "The persistence of risk-adjusted mutual fund performance", *Journal of Business*, 69, 133-157.

Elton D., M. Gruber, S. Das y M. Hlavka, (1993), "Efficiency with costly information: A re-interpretation of evidence from managed portfolios", *Review of Financial Studies*, 6, 1-21.

Fama E. y K. French, (1993), "Common risk factors in the returns on stocks and bonds", *Journal of Financial Economics*, 33, 3-56.

Goetzmann W. y R. Ibbotson, (1994), "Do winners repeat? Patterns in mutual fund return behavior", *Journal of Portfolio Management*, 20, 9-17.

Grinblatt M. y S. Tittman, (1993), "Performance measurement without benchmarks: An examination of mutual fund returns", *Journal of Business*, 66, 47-68.

Gruber M.J. (1996) "Another puzzle: The growth in actively managed mutual funds" *Journal of Finance*, 512, 783-810.

Grünbichler A. y U. Pleschiutschning (1999), "Performance Persistence: Evidence for the European Mutual Funds Market", *WP Swiss Institute of Banking and Finance*.

Hendricks D., J. Patel y R. Zeckhauser, (1993), "Hot hands in mutual funds: Short run persistence of performance 1974-88", *Journal of Finance*, 48, 93-130.

Jegadeesh, N. y S. Titman (2001), "Profitability of momentum strategies: an evaluation of alternative explanations", *Journal of Finance*, 56, 699-720.

Jegadeesh, N. y S. Titman (2002), "Cross-sectional and time-series determinants of momentum returns", *Review of Financial Studies*, 15,1, 143-158.

Karolyi G.A. y B. Ch. Kho (2004), "Momentum strategies: some bootstrap tests", *Journal of Empirical Finance*, 11, 509-536.

Koh F., W. T.H Koh y M. Teo, (2003), "Asian Hedge Funds: Return Persistence, Style, and Fund Characteristics", <http://ssrn.com/abstract=416960>.

Khorama A., H. Servaes y P. Tufano (2008), "Mutual fund fees around the world", Forthcoming in *Review of Financial Studies*.

Kowoski R., A. Timmermann, R. Wermers y H. White (2006), "Can mutual fund "stars" really pick stocks? New evidence from a bootstrap analysis", *Journal of Finance*, 61, 2551-2595.

Levy H. (1998), *Stochastic Dominance: Investment Decision Making Under Uncertainty*, Kluwer, Boston.

Otten R. y D. Bams (2002), "European mutual fund performance", *European Financial Management*, 8, 1, 75-101.

Otten R. y M. Schweitzer (2002), "A comparison between the European and the U.S. mutual fund industry", *Managerial Finance*, 14-34.

Pomorski, L. (2004), "Style Investing: Evidence from Mutual Fund Flows", <http://ssrn.com/abstract=559405>

Teo M. y S-J Woo, (2001), "Persistence in Style-Adjusted Mutual Fund Returns" (November 2001). <http://ssrn.com/abstract=291372>.

Wermers R. (1997), "Momentum investment strategies of mutual funds, performance persistence and survivorship bias", *Working Paper University of Colorado*.

Wermers R. (2000), "Mutual fund performance: An empirical decomposition into stock-picking talent, style, transaction costs, and expenses", *Journal of Finance*, 40, 4, 1655-1695.

TABLA 1

Esta Tabla presenta las rentabilidades ordinarias medias mensuales de los quintiles de fondos de inversión europeos de renta variable agrupados por su rentabilidad pasada, tanto para la muestra completa como para los diferentes fondos agrupados por su área geográfica de inversión (Europa, Asia, USA y Fondos Globales). También recoge la diferencia de rentabilidades entre los grupos extremos.

FONDOS DE INVERSIÓN	RENTA VARIABLE	EUROPA	ASIA	USA	GLOBAL
PERDEDORES	0,535	0,797	0,494	0,660	0,479
Q2	0,717	0,820	0,556	0,785	0,543
Q3	0,767	0,892	0,491	0,791	0,610
Q4	0,815	0,874	0,641	0,744	0,597
GANADORES	1,007	1,074	1,074	0,939	0,815
G-P	0,472	0,277	0,580	0,279	0,336

TABLA 2

El panel A de esta Tabla muestra los resultados del contraste de Barret y Donald, (2003) de dominio estocástico entre las carteras de fondos ganadores y perdedores según su rentabilidad ordinaria pasada. La segunda columna de la presente Tabla muestra los p valores para la hipótesis nula de que la cartera de fondos ganadores domina a la fondos perdedores para el segundo orden de dominio estocástico, mientras que la tercera columna muestra los p valores para la hipótesis opuesta, la cartera de fondos perdedores domina a la de fondos ganadores para el segundo orden de dominio estocástico. Las columnas cuarta y quinta muestran los mismos resultados que la segunda y tercera para el tercer orden de dominio estocástico. Mientras que el panel B muestra los mismos resultados para el contraste de Davidson y Duclos (2000).

PANEL A: KS TEST

Muestra	s=2		s=3	
	W>L	L>W	W>L	L>W
Total	0.575	0.018	0.541	0.006
Europa	0.466	0.157	0.362	0.227
Asia	0.485	0.071	0.449	0.051
Usa	0.499	0.190	0.619	0.203
Global	0.701	0.079	0.669	0.011

PANEL B: DD TEST

Muestra	s=2		S=3	
	W>L	L>W	W>L	L>W
Total	0.618	0.158	0.489	0.293
Europa	0.468	0.396	0.344	0.542
Asia	0.447	0.252	0.250	0.368
Usa	0.562	0.440	0.653	0.524
Global	0.655	0.335	0.667	0.349

TABLA 3

Esta Tabla presenta las rentabilidades ajustadas por estilo medias mensuales de los quintiles de fondos de inversión europeos de renta variable agrupados por su rentabilidad ajustada por estilo pasada, tanto para la muestra completa como para los diferentes fondos agrupados por su área geográfica de inversión (Europa, Asia, USA y Fondos Globales). Además recoge la diferencia de rentabilidades entre los grupos extremos.

FONDOS DE INVERSIÓN	RENTA VARIABLE	EUROPA	ASIA	USA	GLOBAL
PERDEDORES	-0,141	-0,160	-0,153	-0,156	-0,128
Q2	-0,036	-0,060	-0,017	0,023	-0,030
Q3	0,004	-0,021	0,004	0,093	-0,006
Q4	0,055	0,055	0,026	0,003	0,019
GANADORES	0,152	0,185	0,151	0,109	0,202
G-P	0,293	0,345	0,304	0,265	0,330

TABLA 4

El panel A de esta Tabla muestra los resultados del contraste de Barret y Donald, (2003) de dominio estocástico entre las carteras de fondos ganadores y perdedores según su rentabilidad ajustada por estilo. La segunda columna de muestra los p valores para la hipótesis nula de que la cartera de fondos ganadores domina a la fondos perdedores para el segundo orden de dominio estocástico, mientras que la tercera columna muestra los p valores para la hipótesis contrapuesta, la cartera de fondos perdedores domina a la de fondos ganadores para el segundo orden de dominio estocástico. Las columnas cuarta y quinta muestran los mismos resultados que la segunda y tercera para el tercer orden de dominio estocástico. Mientras que el panel B muestra los mismos resultados para el contraste de Davidson y Duclos (2000).

PANEL A: KS TEST

Muestra	s=2		s=3	
	W>L	L>W	W>L	L>W
Total	0.722	0.000	0.681	0.000
Europa	0.629	0.000	0.656	0.000
Asia	0.751	0.000	0.674	0.000
Usa	0.741	0.000	0.694	0.000
Global	0.628	0.000	0.582	0.000

PANEL B: DD TEST

Muestra	s=2		S=3	
	W>L	L>W	W>L	L>W
Total	0.691	0.000	0.687	0.000
Europa	0.689	0.000	0.677	0.000
Asia	0.665	0.000	0.611	0.001
Usa	0.655	0.011	0.660	0.022
Global	0.688	0.000	0.667	0.000

TABLA 5

El panel A de esta Tabla presenta las comisiones medias anuales en % de los quintiles de fondos de renta variable europeos agrupados por su rentabilidad ordinaria pasada para la muestra total y por área geográfica de inversión. Además se presenta la diferencia de rentabilidades entre los grupos extremos. Los valores de la diferencia de rentabilidades de las carteras extremas aparecen destacados con * los significativos al 5 % y con # los significativos al 10% según el estadístico t. En el panel B se presentan los mismos resultados pero ordenando los fondos por su rentabilidad ajustada por estilo.

Panel A: Rentabilidades ordinarias

FONDOS DE INVERSIÓN	RENTA VARIABLE	EUROPA	ASIA	USA	GLOBAL
PERDEDORES	1,453	1,499	1,450	1,561	1,416
Q2	1,400	1,370	1,406	1,348	1,388
Q3	1,379	1,351	1,461	1,233	1,294
Q4	1,367	1,386	1,432	1,336	1,300
GANADORES	1,457	1,466	1,480	1,360	1,358
G-P	0,004	-0,033	0,030	-0,201#	-0,057#

Panel B: Rentabilidades ajustadas por estilos

FONDOS DE INVERSIÓN	RENTA VARIABLE	EUROPA	ASIA	USA	GLOBAL
PERDEDORES	1,477	1,489	1,507	1,404	1,428
Q2	1,395	1,400	1,408	1,375	1,385
Q3	1,371	1,362	1,404	1,356	1,287
Q4	1,371	1,334	1,431	1,389	1,316
GANADORES	1,446	1,476	1,467	1,392	1,347
G-P	-0,032#	-0,013	-0,040	-0,012	-0,081#

TABLA 6

Esta Tabla muestra las características medias de edad, n° de fondos de la gestora, n° de fondos de la gestora en renta variable, especialización y riesgo (aproximado con el índice de Sharpe) de los distintos quintiles de fondos de renta variable europeos. Además se presenta la diferencia de medias entre los grupos extremos. Los valores de la diferencia de rentabilidades de las carteras extremas aparecen destacados con * los significativos al 5 % y con # los significativos al 10% según el estadístico t.

FONDOS DE INVERSIÓN	Edad	N° fondos	N° fondos RV	Especialización	Riesgo
PERDEDORES	59,913	2,730	2,260	0,691	5,506
Q2	69,829	2,895	2,438	0,693	5,148
Q3	68,638	2,841	2,396	0,704	5,179
Q4	68,781	2,813	2,402	0,722	5,182
GANADORES	60,064	2,753	2,362	0,733	5,719
G-P	0,151	0,022	0,102	0,043	0,213

FIGURA 1

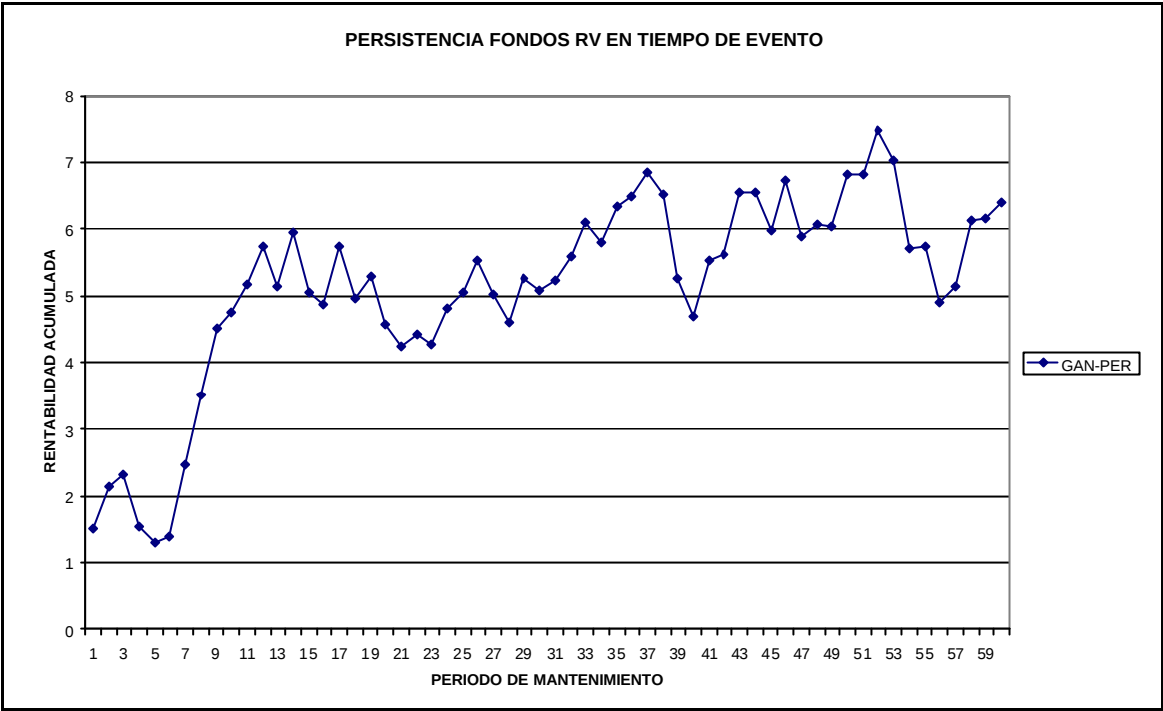


FIGURA 2

