

## PERSISTENCIA DE RESULTADOS EN LOS FONDOS DE INVERSIÓN ESPAÑOLES

ALFREDO CIRIACO FERNÁNDEZ

RAFAEL SANTAMARÍA AQUILUÉ

*Universidad Pública de Navarra*

*El presente artículo estudia la persistencia de los resultados de los fondos de inversión españoles para el período 1992 a 1999. Los resultados obtenidos informan de la existencia de una relación positiva y significativa entre medidas de resultado de distintas referencias temporales. Además, se ha observado que ésta no se encuentra explicada por el momentum, por lo que podría ser atribuida a diferencias en las habilidades de gestión o a las diferencias de comisiones aplicadas a los partícipes. Por último, se ha observado que las variaciones de flujos monetarios netos presentan una correlación positiva y significativa con las rentabilidades pasadas. Esta relación es asimétrica, pudiendo ser explicada por el entorno estratégico de los gestores.*

*Palabras clave: Fondos de inversión, persistencia, momentum.*

(JEL G23, G14)

### 1. Introducción

La literatura sobre fondos de inversión ha crecido de forma exponencial en los últimos años, en especial en el entorno internacional, debido al elevado peso que su gestión representa sobre el producto nacional bruto de los países industrializados. Particularizando para el caso español, diversos autores han abordado cuestiones relacionadas con la

Deseamos agradecer a los evaluadores anónimos de la revista, a Miguel Angel Martínez, David Moreno y a los evaluadores de la colección de Documentos de Trabajo de FUNCAS, los interesantes comentarios y sugerencias realizadas a distintas versiones del trabajo que han permitido mejorarlo sensiblemente. También deseamos agradecer la ayuda financiera al Ministerio de Ciencia y Tecnología (SEC2003-07808). Por último, señalar que una versión anterior del trabajo ocupa el número 194 de la colección de Documentos de Trabajo de FUNCAS a quienes agradecemos igualmente su apoyo en el fomento y difusión de la investigación económica en nuestro país.

*performance* o el estilo (Véanse, entre otros, Rubio, 1993 y 1995; Álvarez, 1995; Freixas, Marín, Martínez y Rubio, 1997; Ferrando y Las-sala, 1998; Basarrate y Rubio, 1999; Matallín y Fernández, 1999 a y b y 2000; Menéndez y Álvarez, 2000; Moreno, 2003 o Ferrúz y Sar-to, 2004), las comisiones (Gil-Bazo y Martínez, 2004) o poniendo el énfasis en la motivación de la elección por parte del inversor (Véanse Martínez, 2001 y 2003; Torre y García 2001 o Ciriaco, Del Río y San-tamaría, 2002 y 2003).

En esta última orientación aparece una cuestión que ha suscitado una abundante literatura: la persistencia de resultados de los fondos de inversión. El tema no sólo atiende a verificar si éstos son o no persis-tentes, en el sentido de la existencia de una relación significativa entre períodos de tiempo consecutivos, sino que también se refiere al uso, fundado o no, que hacen los inversores de los resultados pasados de los fondos para dirigir sus adquisiciones de participaciones. Como afirman Detzel y Weigand (1998), los fondos de inversión dedican signifi-cativamente más espacio en sus publicaciones para informar sobre sus rentabilidades pasadas que para recoger las precauciones de la SEC (*Securities and Exchange Commission*) acerca de las estrategias de inversión basadas en rentabilidades pasadas<sup>1</sup>.

La teoría del mercado eficiente tiene serias implicaciones para la gestión de los fondos de inversión. Si los precios de los títulos reflejan de forma rápida toda la información disponible en el mercado, entonces se podría argumentar que los gestores no serán capaces, de forma sistemática, de obtener un exceso de rentabilidad ajustada por riesgo que les permita compensar los costes asociados con su gestión activa. En este mismo sentido, si el mercado es eficiente, los resultados serán independientes y, por tanto, las rentabilidades pasadas no proporcionarían ninguna señal sobre los resultados futuros. Sin embargo, si la superior *perfor-mance* obtenida por un fondo es el resultado de un mejor tratamiento, análisis y estudio de la información obtenida, que le lleva a una efi-ciencia informativa materializada en una correcta selección de títulos y/o sincronización con el mercado, entonces puede argumentarse que la *performance* pasada obtenida por ese fondo podría ser un factor determinante en un proceso de selección activa de un fondo por parte de un inversor.

<sup>1</sup>Similar a la frase usualmente utilizada de que “rentabilidades pasadas no son garantía de rentabilidades futuras”.

En el contexto internacional, varios autores han mostrado la clara existencia de una relación positiva y significativa entre medidas de resultado de los fondos de inversión en períodos de tiempo consecutivos (Véanse, por ejemplo, Hendricks, Patel y Zeckhauser, 1993; Goetzmann e Ibbotson, 1994; Brown y Goetzmann, 1995 o Wermers, 1997) apuntando como causas de la misma, al fenómeno de *manos calientes* y/o a estrategias de inversión comunes que llevan a que la persistencia aparezca simplemente porque todos los gestores emplean una estrategia común no capturada por las distintas categorías o grupos de inversión homogéneos. De la misma manera, Elton, Gruber, Das y Hlavka (1993) y Elton, Gruber, Das y Blake (1996), encuentran que la *performance* de los fondos de inversión es predecible bajo un horizonte temporal de largo plazo, imputando como causas principales a los distintos niveles de información que disponen las gestoras de los fondos y a las diferentes habilidades que muestran para seleccionar activos financieros. Sin embargo, Carhart (1997), difiere de forma radical al apuntar las causas de esta persistencia. Este autor describe la existencia de persistencia en los resultados bajo un horizonte temporal de corto plazo pero señalando entre sus causas principales a los gastos de gestión y al efecto *momentum*, en este último caso debido a la tenencia accidental de títulos ganadores. Anteriormente, Carhart (1992), ya había analizado la persistencia de los resultados a largo plazo, atribuyéndola a la persistencia en los gastos y comisiones. En cambio, Teo y Woo (2001), realizando ajustes por estilo en las rentabilidades, concluyen que la persistencia obedece a la existencia de habilidades superiores de gestión.

En referencia a nuestro ámbito doméstico, Menéndez y Álvarez (2000) afirman que no se constata persistencia en los resultados de fondos de inversión de Renta Variable (RV), salvo en el caso de los fondos menos rentables que tienden a persistir en sus rentabilidades inferiores.

Relacionado con esta literatura de persistencia, existe una nutrida evidencia sobre la existencia de una relación positiva y significativa entre las rentabilidades pasadas y los flujos de entrada presentes a los fondos de inversión (Véanse, entre otros, Lakonishok *et al*, 1992; Hendricks *et al*, 1993; Patel *et al*, 1994; Sirri y Tufano<sup>2</sup>, 1993 y 1998; Gruber,

<sup>2</sup>En particular, estos autores afirman que la relación no es lineal y que ésta es positiva y claramente significativa en el quintil de fondos de mayor rentabilidad histórica pero presenta una tendencia descendente hasta no ser significativa para el quintil de fondos con menor rentabilidad histórica.

1996; Carhart, 1997 o Fant, 1999). También se ha mostrado una importante preocupación desde Gruber (1996) por la presencia de una relación asimétrica en dicha relación y, en particular, por las razones que pueden justificarla. En este sentido, Lynch y Musto (2003) han abogado por la hipótesis de que es el entorno estratégico de los gestores y asesores lo que origina dicha relación.

En este caso, el análisis de los resultados sobre fondos de inversión españoles de renta variable (RV) es bastante coincidente con dicha literatura. Así, Torre y García (2001) concluyen que los partícipes usan la rentabilidad histórica de la cartera como una de las principales variables de referencia para tomar sus decisiones de inversión, mostrando poca preocupación por el riesgo. Adicionalmente, señalan la importancia que cobran las comisiones de depósito y de gestión, en este caso de forma negativa, en la explicación de las variaciones de flujos de entrada en los fondos de inversión.

En este escenario, el presente artículo pretende ofrecer varias contribuciones a la literatura existente en nuestro país. En primer lugar, se analizan los resultados de persistencia en un entorno de períodos consecutivos, complementando los resultados de Menéndez y Álvarez (2000) pero con el empleo de la población completa de fondos de inversión no garantizados desde 1992 a 1999. En segundo lugar, se presentan resultados de persistencia en un entorno multiperíodo, aspecto sobre el que no existen resultados previos en nuestro mercado, y que permiten completar el conocimiento de este fenómeno a lo largo de períodos de tiempo más amplios. En tercer lugar, se presentan resultados de una nueva línea de contrastes de persistencia para períodos consecutivos basados en la  $\chi^2$ , tomando como base informativa las matrices de probabilidad de transición entre dos niveles de rentabilidad cualesquiera. También se realiza una propuesta de modificación, basada igualmente en la  $\chi^2$ , al contraste multiperíodo de Agarwal y Naik (2000) para evitar algunos sesgos y mejorar su información en el caso de rechazo de la hipótesis nula. Adicionalmente, en línea con lo sugerido por Carhart (1997), se analiza si la persistencia puede estar relacionada con el efecto *momentum*. Por último, se presentan resultados sobre las relaciones entre medidas de resultado pasadas y variaciones de flujos monetarios presentes, que extiende y completa la evidencia ofrecida por Torre y García (2001) y Ciriaco, Del Río y Santamaría (2003). Además, se analiza la asimetría detectada en esta relación en la región de fondos perdedores, frente a la de ganadores, y se explora como posible causa

de este fenómeno a la interpretación que de ella realizan los inversores (Lynch y Musto, 2003). Estos autores señalan que este cambio en la relación directa entre rentabilidades pasadas y flujos monetarios presentes obedece a que, en el caso de fondos que obtienen muy malos resultados, los inversores anticipan cambios de estrategia y/o de equipo de gestión y, consecuentemente, los pobres resultados pasados pierden capacidad de predicción acerca de los resultados futuros.

En lo que sigue, el artículo se estructura atendiendo al siguiente esquema: la sección segunda presenta la base de datos utilizada. La sección tercera recoge la metodología y los resultados de distintas pruebas de persistencia. La sección cuarta analiza si la persistencia detectada se encuentra básicamente relacionada con el efecto momentum. La sección quinta aborda el estudio de la relación entre las rentabilidades pasadas y las variaciones de flujos monetarios de los fondos de inversión, así como su posible asimetría. Posteriormente se contrasta si ésta obedece a interpretaciones de cambio de estrategia y/o de equipo de gestión por parte de los inversores. Por último, la sección sexta recoge las conclusiones y consideraciones más relevantes.

## 2. Base de datos

La base de datos utilizada la conforman los valores liquidativos diarios y los patrimonios mensuales de 1060 fondos de inversión que constituyen el universo<sup>3</sup> de los fondos de inversión existentes en España desde diciembre 1992 a septiembre de 1999. Con los valores liquidativos diarios de final de cada mes se han obtenido las rentabilidades trimestrales, semestrales y anuales, que se utilizarán durante el resto del trabajo. Para realizar dicha transformación se ha tomado, como dato, el valor liquidativo de final de cada mes. En el caso en que no existiera dicho dato, se ha tomado el dato del día inmediatamente anterior. Previamente a dicha transformación, se ha realizado una depuración de errores verificando aquellas rentabilidades mensuales que excedían, en valor absoluto, del 25 %. Si se detectaba un error en el valor liquidativo de final de mes y no se disponía del valor correcto era sustituido por el valor liquidativo del día inmediatamente anterior. La depuración

<sup>3</sup>Este número es el total de fondos españoles no garantizados al final del período muestral. En diciembre de 1992 existían un total de 397 y durante el período muestral hay un número medio de 683. No obstante, por deficiencias en algunos datos de patrimonios mensuales, el número medio de fondos finalmente tratados fue de 674, con un mínimo de 378 y un máximo de 1047.

de los datos de patrimonio se realizó mediante la búsqueda de errores con el empleo de dos filtros: a) incremento mensual superior al 20 % y decremento mensual en el mes inmediato posterior superior al 15 % y b) decremento mensual superior al 20 % e incremento mensual en el mes inmediatamente posterior superior al 15 %. Detectados los casos fueron verificados y caso de observar un error, y no disponer del valor correcto, éste fue sustituido por el valor medio de los meses anterior y posterior.

La presente base de datos, además de ser completa, no presenta sesgo de supervivencia, dada la ausencia de fondos que hayan desaparecido durante el período muestral considerado<sup>4</sup>.

Igualmente, tiene la virtud de permitir la obtención de conclusiones relativas a una fase completa de crecimiento del mercado de fondos inversión en España. Nótese que, en ese período, el número de partícipes aumentó a una media anual del 12 %, presentando resultados negativos de crecimiento a partir del año 2000 hasta el 2003. El patrimonio experimentó un crecimiento anual próximo al 20 %, presentando igualmente crecimiento negativo desde ese año hasta el 2003. También el número de fondos creció a una media anual del 19 %, aunque en este caso todavía se observó un crecimiento en el año 2000, pasando posteriormente a términos negativos hasta 2003. Lógicamente, la principal limitación de esta elección se encuentra en que las conclusiones extraídas puedan ser claramente dependientes de sus características de entorno, en especial de la fase de crecimiento de los fondos y del comportamiento fundamentalmente alcista del mercado en el período estudiado (con las breves excepciones de octubre-noviembre de 1997 y agosto-septiembre de 1998). Referido a esta última cuestión, Dutta (2002) señala que en períodos bursátiles realmente buenos, los fondos perdedores tienen mucha mayor probabilidad de repetir sus resultados y, en cambio, los ganadores tienen menor probabilidad de hacerlo, regularidad que, como se observará posteriormente, se presenta en nuestros resultados.

No obstante, entendemos que esta situación brinda una oportunidad adicional para que los resultados contenidos en el presente trabajo puedan ser comparados con otros que se produzcan en otras condiciones y puedan ser objeto de contrastes adicionales.

<sup>4</sup>Las variaciones producidas se deben a cambios de denominación en algunos fondos durante el período muestral considerado.

### 3. Persistencia de los resultados de los fondos de inversión

En este epígrafe se estudiará la persistencia de los resultados de los fondos de inversión mediante el contraste de la relación potencial, lineal o no lineal, existente en las rentabilidades de los fondos de inversión entre períodos de tiempo consecutivos.

Como se ha señalado anteriormente, los resultados de Menéndez y Álvarez (2000) indican que la persistencia sólo se observa en el caso de los fondos con peores resultados. Bien es cierto que estas conclusiones se establecen sobre fondos de Renta Variable (RV), agrupados éstos en carteras y extraídos de una regresión en la que el objetivo estaba centrado en observar si estrategias basadas en la persistencia de resultados arrojaban rentabilidades extraordinarias, una vez descontada la prima por riesgo. Estas razones y las propias características muestrales pueden hacer que resulte interesante constatar estas conclusiones con una muestra completa de fondos de inversión.

A continuación, se va a tratar de ofrecer evidencia sobre tres aspectos que pueden mostrar varias facetas del mismo fenómeno. El primero de ellos tiene que ver con la frecuencia de medición, en el sentido de si su manifestación puede únicamente observarse con medidas de resultados asociados a frecuencias cortas (trimestral o semestral), medias (anual) o, por el contrario, puede presentarse con datos asociados a frecuencias largas (bienal). El segundo de los aspectos tiene que ver con el alcance o extensión temporal. Para ello se va a analizar la persistencia tanto bajo un esquema clásico (basado en dos períodos) como multiperíodo, ambos sujetos a diferentes referentes temporales de la medida de *performance* empleada. Adicionalmente, el enfoque multiperíodo sirve para dar robustez al análisis, ya que cuanto mayor es el número de períodos de análisis menor es el nivel de ruido en los resultados obtenidos bajo un enfoque tradicional de persistencia de dos períodos y, consecuentemente, decrece la probabilidad de observar persistencia debida al azar.

Por último, el tercer aspecto tiene que ver con la tipología de los activos, esto es, si la relación de persistencia entre períodos, tanto bajo el enfoque clásico como multiperíodo, es similar en las distintas categorías de inversión analizadas o, por el contrario, es propio de determinadas categorías de inversión. Para responder a esta última cuestión se analizará la persistencia, además de en un contexto global de to-

dos los fondos, subdividiendo por categorías<sup>5</sup>. Dado que, durante el período muestral analizado, existe un conjunto de categorías legal-administrativas (Fondos de Inversión en activos del mercado monetario (FIAMM), Renta Fija (RF), Renta Fija-Mixta (RFM), Renta Variable-Mixta (RVM) y Renta Variable (RV)) que se mantuvieron estables hasta abril de 1999, que aproximadamente coincide con el final del período muestral considerado en el trabajo, se ha hecho uso de las mismas para asemejarlas a grupos homogéneos de inversión. Somos conscientes de que estas categorías son menos homogéneas de lo que podría parecer por su denominación y, en algunos casos, existen fondos que bajo una calificación tienen composiciones más semejantes a los de otra categoría o que, dentro de una misma categoría, las gestoras utilizan estrategias de inversión demasiado heterogéneas. Además, existen características adicionales ligadas a la especialización (bien en activos o en mercados), que no están contemplados en ellas<sup>6</sup>. Esta circunstancia puede resultar importante en la explicación de los resultados ya que, al utilizar las citadas segmentaciones como *proxy* de un ajuste por estilo, puede no conseguirse una segmentación por grupos homogéneos y debe quedar constancia de ello. La alternativa tampoco parece muy atractiva, puesto que es complicado su correcto aislamiento con la información usualmente disponible, ya que las citadas clasificaciones de los fondos no responden a vocaciones inversoras de los fondos manifestadas de forma explícita por la propia gestora sino, más bien, por el peso máximo que puede representar la composición de renta variable en la cartera al final de cada trimestre, lo cual, implícitamente, permite disponer de todo un trimestre para desarrollar estrategias de inversión que no se adecuen al calificativo utilizado para denominar su categoría de inversión, a tenor de una visión estática que se produce al final de cada trimestre<sup>7</sup>. Por último, nótese que se analizará la relación sobre datos netos de comisiones, ya que en España los valores liquidativos son netos de comisiones de gestión y depósito.

A lo largo del presente artículo se utilizará la rentabilidad ajustada por riesgo y estilo como medida de *performance* de los resultados obtenidos

<sup>5</sup> Si bien en los análisis realizados con la totalidad de fondos se ha realizado una *corrección* atendiendo al estilo del fondo de inversión, estos resultados pueden contener un mayor nivel de sesgo que el correspondiente a las categorías individuales.

<sup>6</sup> Posteriormente, la CNMV ha incorporado algunas de estas especializaciones en la denominación de las categorías de fondos.

<sup>7</sup> Véanse en este sentido los trabajos de Brown y Goetzman (1997), Ayuso, Blanco y Sanchis (1998) y Matallín y Fernández (1999 a, 1999 b y 2000).



por los fondos de inversión. La rentabilidad ajustada por riesgo se ha obtenido mediante el uso del modelo CAPM para las categorías de RV, RVM y RFM y de un modelo de un solo factor para RF y FIAMM, en línea con el trabajo de Álvarez (1995). En el caso de RV también se ha hecho uso del modelo de 4 factores de Carhart (1997). Para la estimación de los distintos modelos se ha tomado el Índice General de la Bolsa de Madrid (IGBM) como referencia de la cartera de mercado y la rentabilidad de las Letras del Tesoro a un año como *proxy* del activo libre de riesgo. El factor utilizado para el caso de RF y FIAMM ha sido la rentabilidad del Índice de Deuda del Estado a medio-largo plazo. Los factores de tamaño (SMB) y valor en libros/valor de mercado (HML) se han calculado atendiendo a lo expuesto por Fama-French (1993) y el factor momentum (WML) se corresponde con la rentabilidad mensual de la cartera de *momentum* de 12 meses de formación<sup>8</sup>. Es conveniente resaltar que, dado que el modelo de Carhart sólo se ha estimado con períodos anuales, los resultados de este modelo en el presente epígrafe no se contienen en los cuadros, sino que se explicitan en el texto o notas al efecto. En el resto de los epígrafes se incluirán directamente en los cuadros correspondientes.

Como se ha comentado, posteriormente se corrige dicha rentabilidad por estilo, deduciendo de dicha rentabilidad ajustada por riesgo la correspondiente a la mediana de su categoría de inversión. La justificación del ajuste por estilo es clara puesto que puede tener notables influencias en el resultado, como muestran Teo y Woo (2001). También se han realizado los contrastes sobre rentabilidades ordinarias ajustadas únicamente por estilo<sup>9</sup> conduciendo a conclusiones totalmente coincidentes. Sin embargo, salvo que se indique lo contrario, a partir de este

<sup>8</sup>De manera similar a la propuesta de Carhart (1997), WML, es la rentabilidad de la cartera, igualmente ponderada, del 20 % de las acciones con mayor rentabilidad acumulada de los últimos 12 meses anteriores menos el 20 % de las acciones con menor rentabilidad acumulada en dicho período. La cartera se recalcula mensualmente. La principal diferencia, además utilizar quintiles, es que dicho autor utiliza 11 meses dejando un mes en medio para el cálculo de la rentabilidad. Ello se debe a que en el mercado americano se observa una reversión en dicho mes. En cambio, en el mercado español no se aprecia este fenómeno, por lo que no tiene sentido omitir dicho mes (Véase Muga y Santamaría, 2004).

<sup>9</sup>Existen precedentes empíricos que apuntan al uso, por parte de los pequeños inversores, de medidas de *performance* poco sofisticadas, existiendo evidencia de que los inversores se dirigen como *rebaños* de forma desproporcionada hacia gestoras/fondos que se encuentran en los primeros puestos de los *rankings*, obedeciendo éstos, en su gran mayoría a criterios de rentabilidad ordinaria. (Véase Del Guercio y Tkac, 2002).

punto los distintos resultados que se refieran a rentabilidades ajustadas habrá que entenderlos como obtenidos de rentabilidades ajustadas por riesgo y por estilo.

### 3.1. El contraste CPR y el contraste $\chi^2$ de Carpenter y Lynch

Los contrastes CPR y el  $\chi^2$  sirven para observar la persistencia de resultados entre períodos consecutivos. Se trata de contrastes no paramétricos que son más específicos que los análisis simples de correlación y permiten, además, obtener información adicional ligada a la posible fuente de la persistencia. Inicialmente se presentan los resultados de la metodología no paramétrica del CPR (Agarwal y Naik, 2000), clasificando los fondos de inversión en dos grupos: ganadores o perdedores. Un fondo de inversión perteneciente a una determinada categoría de inversión se define ganador si su medida de *performance* (rentabilidad ordinaria o rentabilidad ajustada) se encuentra por encima de la mediana de los fondos pertenecientes a la misma categoría de inversión y, como perdedor, si se sitúa por debajo. En este contexto, la persistencia relaciona a los fondos de inversión que han sido ganadores o perdedores durante dos períodos consecutivos, denotándolo como WW para aquellos que resultan ganadores y LL para los perdedores. De la misma forma, pudiera darse el caso de existencia de reversión en las clasificaciones, motivado por fondos que han sido clasificados como ganadores en el período precedente y como perdedores en el siguiente, o viceversa, denotando a estos casos como WL o LW, respectivamente.

El estadístico utilizado es el *Cross-Product Ratio* (CPR), definido como:  $CPR = (WW*LL)/(WL*LW)$ . De este modo, el estadístico:  $Z = \log(CPR)/\sigma_{\log(CPR)}$ <sup>10</sup>, bajo la hipótesis nula de ausencia de persistencia, sigue una distribución Normal estándar.

Lógicamente, si el estadístico CPR arroja resultados favorables a la presencia de persistencia<sup>11</sup>, cobra mayor sentido conocer la fuente de la misma, esto es, si dicha persistencia se origina por los fondos ganadores, por los perdedores o por ambos. Para ello se puede hacer

<sup>10</sup>  $\sigma_{\log(CPR)} = \sqrt{1/WW + 1/WL + 1/LW + 1/LL}$  [Veáse Christensen (1990)].

<sup>11</sup> El estadístico  $Z$  arroja valores positivos si el producto del número de fondos que repiten como ganadores o perdedores es mayor del producto de los que revierten. No obstante, el resultado puede ser positivo o negativo y que exista persistencia en el subgrupo de ganadores o perdedores, aspecto por lo que siempre tiene interés analizar el estadístico  $Zx$ . Lógicamente, si los fondos revierten, pasando de ganadores a perdedores y viceversa, el estadístico CPR será inferior a la unidad y el estadístico  $Z$  será negativo.

uso del contraste  $Z_x$  (siendo  $X = G$  o  $P$ , ganador y perdedor, respectivamente). Dicho estadístico se adapta a una distribución binomial. Cuando  $n \geq 20$ , la siguiente expresión:  $Z_x = (Y_x - n_x p) / \sqrt{n_x p (1 - p)}$ , converge a una distribución Normal, donde  $n_x$  representa el número de fondos ganadores/perdedores en el período precedente,  $Y_x$  es el número de fondos ganadores/perdedores en el período subsiguiente y que lo fueron en el precedente y  $p$  es la probabilidad asociada al suceso bajo ausencia de persistencia, por tanto 0,5.

Por otro lado, Carpenter y Lynch (1999) proponen un contraste del tipo Chi-cuadrado mediante la comparación de las frecuencias absolutas muestrales observadas ( $WW, LL, WL$  y  $LW$ ) para el conjunto de fondos de inversión con respecto de las teóricas bajo la hipótesis nula de independencia. Estos autores analizan el poder de distintos contrastes de persistencia y encuentran que el contraste de la  $\chi_1^2$  se encuentra correctamente especificado, ostenta gran poder en la detección de persistencia y es el más robusto ante la presencia de sesgo de supervivencia en los datos muestrales utilizados. El estadístico de la  $\chi_1^2$  queda expresado:

$$\chi_1^2 = \left[ \begin{array}{l} (WW - N/4)^2 + (LL - N/4)^2 + \\ + (WL - N/4)^2 + (LW - N/4)^2 \end{array} \right] / (N/4) \quad [1]$$

Los resultados de ambos contrastes se encuentran recogidos en el Cuadro 1 con referentes temporales semestrales, anuales y bienales y para datos de rentabilidad ordinaria y ajustada. En ambos casos se ha realizado un ajuste por estilo. Estos resultados nos permiten afirmar que existe un elevado nivel de persistencia en todos las referencias temporales para los fondos considerados en su conjunto, siendo mayores cuando se utiliza como medida de *performance* las rentabilidades ordinarias ajustadas únicamente por estilo<sup>12</sup>. Si éstos se subdividen por categorías, las conclusiones básicamente se mantienen. La excepción se materializa en el análisis de las categorías RF, RFM y RVM para el caso de rentabilidades ordinarias ajustadas por estilo de frecuencia bienal. No obstante, los resultados indicativos de persistencia siguen observándose cuando se emplean rentabilidades ajustadas por riesgo y estilo<sup>13</sup> o bien, en ambos casos, con el empleo del contraste  $\chi^2$ .

<sup>12</sup> Similares resultados se han obtenido con el empleo de los estadísticos clásicos (Pearson y Spearman).

<sup>13</sup> En el caso de RF, con rentabilidades bienales ajustadas por riesgo y estilo, se detecta una sorprendente *persistencia negativa* identificativa de reversión, observándose tanto en el subgrupo de ganadores como en el de perdedores.

CUADRO 1  
Resultados de los contrastes no paramétricos de persistencia en dos referencias temporales consecutivas

Total	Medida de Performance: R			Medida de Performance: $\alpha$		
	Semestres	Años	Bienios	Semestres	Años	Bienios
<i>TOTAL Z</i>	28,63*	18,44*	6,58*	38,80*	15,39*	4,11*
<i>Chi-cuadrado</i>	854,86*	358,28*	44,19*	1669,75*	254,63*	16,97*
<i>Z-ganador</i>	20,24*	12,56*	4,74*	27,82*	8,81*	2,86*
<i>Z-perdedor</i>	42,18*	28,29*	9,24*	59,83*	26,56*	5,92*
<i>FIAMM Z</i>	21,00*	14,06*	10,21*	21,88*	10,82*	9,46*
<i>Chi-cuadrado</i>	496,86*	233,84*	132,33*	563,05*	126,45*	102,67*
<i>Z-ganador</i>	15,09*	9,60*	7,07*	15,91*	7,51*	6,65*
<i>Z-perdedor</i>	32,79*	23,78*	17,39*	35,18*	16,73*	15,23*
<i>RF Z</i>	19,55*	8,89*	0,43	23,40*	6,72*	-8,14*
<i>Chi-cuadrado</i>	403,54*	81,33*	4,12*	603,97*	48,00*	69,89*
<i>Z-ganador</i>	14,13*	6,31*	1,31	17,09*	3,75*	-5,35*
<i>Z-perdedor</i>	28,53*	12,88*	-1,26	35,31*	11,64*	-12,85*
<i>RFM Z</i>	7,70*	6,60*	-1,36	14,05*	5,14*	3,65*
<i>Chi-cuadrado</i>	60,52*	45,45*	3,81#	214,09*	29,31*	14,95*
<i>Z-ganador</i>	5,24*	4,54*	-1,57	9,82*	2,64*	2,05*
<i>Z-perdedor</i>	11,48*	9,93*	-0,79	21,67*	9,39*	6,37*
<i>RVM Z</i>	5,35*	6,13*	1,58	11,73*	6,54*	3,35*
<i>Chi-cuadrado</i>	29,14*	39,21*	5,88*	151,80*	53,01*	11,68*
<i>Z-ganador</i>	4,05*	4,60*	2,18*	8,16*	2,87*	2,49*
<i>Z-perdedor</i>	7,13*	8,49*	0,23	18,44*	13,31*	4,67*
<i>RV Z</i>	3,55*	3,06*	2,60*	12,19*	5,00*	5,30*
<i>Chi-cuadrado</i>	12,84*	10,27*	7,03*	159,92*	28,35*	30,69*
<i>Z-ganador</i>	2,32*	1,61	1,82#	8,66*	2,45*	4,25*
<i>Z-perdedor</i>	5,44*	5,50*	3,81*	18,40*	9,40*	7,06*

Estadísticos de contraste para las medidas de *performance* Rentabilidad (R) y Alfa de Jensen ( $\alpha$ ). R es la rentabilidad ordinaria ajustada por estilo y  $\alpha$  se obtiene del modelo CAPM en el caso de RV, RVM y RFM y de un modelo monofactor en RF y FIAMM. Posteriormente se ajusta por estilo. Como referencia de la cartera de mercado en el CAPM se ha tomado el IGBM y la rentabilidad de las Letras del Tesoro a un año como *proxy* del activo libre de riesgo. En el modelo de un solo factor se ha utilizado, adicionalmente al tipo de interés libre de riesgo, la rentabilidad del Índice de Deuda del Estado a medio-largo plazo. Los ajustes por estilo se realizan deduciendo del valor de la variable la mediana de la categoría. Se utilizan referencias temporales semestrales, anuales y bienales. Los signos \* y # indican su significatividad al 5% y 10%, respectivamente.

Por otro lado, los fondos de RV, si bien tienen menor nivel de persistencia en referentes semestrales y anuales, mantienen dicho nivel en referentes temporales superiores<sup>14</sup>. El resto de resultados del  $\chi^2$  coinciden sustancialmente con los del contraste CPR, lo que les dota de mayor robustez.

El análisis separado de ganadores/perdedores que permiten los estadísticos  $Z_G$  y  $Z_P$  nos informa de que la persistencia, en términos generales, se materializa en ambos tipos de fondos, aunque la intensidad de la misma es claramente superior en los fondos perdedores. Esta mayor intensidad de la persistencia de fondos perdedores está en línea con las conclusiones ofrecidas por Menéndez y Álvarez (2000) para fondos de RV.

Los resultados de los contrastes anteriores (CPR y  $\chi^2$ ) resultan útiles para contrastar la presencia de persistencia en los resultados de los fondos, pero aportan información insuficiente para ahondar en el origen de la misma, salvo, como se ha mostrado, imputar mayor responsabilidad a los fondos perdedores. Éstos, además, se encuentran definidos en términos de su posición respecto de la mediana. Con objeto de paliar esta carencia, en el subepígrafe siguiente se propone la realización de contrastes del tipo  $\chi^2$  sobre las Matrices de Probabilidades de Transición observadas entre distintos niveles de la distribución  $(i, j)$ . El conjunto de contrastes propuestos permiten obtener información adicional sobre cualquier muestra o segmento de interés.

### 3.2. *Contrastes $\chi^2$ basados en las matrices de probabilidad de transición*

En este epígrafe se presentan resultados derivados de contrastes basados en la  $\chi^2$  sobre las Matrices de Probabilidad de Transición. La utilización de estas matrices ofrece una gran potencialidad para sintetizar la intensidad de la persistencia en términos de probabilidad. Como podrá apreciarse, esta alternativa es muy flexible y permite obtener una información mucho más rica que los contrastes anteriormente expuestos.

<sup>14</sup>Estos resultados se verán, en cierta manera, reforzados en el análisis de persistencia multiperíodo. Los resultados de los estadísticos para referencia anual con los alfas derivados de Carhart son (3,2; 10,81; 1,92 y 5,3) manteniendo básicamente las conclusiones del alfa del CAPM.

El cálculo de las matrices de probabilidad de transición precisa de la partición de una muestra de medidas de resultado en  $W$  categorías mutuamente excluyentes. Posteriormente, tomando como base un conjunto de períodos, se obtienen las frecuencias absolutas de las transiciones entre cada una de las  $W$  categorías. De ellas, puede calcularse fácilmente las frecuencias relativas, que convergerán a las probabilidades teóricas en el infinito. Sin embargo, para los propósitos del contraste se asumirá que dichas frecuencias relativas muestrales son las estimaciones precisas de las probabilidades de transición entre dos subgrupos prefijados.

En consecuencia, dado que se dispone de las frecuencias absolutas de transición entre dos subgrupos cualesquiera,  $f_{o_{i,j}}$  (definido como el número de fondos que pertenecían en un período  $t$  a la categoría  $i$  y que pertenecen en un período  $t + 1$  a la categoría  $j$ ) pueden realizarse un buen número de contrastes sin más que haber delimitado adecuadamente la muestra y sus  $W$  categorías. Si se aprovecha el conocimiento de la probabilidad teórica bajo la hipótesis nula de independencia ( $p_{i,j} = 1/W$ ), puede fácilmente derivarse un estadístico convencional del tipo  $\chi^2$ . Formalmente<sup>15</sup>:

$$\chi^2 = \sum_{i=1}^W \sum_{j=1}^W \frac{(f_{o_{i,j}} - f_{e_{i,j}})^2}{f_{e_{i,j}}} \approx \chi_{(W-1)(W-1)}^2 \quad [2]$$

donde  $f_{e_{i,j}} = n \cdot p_{i,j}$ ; siendo  $n$  el tamaño muestral. También puede realizarse fácilmente un contraste de independencia para el caso de una submuestra particular dividida igualmente en  $W$  categorías:

$$\chi^2 = \sum_{j=1}^W \frac{(f_{o_{i,j}} - f_{e_{i,j}})^2}{f_{e_{i,j}}} \approx \chi_{W-1}^2 \quad \text{Para } i = 1, \dots, W \quad [3]$$

Los resultados de las matrices de probabilidad de transición para el total de fondos con referentes temporales trimestrales, semestrales y anuales, así como de algunos contrastes planteados, se encuentran recogidos en los Cuadros 2 y 3, siendo Q1 el quintil de fondos de menor rentabilidad y Q5 el quintil de mayor rentabilidad. Éstos ponen de relieve el fuerte nivel de persistencia en su clasificación en quintiles

<sup>15</sup>La distribución en el muestreo del estadístico  $\chi^2$  para grandes muestras ( $f_{e_{i,j}} \geq 5, \forall i, j$ ) es  $\chi_g^2$ , con  $g = (w - 1)(w - 1)$ . También podrían definirse matrices en las que las categorías en  $t$  fuesen diferentes a las de  $t + 1$ , procediéndose de manera análoga a la expuesta.

entre períodos consecutivos, tanto en períodos trimestrales, como en semestrales o anuales, puesto que la mayor probabilidad se sitúa claramente en la diagonal principal, lo que indica que las rentabilidades de períodos consecutivos tienen mayor probabilidad de pertenecer al mismo quintil. Tanto los resultados de los contrastes globales como los individuales por quintiles permiten rechazar la hipótesis nula de independencia a un nivel de significación claramente inferior al 1 %.

CUADRO 2  
Contrastes  $\chi^2$  basados en las Matrices de Probabilidad de Transición sobre alfas. Total de Fondos de Inversión

$Q_{t-1}/Q_t$	Q1	Q2	Q3	Q4	Q5	$\chi^2$
TQ1	74%	15%	3%	4%	5%	5.323*
TQ2	13%	60%	14%	9%	3%	3.006*
TQ3	3%	14%	67%	12%	4%	4.122*
TQ4	4%	8%	14%	59%	15%	2.849*
TQ5	6%	4%	3%	15%	72%	4.993*
Trim						20.296*
SQ1	61%	15%	4%	7%	13%	1.455*
SQ2	16%	49%	18%	12%	6%	749*
SQ3	5%	17%	60%	15%	4%	1.396*
SQ4	7%	12%	16%	48%	16%	699*
SQ5	12%	7%	5%	18%	58%	1.259*
Sem						5.560*
TQ1	51%	20%	4%	10%	15%	367*
TQ2	17%	35%	21%	16%	11%	179*
TQ3	7%	20%	53%	14%	5%	1.235*
TQ4	12%	16%	19%	38%	16%	452*
TQ5	20%	13%	10%	22%	35%	507*
Anual						2.591*

Matrices de Probabilidad de Transición entre los quintiles ( $i, j$ ) para referencias temporales consecutivas trimestrales (T), semestrales (S) y anuales (A).  $\chi^2_{gl}$  es el valor del contraste de la Chi-cuadrado bajo la hipótesis nula de independencia ( $gl=16$  para el conjunto total de Quintiles y  $gl=4$  para cada quintil específico) Los signos \* y # indican su significatividad al 5% y 10%, respectivamente.

No obstante, el amplio intervalo de rentabilidades asociado a cada quintil cuando se consideran el conjunto total de fondos de inversión puede aumentar artificialmente este resultado, por lo que tiene un especial interés el estudio por categorías de inversión en las que la agrupación será más precisa. Además, conviene observar si el nivel de persistencia es similar o no en las distintas categorías legal-administrativas

de fondos de inversión. Por ello, el Cuadro 3 presenta los resultados para datos temporales anuales y las distintas categorías de inversión<sup>16</sup>. Es conveniente señalar que dichas matrices de transición para cada una de las categorías de inversión se realizan a nivel concreto de la categoría, por lo que la variabilidad de los resultados será debida, exclusivamente, a comportamientos dentro de la propia categoría de inversión analizada.

CUADRO 3

Contrastes  $\chi^2$  basados en las Matrices de Probabilidad de Transición sobre alfas. Segmentación por categorías de inversión

$Q_{t-1}/Q_t$	Q1	Q2	Q3	Q4	Q5	$\chi^2$
FIAMM Q1	46%	22%	19%	9%	3%	74*
FIAMM Q2	19%	34%	28%	17%	2%	40*
FIAMM Q3	18%	24%	24%	26%	8%	13*
FIAMM Q4	12%	12%	23%	26%	26%	13*
FIAMM Q5	6%	9%	10%	22%	53%	102*
FIAMM						249*
RF Q1	45%	19%	10%	14%	12%	85*
RF Q2	22%	30%	14%	22%	11%	24*
RF Q3	14%	24%	32%	22%	9%	34*
RF Q4	14%	18%	27%	27%	15%	17*
RF Q5	11%	14%	24%	16%	35%	40*
RF						194*
RFM Q1	55%	22%	8%	9%	6%	76*
RFM Q2	20%	28%	26%	22%	5%	15*
RFM Q3	15%	23%	25%	29%	8%	12*
RFM Q4	11%	18%	25%	28%	17%	7
RFM Q5	8%	11%	26%	13%	42%	34*
RFM						144*
RVM Q1	49%	20%	13%	10%	8%	41*
RVM Q2	25%	26%	24%	18%	7%	8#
RVM Q3	15%	22%	25%	21%	18%	2
RVM Q4	9%	21%	28%	25%	18%	7
RVM Q5	12%	16%	23%	22%	28%	5
RVM						57*
RV Q1	45%	34%	6%	4%	11%	37*
RV Q2	31%	37%	18%	8%	6%	18*
RV Q3	16%	24%	37%	10%	12%	12*
RV Q4	20%	12%	20%	31%	16%	5
RV Q5	4%	8%	31%	24%	33%	19*
RV						77*

Matrices de Probabilidad de Transición entre los quintiles ( $i, j$ ) para referencias temporales consecutivas.  $\chi^2_{gl}$  es el valor del contraste de la Chi-cuadrado bajo la hipótesis nula de independencia ( $gl=16$  para el conjunto total de Quintiles de una categoría y  $gl=4$  para cada quintil específico de cada categoría). Los signos \* y # indican su significatividad al 5% y 10%, respectivamente.

<sup>16</sup>Los resultados para las distintas frecuencias temporales son muy similares a los presentados para periodos anuales. Los resultados se encuentran disponibles solicitándolos a los autores.



El primer aspecto destacable es que se vuelve a rechazar la independencia para todas las categorías. Las excepciones son, en el segmento de RVM, los quintiles 3 4 y 5, y en RFM y RV<sup>17</sup> en el quintil 4. Coincidente con los datos globales, se confirma que el mayor nivel de persistencia se produce en el quintil de los peores fondos de inversión (Q1), en línea con los resultados detectados con el estadístico  $Z_P$  y con las conclusiones de Menéndez y Álvarez (2000) para fondos de RV. Obsérvese que, en este caso, los fondos perdedores constituyen el 20 % de los fondos y no el 50 % del análisis anterior. También conviene señalar que el segundo nivel de persistencia más elevado se produce entre los fondos ganadores (el 20 % mejores). Por tanto, aunque con clara asimetría a favor de los perdedores, existe un mayor nivel de persistencia en los extremos, aspecto ya avalado por los contrastes  $Z_G$  y  $Z_P$  anteriores.

El segundo aspecto importante, como se ha comentado previamente, es la diferencia en la estructura de la persistencia entre fondos pertenecien-

tes a distintas categorías. En general, los patrones cambian en consonancia con el porcentaje de RV que puede tener el fondo de inversión.

Situados sobre los FIAMM, se puede apreciar que la mayor probabilidad se presenta en los casos extremos y que disminuye al acercarnos a los quintiles centrales. Patrones similares pueden describirse para los fondos de RF, RFM y RVM, si bien cada vez existe menos diferencia entre los niveles de persistencia de la diagonal principal, excluido el de los perdedores. Incluso, en el caso de los fondos de RVM, la persistencia de los fondos ganadores apenas se diferencia del resto de probabilidades de la diagonal principal.

También es digno de destacar que en estas cuatro categorías (aunque menos marcado en RVM) las probabilidades de transición disminuyen monótonamente con la distancia entre quintiles. Esto es, hay mayor probabilidad de transición entre el Q2 con el Q1 y Q3 que con el Q4 y todavía menor con el Q5. En cambio, en los fondos de RV las probabilidades de transición tienen comportamientos menos sistemáticos. En consecuencia, parece que el porcentaje de RV en el fondo disminuye apreciablemente el nivel de persistencia llevando a que el resultado del fondo sea algo menos predecible. Obsérvese que la probabilidad de que

<sup>17</sup>Si se utiliza el alfa procedente del modelo de Carhart, en el segmento de renta variable no puede rechazarse individualmente para los segmentos 1, 2 y 4. Aunque sí que se rechaza para los quintiles en su conjunto.

un fondo FIAMM que fue ganador un año obtenga una rentabilidad igual o inferior a la mediana en el período siguiente es inferior al 25 %. En cambio, esta probabilidad para un fondo de RV es del 43 %. Estos resultados vienen avalados, como se ha puesto de manifiesto, por los valores del contraste  $\chi^2$  sobre la muestra de un quintil específico de una categoría determinada y que se recogen en la última columna de los Cuadros 2 y 3.

Como ha podido apreciarse, estos estadísticos (y otros que podrían diseñarse sobre estas matrices de probabilidad de transición) ofrecen una información interesante acerca no sólo de la persistencia en sí, sino de un amplio conjunto de aspectos, como persistencias por segmentos o categorías, etc...

### *3.3. Contrastes no paramétricos multiperíodo*

En este subepígrafe se presentan los resultados derivados de extender el contraste no paramétrico a un entorno multiperíodo. Para ello, se propone una nueva variante del contraste planteado por Agarwal y Naik (2000). Estos autores parten del cálculo, para cada fondo de inversión y para cada uno de los distintos subperíodos de interés en los que se ha subdividido el período muestral completo, de la pertenencia del fondo al conjunto de aquellos que obtienen una rentabilidad ajustada por su estilo superior a la rentabilidad mediana obtenida por éste o, por el contrario, inferior a ella. De tal manera que, en un análisis conjunto de las distintas categorías de inversión, se consideren como ganadores a aquellos fondos cuya rentabilidad sea superior a la rentabilidad mediana obtenida por su propia categoría de inversión. Calculada la pertenencia de cada fondo, y para cada subperíodo, a una u otra clasificación, ganadores o perdedores, se está en disposición de abordar la persistencia de la citada clasificación bajo un contexto multiperíodo. Para obtener información de la persistencia de nivel K (que indica K clasificaciones iguales consecutivas) es necesario subdividir los datos iniciales en períodos solapados de amplitud temporal K y, posteriormente, agregar los distintos resultados obtenidos. Más concretamente, si se analiza un nivel 3 de persistencia bajo subperíodos semestrales, y considerando que la muestra inicial se extiende a los períodos comprendidos entre diciembre de 1992 a septiembre de 1999, las distintas y posibles sub-matrices temporales bajo las cuales se puede alcanzar el mencionado nivel de persistencia serían, 1993s1-1993s2-1994s1; 1993s2-1994s1-1994s2; ...; 1998s1-1998s2-1999s1. De la

acumulación de los resultados obtenidos en las citadas submatrices se obtendrán los resultados observados para un determinado nivel de persistencia.

Repetiendo el proceso para todos los distintos  $K$  niveles multiperíodo posibles de acuerdo a la amplitud de la muestra y de los subperíodos utilizados, se obtendrá la distribución empírica que medirá el número de ocasiones en las que se han conseguido rachas consecutivas de ganadores o perdedores para cada uno de los niveles mencionados. Esta distribución será la que se compare con la distribución teórica bajo la hipótesis nula de independencia de los resultados o, lo que es lo mismo, ausencia de persistencia. Como señalan Agarwal y Naik (2000), bajo la hipótesis nula la probabilidad teórica de observar,  $x$  ganadores o perdedores consecutivos es de  $(1/2)^x$ , respectivamente.

Estos autores sugieren utilizar el contraste para dos muestras de Kolmogorov - Smirnov para contrastar si la distribución observada de ganadores/perdedores es estadísticamente diferente de la teórica. Este contraste utiliza como hipótesis nula que  $F = G$  contra la alternativa de que  $F \neq G$ , en donde  $F$  y  $G$  son las funciones de distribución observada y teórica, respectivamente.

Sin embargo, este contraste tiene importantes puntos débiles para este propósito. En primer lugar, la ambigüedad de la hipótesis, ya que su rechazo no puede asegurar la aceptación de una verdadera persistencia en los resultados (simplemente diferencias entre la distribución observada y la teórica bajo la hipótesis nula). Además, la ausencia de robustez en el contraste cuando los distintos niveles (rachas consecutivas) de persistencia son bajos, sobrecargando los rechazos de la hipótesis nula.

Con la finalidad de robustecer los resultados bajo un contexto multiperíodo y evitar los problemas expuestos en el contraste de Kolmogorov - Smirnov, se propone una metodología de contraste distinta. La idea es utilizar un contraste tipo Chi-cuadrado sobre una tabla de contingencia reducida artificialmente a cuatro escenarios. Más concretamente, sea  $K$ , un número entero y finito, indicador del nivel de persistencia multiperíodo que se desea analizar. Sean  $\{A\}$ ,  $\{B\}$ ,  $\{C\}$  y  $\{D\}$  cuatro subconjuntos mutuamente excluyentes, de tal manera que  $\{A\}$ , se encuentre formado por aquellos fondos en los que tanto en el primer subperíodo como en los  $K-1$  subperíodos posteriores y consecutivos son ganadores,  $\{B\}$  esté constituido por aquellos fondos en

los que en el primer subperíodo, de los  $K$  consecutivos, son ganadores mientras que en los restantes  $K-1$  subperíodos posteriores consecutivos son arbitrariamente ganadores o perdedores, excluyendo la posibilidad de que sean ganadores en los  $K-1$  subperíodos posteriores,  $\{C\}$ , se constituya con aquellos fondos en los que tanto en el primer subperíodo como en los  $K-1$  subperíodos posteriores y consecutivos son fondos perdedores y  $\{D\}$ , se encuentre formado por aquellos fondos en los que en el primer subperíodo, de los  $K$  consecutivos, son perdedores mientras que en los restantes  $K-1$  subperíodos posteriores consecutivos son arbitrariamente ganadores o perdedores, excluyendo la posibilidad de que sean perdedores en los  $K-1$  subperíodos posteriores.

De la muestra, y de acuerdo con las anteriores reglas, se obtienen los valores observados para todos los subconjuntos definidos con anterioridad, para todo  $K$  posible, dada la amplitud temporal de cada uno de los subperíodos.

Los valores teóricos del contraste son los obtenidos bajo una distribución binomial, con parámetros característicos  $B(K, \frac{1}{2})$ , en donde la probabilidad de ser ganador o perdedor en un determinado subperíodo bajo la hipótesis de resultados independientes, es de 0,5.

De esta manera, para un determinado valor de  $K$  y bajo la hipótesis nula de independencia en los resultados, las probabilidades de los subconjuntos  $\{A\}$  y  $\{C\}$  serán las correspondientes a una variable binomial  $X$ , en la que  $P(X=K)=(1/2)^K$ , y las de los subconjuntos  $\{B\}$  y  $\{D\}$  quedarán definidas por el siguiente sumatorio de probabilidades

$$\left[ \sum_{J=0}^{K-1} \binom{K}{J} * 1/2^J * (1 - 1/2)^{(K-J)} \right] * 1/2 \quad \forall k \geq 2 \quad [4]$$

Conocidas las frecuencias observadas de los subconjuntos anteriormente definidos y las frecuencias teóricas bajo la hipótesis nula, estamos en disposición de realizar un contraste de independencia del tipo de la  $\chi^2$ , cuyos resultados, con subperíodos anuales y semestrales<sup>18</sup>, quedan reflejados en los Cuadros 4 y 5, respectivamente. También se recogen las frecuencias relativas bajo la hipótesis nula, así como las frecuencias relativas observadas en fondos ganadores y perdedores que pueden ofrecer información muy útil sobre las causas del rechazo de la hipótesis nula. Esto es, si se el rechazo es debido a que estas frecuen-

<sup>18</sup>El tamaño muestral es excesivamente pequeño para realizar contrastes multiperíodo de periodicidad bienal.

cias observadas asociadas a la persistencia superan a las teóricas, son inferiores o, bien, son superiores en un caso (ganadores/perdedores) e inferiores en otro (perdedores/ganadores).

CUADRO 4  
Contrastes  $\chi^2$  de independencia multiperíodo. Alfas anuales ajustadas por estilo. Segmentación por categorías de inversión

	K=	3	4	5	6
	H <sub>0</sub> =	12,50%	6,25%	3,13%	1,56%
TOTAL	{A}	21,02%	13,72%	8,81%	6,45%
	{C}	24,95%	18,60%	10,07%	7,69%
	$\chi^2$	486*	538*	240*	163*
FIAMM	{A}	31,48%	28,94%	25,12%	25,51%
	{C}	30,04%	24,26%	17,67%	10,20%
	$\chi^2$	346*	525*	510*	420*
RF	{A}	16,51%	7,34%	2,89%	1,63%
	{C}	20,71%	13,21%	2,31%	1,88%
	$\chi^2$	68*	49*	1	1
RFM	{A}	17,18%	9,52%	3,47%	0,00%
	{C}	24,23%	19,05%	11,11%	10,14%
	$\chi^2$	55*	73*	31*	34*
RVM	{A}	20,16%	12,07%	5,94%	0,00%
	{C}	24,90%	19,54%	13,86%	11,11%
	$\chi^2$	57*	67*	42*	28*
RV	{A}	20,00%	9,83%	2,94%	0,00%
	{C}	30,56%	24,59%	17,65%	19,35%
	$\chi^2$	73*	77*	48*	65*

K es el número de períodos (años) consecutivos que forman la racha.  $\chi_{gl}^2$  es el valor del contraste de la Chi-cuadrado bajo la hipótesis nula de independencia ( $gl=(2-1)(2-1)=1$ ). Los signos \* y # indican su significatividad al 5% y 10%, respectivamente.

Los resultados con datos semestrales y anuales avalan el rechazo de la hipótesis nula a favor de la presencia de persistencia significativa en períodos de tiempo relevantes (hasta 6 años). Centrados en los resultados anuales (ver Cuadro 4) se obtienen claros rechazos de la hipótesis con la excepción del segmento de fondos de RF a 5 años. No obstante, para períodos de 6 años en RFM, RVM y RV<sup>19</sup> la persistencia detectada se debe únicamente a los fondos perdedores. Para referencias

<sup>19</sup>Con los alfas derivados del modelo de 4 factores de Carhart se obtienen resultados de persistencia todavía más abultados que con el CAPM y, además, se observan en fondos ganadores y perdedores (aunque con mayor intensidad en estos últimos). Los valores del estadístico para los períodos 3 a 6 son (26, 22, 35 y 16).

temporales inferiores (3 a 4 años), se puede observar que las frecuencias reales en general duplican a las frecuencias teóricas correspondientes. Cabe resaltar el caso de los FIAMM en el que las frecuencias observadas las triplican. Además, salvo para los períodos de 6 años, las frecuencias observadas de ganadores y perdedores son claramente superiores a las teóricas, por lo que el rechazo se debe a persistencia en los resultados de ambos extremos (aspecto que no hubiera podido observarse directamente con la propuesta de Agarwal y Naik, 2000). Más concretamente, el contraste de diferencia de frecuencias observadas entre fondos ganadores y perdedores (definidos nuevamente a partir de la mediana de la distribución) arroja un valor favorable a estos últimos pero que, en modo alguno, es significativo<sup>20</sup>. Ello significa que, contrariamente a lo expuesto para el caso de dos períodos consecutivos, el nivel de persistencia entre fondos ganadores y perdedores no es estadísticamente diferente a partir de rachas de 3 o más períodos (con la excepción apuntada en el período de 6 años).

El análisis de persistencia multiperíodo con referencias semestrales es básicamente coincidente con lo expuesto con referencias anuales, lo que permite robustecer los resultados ya que en este caso se dispone de un mayor número de observaciones. Quizá merezca la pena señalar que el nivel de persistencia detectado es algo mayor hasta los 11 semestres. En general, en todos los casos se obtienen frecuencias observadas muy superiores a las teóricas, especialmente en FIAMM. Sin embargo, a partir del semestre undécimo se pierde la persistencia en RF y RVM y, como ya se había avanzado anteriormente, ésta no decae en RV, aunque se centra exclusivamente en los fondos perdedores.

Por otro lado, en los 4 primeros subperíodos no se aprecia una diferencia significativa en las frecuencias observadas de las rachas de los fondos ganadores y perdedores, a diferencia de lo observado entre dos períodos consecutivos. Sin embargo, en los últimos subperíodos no existe un comportamiento tan claro, puesto que en FIAMM, RF y RVM se observa una mayor persistencia en fondos ganadores y, en cambio, en RV y RFM se aprecia en los fondos perdedores.

Concluido el análisis de la persistencia de resultados, se dispone de información para responder a los tres aspectos indicados al comienzo del presente epígrafe. Así, en primer lugar, se ha comprobado que

<sup>20</sup> Los valores del estadístico  $t$  se encuentran en el intervalo (0,37; 1,02).

CUADRO 5  
 Contrastes  $\chi^2$  de independencia multiperíodo. Alfas semestrales  
 ajustadas por estilo. Segmentación por categorías de inversión

	K=	3	4	5	6	7
	H <sub>0</sub> =	12,50%	6,25%	3,13%	1,56%	0,78%
TOTAL	{A}	29,23%	22,81%	18,78%	15,30%	11,80%
	{C}	31,16%	25,71%	21,88%	18,58%	15,09%
	$\chi^2$	3806*	5818*	8483*	11190*	12511*
FIAMM	{A}	33,50%	28,58%	26,02%	23,31%	21,15%
	{C}	36,58%	31,81%	28,00%	25,29%	21,99%
	$\chi^2$	1485*	2483*	3929*	5872*	8027*
RF	{A}	28,99%	21,38%	16,39%	12,14%	7,64%
	{C}	30,07%	23,50%	19,70%	16,16%	12,00%
	$\chi^2$	1322*	1770*	2420*	2882*	2530*
RFM	{A}	26,91%	20,92%	17,14%	13,66%	9,87%
	{C}	28,23%	23,09%	19,67%	16,81%	13,45%
	$\chi^2$	444*	715*	1077*	1429*	1504*
RVM	{A}	26,06%	19,68%	15,88%	13,62%	11,38%
	{C}	27,71%	22,42%	18,15%	14,29%	11,38%
	$\chi^2$	323*	500*	701*	909*	1078*
RV	{A}	27,54%	21,19%	16,49%	12,42%	8,33%
	{C}	31,42%	27,81%	23,82%	19,88%	17,80%
	$\chi^2$	337*	570*	791*	964*	1190*

K es el número de períodos (años) consecutivos que forman la racha.  $\chi_{gl}^2$  es el valor del contraste de la Chi-cuadrado bajo la hipótesis nula de independencia ( $gl=(2-1)(2-1)=1$ ). Los signos \* y # indican su significatividad al 5% y 10%, respectivamente.

CUADRO 6  
 Contrastes  $\chi^2$  de independencia multiperíodo. Alfas semestrales  
 ajustadas por estilo. Segmentación por categorías de inversión

	K=	8	9	10	11	12
	H <sub>0</sub> =	0,39%	0,20%	0,10%	0,05%	0,02%
TOTAL	{A}	8,19%	6,18%	5,49%	4,76%	4,22%
	{C}	11,11%	6,67%	4,88%	3,81%	2,23%
	$\chi^2$	10734*	7311*	6993*	6261*	3711*
FIAMM	{A}	19,65%	17,63%	16,67%	16,43%	17,35%
	{C}	17,91%	15,18%	12,65%	9,66%	4,08%
	$\chi^2$	10059*	12173*	14368*	15302*	12712*
RF	{A}	2,41%	0,84%	0,77%	0,60%	0,00%
	{C}	6,78%	0,56%	0,00%	0,00%	0,00%
	$\chi^2$	1059*	20*	25*	21*	0
RFM	{A}	5,74%	2,70%	1,39%	0,71%	0,00%
	{C}	10,18%	6,08%	3,24%	2,84%	1,45%
	$\chi^2$	1231*	623*	256*	237*	57*
RVM	{A}	9,66%	8,29%	6,67%	3,19%	0,00%
	{C}	8,97%	5,53%	1,33%	0,00%	0,00%
	$\chi^2$	1193*	1049*	688*	191*	0
RV	{A}	4,37%	1,32%	0,98%	0,00%	0,00%
	{C}	16,02%	13,16%	13,73%	12,31%	12,90%
	$\chi^2$	1382*	1322*	1951*	2002*	2107*

K es el número de períodos (años) consecutivos que forman la racha.  $\chi_{gl}^2$  es el valor del contraste de la Chi-cuadrado bajo la hipótesis nula de independencia ( $gl=(2-1)(2-1)=1$ ). Los signos \* y # indican su significatividad al 5% y 10%, respectivamente.

la persistencia no es exclusiva de una referencia temporal ya que se presenta tanto con datos de frecuencia trimestral, semestral, anual o bienal, aunque se debilita algo en esta última referencia. En segundo lugar, se ha observado que la persistencia no es sólo un fenómeno de corto y medio plazo, sino que se extiende a períodos de mayor duración, puesto que la extensión de la persistencia toma valores significativos hasta períodos de 6 años (máximo espacio temporal que se ha podido analizar con la muestra) con datos anuales y hasta 5 años con datos semestrales (y 6 años si consideramos la persistencia aunque sólo se observe en ganadores o en perdedores). En tercer lugar, se ha observado que el nivel de persistencia no es uniforme entre fondos de inversión, sino que las distintas categorías, con las limitaciones comentadas sobre su composición, presentan resultados claramente diferenciados. En particular, como fácilmente podía anticiparse, el nivel de persistencia disminuye cuanto mayor es la proporción posible de RV en la composición del fondo.

Por último, se ha observado que la persistencia es una característica de extremos: perdedores y ganadores, aunque fundamentalmente de los primeros. Conjugando esta información con la procedente de las categorías, a través de las matrices de probabilidad de transición, se han obtenido importantes matizaciones al resultado global de persistencia y de sus niveles de intensidad. Además, se ha mostrado la potencialidad y flexibilidad que tienen este tipo de contrastes de la  $c_2$  para extraer información adicional.

#### **4. Persistencia de resultados y *momentum***

Uno de los debates de mayor calado en la temática de la persistencia de resultados de los fondos de inversión es acerca de si ésta guarda, o no, relación con la existencia de habilidades de gestión o con ventajas informativas sistemáticas. En este punto, Carhart (1997) afirma que la persistencia mostrada por los fondos de inversión se debe principalmente a que los gestores siguen accidentalmente simples estrategias de momentum, mediante el mantenimiento accidental de posiciones compradoras de *pasados ganadores*.

El efecto *momentum* (Jegadeesh y Titman, 1993) es una regularidad que consiste en la generación de rentabilidades anormales positivas mediante la gestión de una cartera autofinanciada derivada de la compra de *pasados ganadores* y la venta de *pasados perdedores* relativos a un determinado período de formación (3 a 12 meses) y que se produce du-



rante un importante período de suceso (3 a 12 meses). Si bien existen importantes dudas acerca de la causa última del fenómeno, lo cierto es que parece que dicha regularidad se presenta en la gran mayoría de los mercados bursátiles del mundo. El aprovechamiento real de esta regularidad es también una cuestión objeto de controversia, tanto por la partida de los costes incurridos en su gestión como por el lado de si existe una adecuada compensación por los riesgos involucrados. En particular, Carhart (1997) señala que, en su muestra, los costes de transacción consumen las ganancias de seguir una estrategia completa de momentum. No obstante, según observa, los fondos ganadores se caracterizan por la tenencia accidental de posiciones compradoras en títulos *pasados ganadores*, lo que explicaría una parte importante de su persistencia de resultados.

El estudio de esta cuestión es importante, por cuanto si el *momentum* es capaz de explicar buena parte de dicha persistencia quedaría poca capacidad explicativa a factores relacionados con la existencia de habilidades de gestión o ventajas informativas sistemáticas de los gestores. En caso contrario, si bien no podría argumentarse necesariamente a favor de la existencia de dichas habilidades, esta posibilidad no quedaría prácticamente descartada como sucede en el trabajo de Carhart (1997).

Para estudiar este aspecto se ha realizado un análisis similar al realizado por este autor centrándolo, por tanto, exclusivamente en fondos de RV. No obstante, los datos nos han impuesto algunas restricciones adicionales a dicho proceso. Carhart (1997) plantea la realización de 10 carteras tomando como referencia rentabilidades pasadas<sup>21</sup> (inicialmente 1 año y, posteriormente, de 2 a 5 años) para observar las características de estas carteras y del exceso de rentabilidad entre la cartera del primer decil con respecto a la del último decil. Las rentabilidades de dichas carteras y de la cartera diferencial (c1-c10) forman series temporales que permiten la regresión sobre distintos modelos de valoración que permitan obtener sus alfas y estudiar sus características. En nuestro caso, las restricciones de datos imponen que se construyan carteras basadas en cuartiles y que la rentabilidad retardada

<sup>21</sup> También utiliza el alfa del modelo de 4 factores como criterio de ordenación. Ello, como señala el autor, tiene la ventaja de medir mejor la habilidad de los gestores, pero tiene el inconveniente del sesgo de ordenar y medir con el mismo modelo. Por otro lado, para tener referencias sobre el comportamiento a largo plazo de las alfas se atenderá a los resultados ya presentados obtenidos de las matrices de probabilidad de transición y el modelo multiperíodo.

no exceda los 3 años. De acuerdo con el procedimiento establecido, las carteras formadas con base en las rentabilidades pasadas (referidas a períodos de 1, 2 ó 3 años) se mantienen 1 año y posteriormente se vuelven a recomponer. Los modelos de valoración utilizados son el CAPM, Fama-French y el propuesto por Carhart. En un trabajo posterior, Teo y Woo (2001) proponen que las rentabilidades ordinarias sean ajustadas previamente por estilo. De hecho, sus resultados son diferentes de los de Carhart (1997) aduciendo que esta falta de ajuste es lo que provoca las conclusiones de este autor. Desafortunadamente, durante el período muestral considerado no existen subclasificaciones dentro de la categoría de RV, por lo que, aún siendo conscientes de la importancia de esta restricción, no se realizará ajuste por estilo en las rentabilidades de RV utilizadas.

El Cuadro 7 contiene los alfas correspondientes a las distintas carteras y modelos empleados utilizando la metodología SURE. Formalmente:

$$R_t^j = \alpha^j + \beta^j RM_t + \varepsilon_t^j \quad t = 1, \dots, T; j = C1, \dots, C4 \quad [5]$$

$$R_t^j = \alpha^j + \beta^j RM_t + \delta^j SMB_t + \gamma^j HML_t + \varepsilon_t^j \\ t = 1, \dots, T; j = C1, \dots, C4 \quad [6]$$

$$R_t^j = \alpha^j + \beta^j RM_t + \delta^j SMB_t + \gamma^j HML_t + \lambda^j WML_t + \varepsilon_t^j \\ t = 1, \dots, T; j = C1, \dots, C4 \quad [7]$$

siendo  $R_t^j$  el exceso de rentabilidad mensual de la cartera del cuartil  $j$  ( $j = C1, \dots, C4$ ) sobre la del activo libre de riesgo.  $RM_t$  es el exceso de la rentabilidad mensual de la cartera *proxy* del mercado sobre la del activo libre de riesgo.  $SMB_t$  y  $HML_t$  son las rentabilidades mensuales de las carteras réplica para el tamaño y el valor en libros/valor de mercado y  $WML_t$  es la rentabilidad mensual de la cartera de *momentum* para 12 meses de período de formación.

Adicionalmente se presentan los resultados de regresiones ordinarias del exceso de rentabilidad de C4 (mayor rentabilidad pasada) con respecto a C1, sobre el modelo de 4 factores, con objeto de obtener información adicional sobre el particular.

Como puede apreciarse, el signo de los alfas es generalmente negativo. Con el empleo del CAPM, ello se produce de manera más sistemática de lo que se observa en el trabajo de Carhart (1997). A diferencia de los resultados mostrados por este autor con dicho modelo, el cuartil de fondos de mayor rentabilidad pasada no arroja valores significa-

CUADRO 7  
Resultados de estrategias basadas en rentabilidades pasadas

		R-1	R-2	R-3
Panel A		$\alpha$	$\alpha$	$\alpha$
CAPM	C1	-0,002*	-0,001*	-0,001
	C2	-0,001	-0,002*	-0,001
	C3	-0,000	0,000	-0,001
	C4	0,000	-0,001	-0,000
FF	C1	-0,001*	-0,001*	-0,001
	C2	-0,000	-0,002	-0,001
	C3	-0,000	0,000	-0,000
	C4	0,000	-0,000	0,000
Carhart	C1	-0,002*	-0,002*	-0,001
	C2	-0,000	-0,002*	-0,001
	C3	-0,000	0,003	-0,000
	C4	0,000	-0,000	0,000
Panel B		C4-C1 (R-1)	C4-C1 (R-2)	C4-C1 (R-3)
	$\alpha$	0,002*	0,000	0,000
	$\beta$	0,261*	0,274*	0,197*
	$\gamma$	0,024	0,011	0,031
	$\delta$	-0,006	-0,046	-0,023
	$\lambda$	-0,027	-0,047	0,005

El Panel A recoge los coeficientes  $\alpha$  procedentes de carteras formadas por fondos de los cuartiles 1 a 4 tomando como referencia la rentabilidad pasada R-1, R-2 y R-3 correspondiente a 1, 2 ó 3 años, según los modelos de valoración CAPM (1), Fama-French (2) y Carhart (3), respectivamente. C1 (C4) es la cartera formada por el cuartil de fondos con menor (mayor) rentabilidad pasada, de acuerdo con el período considerado (1 a 3 años).

$$(1) R_t = \alpha^j + \beta^j RM_t + \varepsilon_t^j; j = C1, \dots, C4$$

$$(2) R_t = \alpha^j + \beta^j RM_t + \delta_t^j SMB_t + \gamma^j HML_t + \varepsilon_t^j; j = C1, \dots, C4$$

$$(3) R_t = \alpha^j + \beta^j RM_t + \delta_t^j SMB_t + \gamma^j HML_t + \lambda^j WML_t + \varepsilon_t^j; j = C1, \dots, C4$$

El panel B presenta los coeficientes de la regresión del exceso de rentabilidad (ER) de la cartera de mayor rentabilidad pasada (C4) respecto la de menor rentabilidad pasada (C1) sobre el modelo de 4 factores de Carhart:

Los signos \* y # indican su significatividad al 5% y 10%, respectivamente.

tivamente distintos de 0, lo que vendría a indicar que éstos ofrecen simplemente las rentabilidades *exigidas* por los distintos modelos de valoración. En cambio, el cuartil de fondos de menor rentabilidad pasada (tanto en el caso de ordenaciones atendiendo a las rentabilidades pasadas de 1 año ó 2 años) si que se muestra coincidente con lo expuesto por este autor, ya que se obtienen valores significativamente negativos confirmando que, en media, estos fondos, tras las comisiones

y gastos practicados, ofrecen rentabilidades insuficientes para compensar las primas por riesgo incurridas.

A diferencia de lo señalado en dicho trabajo, el empleo de los distintos modelos no produce las variaciones en las conclusiones, por lo que no parece que los factores asociados al tamaño, valor libros/valor mercado o al momentum, ofrezcan una capacidad explicativa apreciable en la persistencia de los fondos españoles.

El análisis de la rentabilidad diferencial entre los cuartiles extremos nos revela que la constante sólo resulta significativa en carteras formadas por la rentabilidad retardada un período y su magnitud es claramente inferior a la que muestra Carhart (1997) para el mercado americano. Además, ésta no se encuentra explicada de manera significativa por el factor de WML en ningún caso, por lo que nuevamente puede afirmarse que los resultados no parecen encontrarse relacionados con el aprovechamiento de la estrategia de momentum.

Estos resultados, permiten mantener inalterada la hipótesis sobre la posible existencia de diferencias en las habilidades de gestión. Sin embargo, en este punto hay que incluir varias matizaciones. En primer lugar, conviene destacar que, en nuestro caso, el diferencial de rentabilidad obtenido se debe exclusivamente al mal comportamiento de la cartera de perdedores pasados y no a un excelente comportamiento de los ganadores. Ello, en todo caso, únicamente permitiría afirmar que los gestores de los fondos del cuartil C1 tienen menores habilidades que los del cuartil C4, pero no puede afirmarse que los gestores de los fondos del cuartil C4 tengan habilidades netas de gestión por cuanto, netos de comisiones y gastos, no baten a la gestión pasiva. Esto es, las habilidades que puedan atesorar los gestores de los fondos del cuartil C4 les sirven justamente para compensar, además de sus salarios, los costes de gestión a los que conducen dichas estrategias y las primas por riesgo asociadas. En cambio, los gestores de los fondos del cuartil C1 se muestran incapaces de recuperar dichos costes.

Por otro lado, el hecho de que no se observen diferencias significativas entre las rentabilidades ajustadas de las carteras extremas para ordenaciones basadas en rentabilidades acumuladas de 2 y 3 años, reduce todavía más la fuerza de la hipótesis de habilidades netas de gestión, ya que, como señala Carhart (1997), la rentabilidad retardada un período puede ser una medida algo ruidosa para identificar la calidad de la gestión.

A todas estas cuestiones hay que añadir un aspecto adicional relevante. Dado que los valores liquidativos de los que se parte son netos de comisiones y gastos, es posible que los resultados observados pudieran responder, en todo o en parte, a un comportamiento sistemático de las comisiones practicadas por los fondos de inversión. Situados en un caso hipotético en el que todos los fondos obtuviesen la misma rentabilidad ajustada antes de comisiones y gastos, pero que aplicasen comisiones distintas, el efecto observado a través de los resultados netos de comisiones conduciría a afirmar que existen diferencias en las habilidades de gestión cuando, en realidad, sólo existirían diferencias en las comisiones practicadas. En consecuencia, el argumento acerca de las diferencias en las habilidades de gestión detectadas, con las matizaciones realizadas a esta calificación, se sustenta en el supuesto de que no existe relación significativa entre resultados después de comisiones y las propias comisiones. En caso contrario, como se ha puesto de manifiesto, el resultado observado puede estar motivado por las diferencias de comisiones practicadas o por una conjunción de ambos aspectos (diferencias de habilidades y de comisiones). De hecho, esta posibilidad no resulta nada descartable de acuerdo con la evidencia disponible sobre nuestro mercado. Así, Martínez y Rubio (incluido en el libro colectivo de Freixas et al, 1997) detectan una relación negativa entre alfas y comisiones para el período 1980-1992, afirmando que sólo los fondos que aplican bajas comisiones ofrecen rentabilidades ajustadas neutras. En la misma línea, Martínez (2003) señala que los fondos con mayores gastos tienen menores resultados después de comisiones. También Gil-Bazo y Martínez (2004), en un reciente trabajo sobre comisiones de fondos de inversión españoles<sup>22</sup>, señalan que las mayores comisiones no están asociadas con mayores resultados antes de comisiones.

En consecuencia, si las comisiones son persistentes, se podrían explicar los resultados obtenidos en el presente trabajo sin necesidad de recurrir a la existencia de diferencias en las habilidades de gestión. Pero tampoco puede negarse que todo, o parte, de lo observado pueda imputarse a la existencia dichas diferencias entre buenos y malos fondos de inversión. En este punto conviene recordar, como se ha expuesto en aparta-

<sup>22</sup>Gil-Bazo y Martínez (2004) también muestran que las mayores comisiones se practican en fondos de mayor antigüedad, así como en fondos de menor tamaño medio de inversión por partícipe. En la medida en que las carteras C1 y C4 tuviesen valores significativamente diferentes de estas características, las diferencias de comisiones podrían explicar buena parte del fenómeno detectado.

dos anteriores, que la persistencia de resultados no se elimina después de 1 año, sino que se mantiene durante períodos cercanos a los 5 años. Además, estos resultados se han obtenido tanto con rentabilidades ordinarias<sup>23</sup> como con rentabilidades ajustadas por riesgo y estilo, con la circunstancia de que buena parte de los contrastes presentados no se encuentran sometidos al sesgo de utilizar el mismo modelo para ordenar y valorar. También conviene enfatizar que este nivel de persistencia en las alfas se presenta tanto en la cartera de ganadores como en la de perdedores, siendo más intensa en esta última. Esta característica, que como señala Carhart (1997) no es fácilmente explicable, hace menos verosímil que el resultado sólo se pueda atribuir exclusivamente a las comisiones salvo que el nivel de competencia en el mercado de fondos de inversión sea bastante reducida.

Esta conclusión entendemos que se encuentra algo más próxima de la ofrecida por Teo y Woo (2001) que de la señalada por Carhart (1997), aunque dista sustancialmente de ambas, ya que nuestros resultados parecen indicar que, si bien los gestores de los mejores fondos no poseen habilidades de gestión netas (que superen los costes involucrados en ellas) son sensiblemente superiores a las que exhiben los gestores de los peores fondos o aplican sistemáticamente menores comisiones. Nuevamente conviene señalar que para profundizar en este aspecto es necesario disponer de información acerca de algunas de las variables que se han mostrado relevantes en la explicación de la *performance* de los fondos de inversión y, en particular, del conocimiento de las comisiones. El aporte de esta información puede suponer una interesante extensión del trabajo.

## 5. Persistencia de resultados y actitud de los inversores

Detectada y analizada la presencia de persistencia en las rentabilidades, especialmente en períodos semestrales y anuales, interesa analizar si los partícipes utilizan esta regularidad para basar sus decisiones. Para este propósito, es necesario el estudio de las relaciones entre la rentabilidad pasada y las variaciones de flujos monetarios de los fondos de inversión. Una visión global de este aspecto puede obtenerse mediante la adecuación de una medida propuesta por Grinblatt y Titman (1993), denominada GT. La utilización de dicho estadístico para la evaluación del resultado de las carteras presenta algunos sesgos<sup>24</sup>.

<sup>23</sup>No mostradas por brevedad, pero disponibles solicitándolas a los autores.

<sup>24</sup>Para una acertada revisión de estos problemas puede verse Marín y Rubio (2001).

No obstante, siguiendo el trabajo de Zheng (1999) sobre *smart money effect*, en el presente caso se realizan inferencias sobre el comportamiento de serie temporal de dicha medida, no afectando de forma sensible dichos sesgos.

La propuesta de Zheng se realiza fundamentalmente para apreciar la capacidad *ex-ante* de los inversores para anticipar los resultados de los fondos de inversión. Éste asume que desde la perspectiva de los inversores no informados, el vector de rendimientos esperados de los distintos fondos de inversión se mantiene constante en el tiempo. En cambio, si los inversores se encuentran informados de forma constante en el tiempo, éstos variarán su vector de rendimientos esperados de los distintos activos de acuerdo con la información obtenida en cada momento y dependiendo del sentido del cambio modificarán los pesos de los distintos activos que compongan su cartera mediante nuevas inversiones y desinversiones, lo cual modificará los patrimonios de los fondos de inversión por las entradas o salidas monetarias derivadas de la recomposición de su cartera. En el presente caso, si los inversores asumen que la rentabilidad pasada es un conjunto de información relevante, invertirán en fondos con elevada rentabilidad pasada y desinvertirán en fondos con reducida rentabilidad pasada.

Dado que se pretende estudiar la relación entre rentabilidades pasadas y variaciones de flujos monetarios presentes, resulta necesario realizar una variante, que denominaremos GT rentabilidad corregido o GTRP<sup>25</sup>, y que permite contrastar si el flujo de dinero hacia los fondos obedece a las rentabilidades pasadas en la creencia de que éstas puedan ser buenas predicciones de las rentabilidades futuras y, en consecuencia, venden hoy las participaciones de fondos con baja rentabilidad pasada para comprar fondos con elevada rentabilidad pasada. El GTRP se expresa como:

$$GTRP_t = \sum_{j=1}^{N_t} R_{j,t-1} (W_{j,t}^* - W_{j,t-1}^*) \text{ siendo } W_{j,t}^* = P_{j,t}^* / \left( \sum_{j=1}^{N_t} P_{j,t}^* \right) \quad [8]$$

<sup>25</sup> Mayores detalles sobre el GT y sus distintas variantes pueden verse en Ciriaco, Del Río y Santamaría (2003).

donde  $N_t$  es el número de fondos de inversión en el momento  $t$  para la muestra considerada<sup>26</sup>,  $R_{j,t-1}$  recoge la rentabilidad del fondo  $j$  en  $t-1$  y  $P_{j,t}$  = Patrimonio del fondo  $j$  en el período  $t$ .  $P_{j,t}^*$  es el patrimonio corregido por la posible revalorización o depreciación de los fondos, esto es:

$$\begin{aligned} P_{j,t}^* &= P_{j,t}; \text{ si } t = 0 \\ P_{j,t}^* &= P_{j,t-1}^* + P_{j,t} - P_{j,t-1} \cdot (1 + R_{j,t}); \text{ si } t > 0 \end{aligned} \quad [9]$$

De acuerdo con lo establecido por Grinblatt y Titman (1993) para el estadístico GT, bajo la hipótesis nula de que no hay relación entre la rentabilidad pasada y las entradas monetarias actuales, los GTRP obtenidos estarán serialmente incorrelados y tendrán una media de 0.

En este punto, hay que reconocer la dificultad en establecer el tiempo de maduración que necesita el inversor para decidir su actuación o las referencias de rentabilidad<sup>27</sup>. Como solución de compromiso se ha optado por datos trimestrales de patrimonio y trimestrales, semestrales y anuales de rentabilidad. Los resultados del GTRP para el conjunto de los fondos de inversión, tomando el trimestre como período de referencia para patrimonios y rentabilidades, arrojan algunos indicios claros de persistencia entendida bajo el contexto de correlación entre rentabilidades pasadas y flujos netos actuales (Ver Cuadro 8). Los resultados para referencias semestrales y anuales (véanse las columnas 2 y 3 del Cuadro 8), son plenamente coincidentes con los expuestos para referencias temporales trimestrales. En ambos casos no se muestran los resultados por categorías porque las segmentaciones arbitrarias ofrecen ciertas dificultades de interpretación en el contexto del GT y, además, va a ser objeto de estudio directo en el siguiente análisis presentado.

El Cuadro 8 también incorpora la rentabilidad ajustada por estilo como medida de *performance*. Los resultados, recogidos en la segunda fila del Cuadro 8, lejos de diferir de los anteriores, los corroboran totalmente.

<sup>26</sup>  $N_t$  es el total de fondos cuando se obtiene el GT poblacional (que es el que menores sesgos de cálculo produce). No obstante,  $Nt$  también puede identificarse como el número de fondos de la categoría, cuando se obtiene el GT por categorías.

<sup>27</sup> Véase Ciriaco, Del Río y Santamaría (2003) para una discusión más detallada sobre estos aspectos.



CUADRO 8  
 Contraste de la hipótesis de *persistencia*  
 mediante el estadístico GTRP

	Trimestral	Semestral	Anual
Total	2,31*	3,03*	1,95#
Total ajustado	4,31*	5,58*	4,36*
Total Deciles	2,98*	4,47*	2,97*
1º Subperíodo	3,19*	2,09*	2,34#
2º Subperíodo	1,99#	1,69#	2,22#

La columna trimestral recoge los resultados del estadístico t-student para una muestra ( $H_0: \mu=0$ ) para el total de fondos, con referencia trimestral para rentabilidades y patrimonios. Las columnas semestral y anual recogen los valores del estadístico t-student para muestras trimestrales de patrimonios y datos semestrales y anuales de rentabilidades, respectivamente. Total ajustado recoge el valor del estadístico t-student con datos de rentabilidad ajustados por estilo y Total Deciles presenta los resultados del estadístico sobre 10 carteras correspondientes con los fondos de inversión asociados a los deciles de rentabilidad ajustada por estilo. El primer y segundo subperíodos se corresponden con una subdivisión muestral en Mayo de 1996 correspondiente a la cartera de deciles. Los signos \* y # indican su significatividad al 5% y 10%, respectivamente.

Hasta este punto, la relación *performance* pasada – movimiento de flujos presentes ha sido analizada bajo distintos criterios clasificatorios y referencias temporales de los inversores, pero a nivel de fondos individuales. Ello exige que los inversores sean capaces de discriminar perfectamente entre niveles de rentabilidad infinitamente próximos. Con objeto de relajar este supuesto, podría considerarse cierto grado de indiferencia cualitativa entre fondos con rentabilidades cuantitativamente distintas. Desafortunadamente, la estructura de esta indiferencia no es explícita, por lo que se propone realizar una agrupación de los fondos en carteras. En particular, se propone agrupar atendiendo a los deciles de rentabilidad que serán consideradas como macroalternativas o macrofondos. En este sentido, se entenderá que entradas monetarias en las carteras correspondientes a los deciles de mayor rentabilidad, independientemente del fondo particular al que lleguen las aportaciones, contribuyen a aumentar el GTRP, al igual que salidas monetarias de carteras correspondientes a los deciles de menor rentabilidad que pasan a carteras asociados con deciles superiores. De esta forma, el estadístico GTRP apreciará como cambio el producido entre carteras y, consecuentemente, entre niveles de rentabilidad sustancialmente distintos, no observando cambio cuando se realice entre fondos agrupados en

una misma cartera, ya que se entienden cualitativamente similares. Para su cálculo se han contemplado distintos horizontes temporales de rentabilidad (trimestral, semestral y anual) con datos de patrimonios trimestrales.

Por otro lado, el tratamiento fiscal, junto con las comisiones de reembolso, han podido crear serios desincentivos a la movilidad del dinero entre fondos de inversión. En cambio, para producir valores positivos del estadístico GTRP deberían producirse, sin restricciones, ventas de participaciones de fondos con baja rentabilidad pasada para comprar participaciones de fondos con alta rentabilidad pasada. Si esto no ocurre, o es testimonial, es posible que el peso de las nuevas entradas monetarias, aunque atiendan a criterios de persistencia, no sean suficientes para provocar valores del GTRP estadísticamente positivos. Dado que, a partir de mayo de 1996, se modifica el tratamiento fiscal de las plusvalías obtenidas en la enajenación de fondos de inversión, reduciendo parcialmente el incentivo a la permanencia en un fondo, podría resultar interesante realizar la subdivisión muestral atendiendo a esa fecha, o el final del período transitorio creado por el RDL7/96 que lo desarrolla, con objeto de analizar si este cambio ha tenido efectos significativos sobre la persistencia.

Las tres últimas filas del Cuadro 8 presentan los resultados del estadístico GTRP para el caso de las carteras de fondos, así como de la posible incidencia fiscal en ellos. De acuerdo con los datos, se observa un rechazo contundente de la hipótesis nula, lo cual es indicativo de que los movimientos realizados por los inversores obedecen a rentabilidades pasadas, mostrándose robusto el contraste para todos los intervalos temporales utilizados en la rentabilidad ajustada por estilo.

Por otro lado, la subdivisión de la muestra atendiendo a un criterio basado en la reforma fiscal del año 1996, no avala un cambio apreciable del período comprendido tras la reforma fiscal (2º subperíodo) frente al anterior (1º subperíodo), como quizás cabría esperar si tomamos en consideración que el primer período se encontraba caracterizado por una *cautividad fiscal*. Ello permite afirmar que esta circunstancia no ha tenido un efecto sensible sobre la interpretación del papel que tienen las rentabilidades pasadas en sus decisiones de inversión en fondos<sup>28</sup>.

<sup>28</sup>De hecho, el contraste de diferencia de medias entre el primero y segundo subperíodo no es significativo.

Una última cuestión que se ha puesto de relieve en esta literatura es la posible existencia de una relación asimétrica entre rentabilidades y entradas monetarias. Esta circunstancia puede contrastarse de una manera más completa a través de este análisis si previamente se introduce una modificación adicional en la metodología utilizada hasta el momento. La corrección que se propone sobre el estadístico  $GTRP_t$ , a efectos de este análisis, es la siguiente:

$$GTRPC_d = \sum_{t=1}^T (R_{d,t-1} - \bar{R}_{t-1}) \cdot (W_{d,t}^* - W_{d,t-1}^*); d = 1, \dots, 10 \quad [10]$$

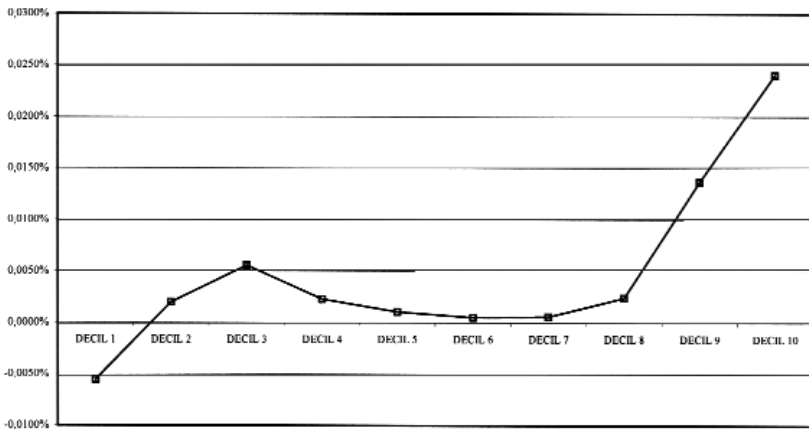
donde  $d$  indica el decil objeto de análisis,  $t$  hace referencia a cada uno de los períodos temporales en los que se subdivide el espacio muestral ( $t = 1, \dots, T$ ) y  $R_{d,t}$  es la rentabilidad de la cartera asociada al decil  $d$  en el período  $t$  y  $\bar{R}_t$  es la media de la rentabilidad de las carteras correspondientes a la muestra completa en el momento temporal  $t$ .  $W_{d,t}^*$  es el peso corregido de los fondos correspondientes al decil  $d$  en el momento  $t$ .

En presencia de asociación lineal entre *performance* pasada y flujos monetarios presentes, la relación entre el valor del estadístico GTRPC y la medida de rentabilidad para cada decil debería acomodarse a una V (función lineal creciente hacia los extremos). Si la relación es directa, aún cuando no sea estrictamente lineal, la función será creciente hacia los extremos y adoptará una forma de U más o menos abierta. Si la relación deja de ser directa para algún decil, se observarán tramos de ruptura de ese crecimiento, o incluso tramos de decrecimiento, hacia los extremos.

El Gráfico 1 contiene estos resultados para referencias anuales de rentabilidad. En dicho gráfico se representan, en abscisas, los deciles y, en ordenadas, las medias del estadístico GTRPCt asociadas a estos deciles. Como fácilmente puede observarse, los deciles superiores presentan la relación consistente con la hipótesis de una relación directa entre rentabilidades pasadas y flujos monetarios presentes, en el sentido de que existen entradas monetarias netas crecientes como consecuencia de la obtención de rentabilidades por encima de la media. En cambio, en los dos primeros deciles la relación obtenida es decreciente, lo que indica que estos fondos de inversión no experimentan, como sería razonable, salidas netas de dinero. Ello es indicativo de que la sensibilidad de las entradas monetarias a las rentabilidades pasadas es claramente inferior en el caso de las rentabilidades más modestas.

Este patrón asimétrico en la respuesta de entradas monetarias ha sido puesto de manifiesto en la literatura por diversos autores (véase Ippolito, 1992; Chevalier y Ellison, 1997 o Sirri y Tufano, 1998) refiriéndose a ella como “relación convexa” entre rentabilidades pasadas y entradas monetarias presentes.

GRÁFICO 1  
Estadístico GTRPC. Rentabilidades anuales ajustadas por estilo y patrimonios trimestrales



Coincidente con la literatura internacional, los resultados obtenidos parecen indicarnos que un atributo significativo en las decisiones de inversión-desinversión en los fondos de inversión es la rentabilidad pasada, pero existe una relación asimétrica entre rentabilidades y entradas monetarias, relacionado con lo que Gruber (1996) calificó de *puzzle*, en el sentido de que los inversores parecen confiar en las buenas rentabilidades pasadas para realizar inversiones en los fondos y, en cambio, no confían igualmente en las malas rentabilidades pasadas para materializar desinversiones.

Las razones de este relación empírica no parecen fáciles de anticipar. No obstante, Lynch y Musto (2003) proponen una hipótesis basada en el comportamiento estratégico de los gestores que se procederá a contrastar posteriormente.

Previamente a dicho contraste, y con objeto de profundizar en la relación entre entradas monetarias y rentabilidad pasada (y su relación asimétrica) a nivel de categoría de inversión y observar si las conclusiones se mantienen cuando se introducen variables adicionales, se uti-

lizará una regresión en la línea del trabajo de Sirri y Tufano (1998). Estos autores, en una primera parte de su trabajo<sup>29</sup>, analizan las entradas netas en los fondos de inversión con el empleo de variables como la rentabilidad pasada, el riesgo y comisiones, utilizando como variables de control el crecimiento de la categoría del fondo y el tamaño del fondo. En nuestro caso carecemos de las comisiones<sup>30</sup>, pero disponemos de algunas otras variables que también pueden resultar muy interesantes. El modelo puede quedar expresado como:

$$ENR_{i,t}^k = f(PMG_{i,t}^k, LP_{i,t}^k, R_{i,t}^k, (R_{i,t}^k)^2, CT_{i,t}^k, V_{i,t}^k, DM_{i,t}^k, DP_{i,t}^k) \quad [11]$$

Siendo  $ENR_{i,t}^k = (P_{i,t}^k - P_{i,t-1}^k(1 + R_{i,t}^k))/P_{i,t}^k$  las entradas netas relativas al fondo  $i$  perteneciente a la categoría de inversión  $k$  durante el año  $t$ ;  $PMG_{i,t}^k$  es el poder de mercado de la gestora responsable del fondo  $i$  perteneciente a la categoría de inversión  $k$ , referido al año  $t$ . Esta variable se aproxima por el porcentaje que representa el patrimonio de dicha gestora en la categoría  $k$  sobre la totalidad del patrimonio de las gestoras en la categoría  $k$  en el año  $t$ ;  $LP_{i,t}^k$  es el logaritmo del patrimonio del fondo  $i$ , perteneciente a la categoría  $k$ , en el año  $t$ ;  $R_{i,t}^k$  y  $(R_{i,t}^k)^2$  son la rentabilidad del fondo  $i$ , de la categoría  $k$ , en el año  $t$  y su cuadrado, con objeto de recoger efectos no lineales de la relación con la variable dependiente;  $CT_{i,t}^k = (EC_{i,t}^k/EC_{i,t}^k)$  es la cuota de entradas netas que recoge el fondo  $i$  respecto del total de entradas netas a la categoría de inversión  $k$  a la que pertenece el fondo, correspondiente al año  $t$ ;  $V_{i,t}^k$  es el riesgo del fondo  $i$ , de la categoría  $k$ , medido a través de la desviación típica anualizada de las rentabilidades mensuales del año  $t$ ;  $DM_{i,t}^k$  ( $DP_{i,t}^k$ ) son variables ficticias que son iguales a la unidad si el fondo  $i$  pertenece al cuartil de mejor (peor) rentabilidad de su categoría de pertenencia  $k$  en el año  $t$  y 0 en otro caso.

En el análisis de fondos de renta variable que realizan Sirri y Tufano (1998), plantean regresiones separadas por niveles de rentabilidad para permitir cambios en la constante. En nuestro caso, dado que disponemos claramente de un número menor de observaciones en cada categoría, el análisis va a ser realizado de manera agrupada por

<sup>29</sup>La segunda parte se destina al estudio de la relación entre entradas netas y costes de búsqueda.

<sup>30</sup>En un trabajo previo de Torre y García (2001) con datos de 76 fondos de inversión de renta variable se muestra que la variable comisiones resulta ser muy importante para la explicación de las entradas netas relativas en un fondo de inversión. Por otro lado, en nuestras pruebas iniciales se comprobó que variables como la especialización, el número de fondos de la gestora, el tamaño de la gestora no resultaban significativas, por lo que no se incluyeron en el análisis final.

categoría pero introduciendo una variable ficticia para permitir esta circunstancia<sup>31</sup>. Más concretamente, se hace uso del sistema de ecuaciones aparentemente no relacionadas (SURE) en el que cada ecuación se corresponde con una categoría de inversión. En consecuencia, no será necesaria la introducción de la variable de control de las entradas monetarias totales en la categoría puesto que sería una constante en cada regresión. De este modo, el modelo queda expresado como:

$$ENR_{i,t+1}^k = \alpha_0^k + \alpha_1^k LP_{i,t}^k + \alpha_2^k PMG_{i,t}^k + \alpha_3^k R_{i,t}^k + \alpha_4^k (R_{i,t}^k)^2 + \alpha_5^k CT_{i,t}^k + \alpha_6^k V_{i,t}^k + \alpha_7^k DP_{i,t}^k R_{i,t}^k + \alpha_8^k DM_{i,t}^k R_{i,t}^k + \varepsilon_{i,t+1}^k$$

$$k = 1, \dots, 5; \quad t = 1, \dots, T \quad [12]$$

CUADRO 9  
Resultados de la estimación del sistema SURE.

	FIAMM	RF	RFM	RVM	RV
$\alpha_0$	-0,00	0,22#	-1,00*	0,21	1,45*
$\alpha_1$	-0,04*	-0,06*	0,05#	-0,02*	-0,17*
$\alpha_2$	0,39#	0,37#	1,36*	-0,17	0,71
$\alpha_3$	10,65*	9,26*	11,16*	5,83*	5,23*
$\alpha_4$	-39,38#	-40,13*	-36,23*	-5,99	-5,35
$\alpha_5$	2,24*	5,32*	0,11	4,21*	1,77
$\alpha_6$	-0,09	0,07*	0,07*	-0,01	-0,01
$\alpha_7$	-6,59*	-7,65*	-11,78*	-4,95#	-4,19#
$\alpha_8$	-0,11	-1,17#	-0,45	-0,83	-0,33

Variables explicativas del crecimiento neto relativo  $ENR_{i,t+1}^k$  de los fondos de inversión para las distintas categorías legal-administrativas

$ENR_{i,t+1}^k = \alpha_0^k + \alpha_1^k LP_{i,t}^k + \alpha_2^k PMG_{i,t}^k + \alpha_3^k R_{i,t}^k + \alpha_4^k (R_{i,t}^k)^2 + \alpha_5^k CT_{i,t}^k + \alpha_6^k V_{i,t}^k + \alpha_7^k DP_{i,t}^k R_{i,t}^k + \alpha_8^k DM_{i,t}^k R_{i,t}^k + \varepsilon_{i,t+1}^k$ ;  $k=1,\dots,5$ ;  $t=1,\dots,T$

$LP_{i,t}^k$  = logaritmo del patrimonio del fondo i, correspondiente a la categoría k, referido al período t. ( $k=1,2,3,4$  y  $5$  para FIAMM, RF, RFM, RVM y RV, respectivamente).  $PMG_{i,t}^k$  = poder de mercado de la gestora del fondo i correspondiente a la categoría de inversión k, para el período t.  $R_{i,t}^k$  = rentabilidad pasada del fondo i, de la categoría k, durante el período t.  $V_{i,t}^k$  = riesgo del fondo i, de la categoría k, para el período t.  $CT_{i,t}^k$  = porcentaje de entradas netas que ha conseguido el fondo i respecto a su categoría k, referido al momento t.  $DP_{i,t}^k$  = variable ficticia identificativa de pertenencia del fondo i al cuartil de menor rentabilidad de la categoría k en el período t.  $DM_{i,t}^k$  = variable ficticia identificativa de pertenencia del fondo i al cuartil de mayor rentabilidad de la categoría k en el período t. Los signos \* y # indican su significatividad al 5% y 10%, respectivamente.

<sup>31</sup>Esta misma estrategia la llevan a cabo, con otros propósitos, Lynch y Musto (2003).

De acuerdo con los datos presentados en el Cuadro 9, los resultados principales han permanecido inalterados, ya que la rentabilidad pasada es una variable relacionada positiva y significativamente con el crecimiento neto relativo de un fondo. También se ha observado que la variable ficticia identificativa de bajas rentabilidades (cuartil de menor rentabilidad de la categoría) resulta negativa y significativa, indicando que fondos con bajas rentabilidades pasadas exhiben un comportamiento diferencial en la relación entre rentabilidades pasadas y entradas monetarias en un fondo de inversión y sirviendo de clara prueba de la existencia de dicha relación asimétrica (*convex relation*) en todas las categorías de fondos (y no únicamente a nivel global y agregado en deciles como se había mostrado en el análisis previo con el estadístico GTRP).

Por otro lado, y como podía anticiparse, la variable de control del tamaño del fondo resulta negativo y significativo en prácticamente todas las categorías<sup>32</sup>, reflejando que el crecimiento relativo es más dificultoso en fondos de mayor patrimonio. El análisis también nos ha permitido descubrir que el poder de mercado de una gestora afecta de manera positiva y significativa en las categorías FIAMM, RF y RFM<sup>33</sup> y que la cuota de entradas de un fondo tiene capacidad explicativa positiva en FIAMM, RF y RVM. Coincidiendo con los resultados de Torre y García (2001), parece observarse que los inversores muestran poca preocupación por el riesgo<sup>34</sup>. Por último, señalar que en FIAMM, RF y RFM también se aprecian relaciones no lineales entre la rentabilidad y las entradas netas relativas, dejando constancia de que las entradas relativas netas de un fondo presentan una relación menos que proporcional con el nivel de rentabilidad pasada del mismo.

Constatado el mantenimiento de la relación positiva entre entradas monetarias relativas presentes y rentabilidad pasada, así como la asimetría de dicha relación, resta por tratar de ofrecer una explicación a la misma. Como se ha señalado anteriormente, Lynch y Musto (2003) plantean un modelo en el que rentabilidades de un fondo suficientemente malas generan reemplazamiento del equipo de gestión y/o cam-

<sup>32</sup>Con la única excepción de los fondos de la categoría RFM.

<sup>33</sup>En el caso de los fondos de RF el nivel de significación es del 13 %.

<sup>34</sup>Lógicamente, también cabe plantearse que la medición del riesgo efectuada sea poco apropiada y ello provoque la ausencia de significación en el sistema de ecuaciones.

bio en la estrategia de inversión<sup>35</sup>. Este modelo es capaz de explicar esta relación asimétrica entre entradas monetarias y resultados de los fondos atendiendo a la interpretación que realizan los inversores de las malas rentabilidades pasadas de un fondo. El argumento es que si las rentabilidades han sido buenas se mantendrá presumiblemente la estrategia y el equipo de gestión y, consecuentemente, las rentabilidades pasadas pueden transmitir información sobre la capacidad de gestión del equipo. En cambio, si las rentabilidades han sido malas se producirá un cambio bien en la estrategia o, de manera más radical, en el equipo de gestores. En consecuencia, la rentabilidad pasada no resultará informativa del comportamiento futuro del fondo, exhibiendo una débil relación entre las entradas monetarias y su mal comportamiento anterior. Estos autores proponen un modelo que predice que los cambios de estrategia sólo se producen tras los malos resultados y que los fondos con peores resultados que cambian su estrategia tienen entradas monetarias que son menos sensibles a los resultados pasados. Con objeto de contrastar esta hipótesis, estos autores plantean un conjunto de regresiones de la forma:

$$Y_{i,t+1} = \beta_0 + \beta_1 proxy_{i,t} + \beta_2 (perf_{i,t})^+ + \beta_3 (perf_{i,t})^+ proxy_{i,t} + \beta_4 (perf_{i,t})^- + \beta_5 (perf_{i,t})^- proxy_{i,t} + \varepsilon_{i,t+1} \quad [13]$$

donde  $(perf_{i,t})^+ = \max(0, perf_{i,t})$  y  $(perf_{i,t})^- = \min(0, perf_{i,t})$ . La variable  $Y$  puede ser DFL (entradas netas en un fondo) o  $perf$  (medida del resultado del fondo). Dado que el estudio lo realizan con fondos de renta variable, como medida de la variable  $perf$  utilizan el  $\alpha$  del modelo de 4 factores de Carhart, así como una corrección por estilo mediante la deducción de la media de la categoría. En nuestro caso, dado que para el período muestral analizado no existen subcategorías dentro de la categoría objeto de estudio (RV), se asimilarán ambas medidas. Por último,  $proxy$  es la variable que identifica el cambio de equipo y/o de estrategia. Lynch y Musto (2003) presentan tres variables: QMCH (cambio de manager según la base CRSP), LDEL (cambio de pesos del fondo entre los períodos  $t - 1$  y  $t + 1$  referidos al modelo de 4 factores de Carhart, 1997) y QLCH (variable ficticia que es 1 si el fondo tiene en ese período un valor de LDEL que está en el cuartil superior y 0 en

<sup>35</sup> Como reconocen los autores, esta condición es necesaria pero no suficiente para explicar el patrón de respuesta asimétrica entre entradas monetarias y resultados pasados de los fondos. De hecho, otras razones, como problemas de agencia dentro de la familia de fondos, pueden imponer estos cambios.



otro caso). En nuestro caso, no disponemos de información del cambio de manager, por lo que únicamente se utilizarán las variables LDEL y QLCH.

Para obtener LDEL es necesario obtener previamente, para cada año y fondo de inversión, el coeficiente  $\alpha$  y las estimaciones de sus pesos  $\beta_{RM}$ ,  $\beta_{SMB}$ ,  $\beta_{HML}$ , y  $\beta_{WML}$ .

Posteriormente  $LDEL_{i,t} = (1/4) \sum_{j=1}^4 |\beta_{j,i,t+1} - \beta_{j,i,t-1}|$  siendo  $j = 1, \dots, 4$  correspondientes con los factores RM, SMB, HML y WML.

De acuerdo con el modelo de Lynch y Musto, el cambio de estrategia o de equipo produce una menor sensibilidad de las entradas monetarias en los fondos que se han comportado mal. Esto es, si la variable  $Y$  es DFL (entradas netas en un fondo de inversión), el coeficiente de la variable  $\{(perf_{i,t})^- \cdot proxy_{i,t}\}$  presentará un signo negativo. Las predicciones con respecto a la relación entre  $perf$  presente y pasada son análogas, por lo que el coeficiente asociado a dicha variable también debe ser negativo. Estos autores obtienen resultados acordes con sus predicciones cuando la variable dependiente son las entradas netas de un fondo. En cambio, cuando es la variable de performance, sólo confirman la predicción si la variable de cambio de estrategia es la variable de cambio de manager (QMCH).

Los resultados obtenidos en el presente trabajo se recogen en el Cuadro 10. Como puede apreciarse, cuando se emplea la variable LDEL como  $proxy$  del cambio de equipo de gestión y/o de estrategia nuestros resultados difieren de los obtenidos por Lynch y Musto, ya que, aunque aparece con el signo negativo previsto, éste no es significativo. Tampoco resulta significativa esta variable en la explicación de la variable de resultado futuro, exhibiendo, en este caso, un signo positivo<sup>36</sup>. En cambio, si la  $proxy$  es algo más exigente al centrarse en los cambios más destacados (QLCH), nuestros resultados coinciden sustancialmente con los de estos autores, en el sentido de que existe una relación negativa y significativa en la explicación de las entradas netas en un fondo y existe una relación negativa, aunque en nuestro caso no significativa, en la explicación de los resultados futuros.

<sup>36</sup>Resultado que también se observa en los análisis de Lynch y Musto, aunque no hacen mención explícita a ello.

CUADRO 10  
Resultados del contraste del modelo de Lynch y Musto

	(1) $Y=DFL$ $Proxy=LDEL$	(2) $Y=DFL$ $Proxy=QLCH$	(3) $Y=perf$ $Proxy=LDEL$	(4) $Y=perf$ $Proxy=QLCH$
$\beta_0$	177*	135*	-0,002*	-0.000#
$\beta_1$	-366*	-114*	0,011	-0,005
$\beta_2$	-1696	-2840	0,205#	0,178
$\beta_3$	1211	-266	-2,127	5,267#
$\beta_4$	5896*	7894*	-0,009	-0,062
$\beta_5$	-10540	-7037*	1,837	-0,392

La variable dependiente  $Y$  adopta dos expresiones:  $DFL$  y  $perf$ . La variable  $proxy$  presenta dos especificaciones alternativas:  $LDEL$  y  $QLCH$ . Las columnas (1) a (4) recogen las distintas combinaciones de ambas variables.  $DFL$  son las entradas netas a un fondo de inversión.  $LDEL$  es el cambio medio, en valor absoluto, de los pesos que presenta cada fondo con respecto a los factores del modelo de Carhart entre los períodos  $t-1$  y  $t+1$ .  $QLCH$  es una variable ficticia que es 1 en el cuartil más elevado de  $LDEL$  y 0 en el resto. La variable  $perf$  se corresponde con el  $a$  del modelo de Carhart. La especificación genérica del modelo de Lynch y Musto (2003) es la siguiente:

$$Y_{i,t+1} = \beta_0 + \beta_1 proxy_{i,t} + \beta_2 (perf_{i,t})^+ + \beta_3 (perf_{i,t})^+ proxy_{i,t} + \beta_4 (perf_{i,t})^- + \beta_5 (perf_{i,t})^- proxy_{i,t} + \epsilon_{i,t+1}$$

En los modelos [1] y [2] los coeficientes están divididos por 100. Los signos \* y # indican su significatividad al 5% y 10%, respectivamente.

Estos resultados, aunque limitado su alcance al espacio temporal considerado y a los fondos de RV españoles que han servido de prueba, permite dar cierto soporte empírico a los argumentos de Lynch y Musto de que es el entorno estratégico de los gestores, y las interpretaciones que del mismo realizan los inversores, lo que permite explicar la relación asimétrica entre entradas monetarias y resultados pasados de los fondos. Esta conclusión, aunque interesante, debe ser matizada en la medida en que nuestros resultados no han sido totalmente coincidentes con las predicciones, en especial en el apartado de medidas del resultado, así como que su validación probablemente exige un espacio temporal más amplio y que no se restrinja exclusivamente a un período de crecimiento del mercado de fondos de inversión.

## 6. Conclusiones y consideraciones finales

El presente artículo ha analizado la persistencia de los fondos de inversión en España con el empleo de una base de datos que constituye

el universo de fondos de inversión durante el período analizado y que no presenta de sesgos de supervivencia. Éste, además, se encuentra centrado en una fase completa de crecimiento de dicho mercado en nuestro país (1992-1999), aspecto que, como se ha señalado, le dota de características propias aunque, paralelamente, limita la generalización de sus conclusiones.

De acuerdo con el planteamiento realizado, la primera cuestión analizada ha sido la persistencia de resultados en los fondos de inversión. El resultado de los contrastes no paramétricos (CPR y  $\chi^2$ ) ha sido indicativo de un alto grado de persistencia en todas las categorías de inversión, tanto con datos trimestrales, semestrales o anuales. El nivel de persistencia se debilita conforme nos desplazamos hacia categorías con un mayor componente potencial de activos de renta variable. Además, los estadísticos de contraste disminuyen si se utiliza un referente temporal largo (períodos bienales).

La persistencia detectada, si bien es significativa en la mayoría de los subperíodos (tanto para fondos ganadores como perdedores), se muestra claramente superior en los fondos perdedores, especialmente en el caso de persistencia entre períodos consecutivos. Este elemento es importante, aunque sería más interesante su observación con resultados que incluyesen las comisiones para aislar su efecto, ya que los valores liquidativos en España tienen ya deducido su importe.

Por otro lado, los resultados de los estadísticos propuestos sobre las matrices de probabilidad de transición permiten apreciar la elevada probabilidad de mantenerse en los quintiles extremos (especialmente en el de fondos perdedores) entre períodos consecutivos, para todas las frecuencias temporales estudiadas. Estos valores, si bien son bastante estables frente a la consideración de referencias temporales distintas (semestrales o anuales) no son muy similares por categorías de inversión, puesto que resultan más abultados en el caso de FIAMM y RF y disminuyen con el aumento de proporción de renta variable en la cartera. Es importante observar como la probabilidad de transición a quintiles distantes es mucho mayor entre fondos de las categorías de RV o RVM, aumentando la variabilidad de los resultados. Enfatizar, por último, la potencialidad de la línea de contrastes tipo  $\chi^2$  basados en las matrices de probabilidad de transición para el análisis de la persistencia en los resultados y que ha permitido poner de relieve aspectos que quedaban ocultos con el empleo de otros contrastes específicos tradicionales.

En referencia al contexto multiperíodo, se han presentado resultados que informan de que la persistencia excede claramente de los períodos más inmediatos. En particular, se observan niveles de persistencia significativos en períodos de hasta 5 años (en todas las categorías) y 6 años en FIAMM, y RF, período máximo que podemos analizar con los datos anuales disponibles. Estos niveles de persistencia son apreciablemente diferentes en las distintas categorías de inversión, puesto que, al igual que en el caso anterior, disminuyen al aumentar la proporción de renta variable que puede tener la cartera. En este marco multiperíodo, no existe diferencia sensible entre la persistencia de fondos ganadores y perdedores cuando se utilizan datos anuales. En cambio, con datos semestrales existe una mayor persistencia de los fondos perdedores, en especial en las categorías con mayor proporción de renta variable, a partir del séptimo u octavo semestre.

Comprobada la existencia de una relación entre las rentabilidades de los fondos entre períodos de tiempo consecutivos, así como en el ámbito multiperíodo, la segunda cuestión objeto de análisis en el presente artículo ha sido tratar de observar si ésta se encuentra relacionada con el efecto *momentum*, en línea del trabajo de Carhart (1997). Los resultados obtenidos nos permite afirmar que la persistencia detectada no se encuentra explicada de modo significativo por dicho efecto, lo que, unido a los resultados de los contrastes no paramétricos sobre los alfas en el medio/largo plazo, permite mantener inalterada la hipótesis de que la persistencia observada en los fondos españoles pueda estar relacionada con diferencias en las habilidades de gestión entre fondos ganadores y perdedores. En particular, los gestores de los fondos ganadores parecen ser capaces de cubrir, aunque sin excesos, los costes de gestión involucrados en sus estrategias y las comisiones practicadas. En cambio, los fondos perdedores producen rentabilidades ajustadas por riesgo claramente “insuficientes” para compensar dichos costes. Es posible que, como se ha puesto de manifiesto en diferentes trabajos, la rotación y las comisiones se encuentren relacionadas con la *performance*. Ello podría matizar sustancialmente la conclusión en la medida en que el resultado presentado puede obedecer exclusivamente al comportamiento de las comisiones o a una explicación conjunta de ambas posibilidades. Desafortunadamente, no disponemos de la información necesaria para poder contrastar estas relaciones, pero es indudable que existe una interesante línea de investigación consistente en el análisis de estas cuestiones con datos más completos y actualizados.

Por otro lado, la tercera de las cuestiones analizadas en el presente artículo aborda la relación entre rentabilidades pasadas y entradas monetarias presentes en los fondos de inversión. En el análisis con el estadístico GTRP, con rentabilidades ordinarias o con rentabilidades ajustadas, se obtienen resultados favorables para todo el colectivo de fondos y en todas las frecuencias temporales utilizadas. Además, si los fondos se agregan en carteras relacionadas con deciles de rentabilidad, con objeto de posibilitar una medida más cualitativa de la misma, se obtienen resultados todavía más consistentes sobre esta relación para frecuencias trimestrales, semestrales y anuales. Éstos no cambian cuando se subdivide el período total en los períodos antes – después del cambio fiscal.

Por otro lado, se ha observado que, acorde con la literatura, esta relación entre rentabilidades pasadas y entradas monetarias es asimétrica en la región de los fondos con peores rentabilidades.

Los resultados de la regresión a nivel de categorías ha permitido robustecer estas conclusiones por cuanto la rentabilidad, conjuntamente con el poder de mercado de la gestora y la cuota de entradas del fondo, permiten explicar de manera positiva y significativa sus entradas netas relativas. También se ha puesto nuevamente de manifiesto la relación asimétrica en la zona de menores rentabilidades.

Esta última cuestión ha supuesto un auténtico puzzle en la literatura, aunque Lynch y Musto (2003) han propuesto una posible explicación basada en el entorno estratégico de los gestores. Según dicho modelo, los malos resultados de un fondo pueden motivar un cambio de estrategia y/o cambio del equipo de gestión que induce a los inversores o asesores a otorgarle menor credibilidad a las rentabilidades pasadas puesto que transmiten menos información útil que cuando son positivas. La evidencia obtenida en el presente trabajo, aunque limitada por la información disponible, parecen sostener razonablemente esta hipótesis en nuestro mercado.

## Referencias

- Agarwal, V. y N. Naik (2000): "Multi-period performance persistence analysis of Hedge funds", *Journal of Financial and Quantitative Análisis* 35, pp. 327-342.
- Álvarez J. (1995): "Análisis de los fondos de RF en España", *Investigaciones Económicas* 19, pp. 475-488.
- Ayuso J., R. Blanco y A. Sanchis (1998): "Una clasificación por riesgo de los fondos de inversión españoles", DT 9812. Banco de España.
- Basarrate B. y G. Rubio (1999): "Nonsimultaneous prices and the evaluation of managed portfolios in Spain", *Applied Financial Economics* 9, pp. 273-281.
- Brown S. y W. Goetzmann (1995): "Performance persistence", *Journal of Finance* 50, pp. 679-698.
- Brown S. y W. Goetzmann (1997): "Mutual fund styles", *Journal of Financial Economics* 43, pp. 373-399.
- Carhart M. (1992): "Persistence in mutual fund performance re-examined", Working Paper, Graduate School of Business, University of Chicago.
- Carhart M. (1997): "On persistence in mutual fund performance", *Journal of Finance* 52, pp. 57-82.
- Carpenter, J.N. y W. Lynch (1999): "Survivorship bias and attrition effects in measures of performance persistence", *Journal of Financial Economics* 54, pp. 337-374.
- Chevalier J.A. y G.D. Ellison (1997): "Risk taking by mutual funds as a response to incentives", *Journal of Political Economy* 105, pp. 1167-1200.
- Christensen, R. (1990): "Log-linear models", Springer-Verlag, New York.
- Ciriaco A., C. Del Río y R. Santamaría (2002): "El inversor ante la elección de fondos de inversión. Algunos datos para la reflexión", *Papeles de Economía Española* 94, pp. 122-133.
- Ciriaco A., C. Del Río y R. Santamaría (2003): "¿Tienen los inversores habilidades de selección? Resultados con fondos de inversión españoles", *Revista de Economía Aplicada* 32, pp. 51-75.
- Del Guercio D. y P. A. Tkac (2002): "The determinants of the flow of funds of managed portfolios: Mutual funds versus pension funds", *Journal of Financial and Quantitative Análisis* 37, pp. 523-557.
- Detzel F.L. y R.A. Weigand (1998): "Explaining persistence in mutual fund performance", *Financial Services Review* 7, pp. 45-55.
- Dutta A.S. (2002): "Persistence in mutual fund returns revisited: An examination of growth mutual funds from 1988-1996", European Financial Management Association. Annual Meeting. London. 2002.
- Elton E.J., M. Gruber, S. Das y C. Blake (1996): "The persistence of risk-adjusted mutual fund performance", *Journal of Business* 69, pp. 133-157.
- Elton E.J., 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, pp. 1-21.

- Fama E.F. y K. French (1993): "Common risk factors in the returns on bonds and stocks", *Journal of Financial Economics* 33, pp. 3-53.
- Fant L.F. (1999): "Investment behavior of mutual fund shareholders: The evidence from aggregate fund flows", *Journal of Financial Markets* 2, pp. 391-402.
- Ferrando M. y C. Lassala (1998): "Evaluación de la gestión de los FIAMM y de los FIM de RF en España en el período 1993-1995", *Revista Española de Financiación y Contabilidad* 94, pp. 197-231.
- Ferruz L. y J. Sarto (2004): "An analysis of Spanish investment fund performance: Some considerations concerning Sharpe's ratio", *Omega* 32, pp. 273-284.
- Freixas X, J. Marín, M.A. Martínez y G. Rubio (1997), *La evaluación de los fondos de inversión en España*. Ed. Biblioteca Civitas de Economía y Empresa.
- Gil-Bazo J. y M.A. Martínez (2004): "The black box of mutual fund fees", *Revista de Economía Financiera* 4, pp. 54-82.
- Goetzmann W. y R. Ibbotson (1994): "Do winners repeat? Patterns in mutual fund performance", *Journal of Portfolio Management* 20, pp. 9-18.
- Grinblatt M. and S. Titman (1993): "Performance measurement without benchmarks: An examination of mutual fund returns", *Journal of Business* 66, pp. 47-68.
- Gruber M.J. (1996): "Another puzzle: The growth in actively managed mutual funds", *Journal of Finance* 51, pp. 783-810.
- Hendricks D, J: Patel y R. Zeckhauser (1993): "Hot hands in mutual funds: Short-run persistence of performance, 1974-88", *Journal of Finance* 48, pp. 93-130.
- Ippolito R.A. (1992): "Consumer reaction to measures of poor quality: Evidence from the mutual fund industry", *Journal of Law and Economics* 35, pp. 45-70.
- Jegadeesh, N. y S. Titman (1993): "Returns to buying winners and selling losers: Implications for stock market efficiency", *Journal of Finance* 48, pp. 65-91.
- Lakonishok, J., A. Shleifer y R. Vishny (1992): "The structure and performance of the money management industry", *Brookings Papers: Microeconomics* 1992, pp. 339-391.
- Lynch A.W. y D.K. Musto (2003): "How investors interpret past fund returns", *Journal of Finance* 58, pp. 2033-2058.
- Marín J.M. y G. Rubio (2001), *Economía Financiera*. Ed. Antoni Bosch.
- Martínez M.A. (2001): "El puzzle de los fondos de inversión: un enfoque de demanda", *Moneda y Crédito* 213, pp. 129-154.
- Martínez M.A. (2003): "Legal constraints, transaction costs and the evaluation of mutual funds", *European Journal of Finance* 9, pp. 199-218.
- Matallín J.C. y M.A. Fernández (1999 a): "Análisis de la clasificación de los fondos de inversión mobiliaria", *Actualidad Financiera* Junio, pp. 15-28.

- Matallín J.C. y M.A. Fernández (1999 b): “Análisis de la performance a través del estilo del fondo de inversión”, *Revista Española de Financiación y Contabilidad* 28, pp. 413-442.
- Matallín J.C. y M.A. Fernández (2000): “Style analysis and performance evaluation of Spanish mutual funds”, *Journal of Asset Management* 1, pp. 151-171.
- Menendez S. y S. Álvarez (2000): “La rentabilidad y la persistencia de los resultados de los fondos de inversión españoles de RV”, *Revista Española de Financiación y Contabilidad* 103, pp. 15-36.
- Moreno D. (2003): “Essays on portfolio management and performance measures”, Tesis Doctoral. Universidad de Alcalá.
- Muga L. y R. Santamaría (2004): “Momentum. Características y estabilidad temporal. Resultados para la bolsa española”, Documentos de Trabajo 63/04. Departamento de Gestión de Empresas. Universidad Pública de Navarra.
- Patel, J., R. Zeckhauser y D. Hendriks (1994): “Investment flows and performance: evidence from mutual funds, cross-border investments, and new issues”, In *Japan, Europe, and International Financial Markets: Analytical and Empirical Perspectives* (R. Sato, R. Levich y R. Ramachandran, eds) Cambridge University Press, pp. 51-72.
- RDL7/96: “Sobre medidas urgentes de carácter fiscal y de fomento y liberalización de la actividad económica”, .
- Rubio G. (1993): “Performance measurement of managed portfolios: A survey”, *Investigaciones Económicas* 17, pp. 3-41.
- Rubio G. (1995): “Further evidence on performance evaluation: Portfolios holdings, recommendations and turnover cost”, *Review of Quantitative Finance and Accounting* 5, pp. 127-153.
- Sirri E. R. y P. Tufano (1993): “Competition and change in the mutual fund industry”, in S. L. Hayes III (ed), *Financial services: Perspectives and Challenges*, Harvard Business School Press, Boston, MA.
- Sirri E.R. y P. Tufano (1998): “Costly search and mutual flows”, *Journal of Finance* 53, pp. 1589-1622.
- Torre B. y M. García (2001): “Investment companies as alternative institutions to traditional banks: An empirical analysis of Spanish reaction to the mutual funds market”, WP. SSRN series. Abril.
- 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”, University of Colorado. Working Paper.
- Zheng L. (1999): “Is money smart: A study of mutual fund investors’ fund selection ability”, *Journal of Finance* 3, pp. 901-933.



**Abstract**

*This paper examines performance persistence in Spanish Mutual Funds for the period 1992 to 1999. The results indicate the presence of a significant positive relationship between fund returns over different time periods. Moreover, since no link is found between persistence and momentum, it could be attributed to managerial skill differentials or differences in fees between mutual funds. Finally, significant positive correlation is observed between past returns and variations in net new investment. This is a convex relationship, a response that might be explained by the strategic environment of investment advisors.*

*Keywords: Mutual funds, persistence, momentum.*

*Recepción del original, marzo de 2004  
Versión final, febrero de 2005*