

**PERSISTENCIA DE RESULTADOS EN LOS FONDOS DE
INVERSIÓN ESPAÑOLES**

**Alfredo Ciriaco Fernández
Rafael Santamaría Aquilué**

**FUNDACIÓN DE LAS CAJAS DE AHORROS
DOCUMENTO DE TRABAJO
Nº 194/2004**

De conformidad con la base quinta de la convocatoria del Programa de Estímulo a la Investigación, este trabajo ha sido sometido a evaluación externa anónima de especialistas cualificados a fin de contrastar su nivel técnico.

ISBN: 84-89116-07-5

La serie **DOCUMENTOS DE TRABAJO** incluye avances y resultados de investigaciones dentro de los programas de la Fundación de las Cajas de Ahorros.

Las opiniones son responsabilidad de los autores.

***PERSISTENCIA DE RESULTADOS EN LOS FONDOS
DE INVERSIÓN ESPAÑOLES(1)***

Alfredo Ciriaco Fernández
Rafael Santamaría Aquilué
Departamento de Gestión de Empresas
Universidad Pública de Navarra

(1) Deseamos agradecer la ayuda financiera al Ministerio de Ciencia y Tecnología (SEC2003-07808-C03-01).

0.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 *performance* o el estilo (Véanse, entre otros, Rubio,1993 y 1995, Álvarez, 1995, Freixas, Marín, Martínez y Rubio, 1997, Ferrando y Lassala, 1998, Basarrate y Rubio, 1999, Matallín y Fernández, 1999 a y b y 2000, Menéndez y Álvarez, 2000, Moreno, 2003 y Ferruz y Sarto, 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, y Ciriaco, Del Rio y Santamaría, 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 se concreta en verificar si los resultados son o no persistentes, en el sentido de que mantienen una relación entre periodos 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 y de la forma funcional de dicha relación. Como afirman Detzel y Weigand (1998), los fondos de inversión dedican significativamente 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 pasadas¹.

La teoría del mercado eficiente tiene serias implicaciones para la gestión de los fondos de inversión. Una de ellas centra su atención sobre si es posible que los gestores los gestores de fondos de inversión muestren habilidades en su gestión que les permitan batir a alternativas de gestión pasiva. 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 serían capaces, de forma sistemática, de obtener un exceso de rentabilidad ajustada por riesgo que les permitiera compensar los costes asociados con su gestión activa.

Otra de las implicaciones es la derivada del examen de la asociación de la medida de resultados entre períodos consecutivos, que es una de las cuestiones que van a ser objeto del presente artículo. Si el mercado es eficiente, los resultados serán independientes y, por tanto,

¹ Similar a la frase usualmente utilizada de que rentabilidades pasadas no son garantía de rentabilidades futuras.

las rentabilidades pasadas no proporcionarían ninguna señal sobre los resultados futuros². Sin embargo, si la superior *performance* obtenida por un fondo es el resultado de un mejor tratamiento, análisis y estudio de la información obtenida, que le lleva a una eficiencia informativa materializada en una correcta selección de títulos y/o sincronización con el mercado, entonces podría pensarse 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.

Varios autores han mostrado la clara existencia de relación positiva y significativa entre medidas de resultado de los fondos de inversión en periodos 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 por que todos los gestores emplean una estrategia común no capturada por las distintas categorías o grupos de inversión homogéneos, como sucede en las categorías legales-administrativas. 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 sus causas a la tenencia accidental de títulos ganadores/perdedores y, por tanto, la persistencia en los resultados desaparecería después de controlar por el efecto “momentum”. Anteriormente, Carhart (1992), había analizado la persistencia de los resultados a largo plazo, atribuyéndolos a la persistencia en los gastos y comisiones. Por tanto, los resultados obtenidos por este autor muestran existencia de persistencia pero no imputable a una gestión superior inducida por posibles diferencias existentes en las habilidades mostradas por algunos gestores o, por la ventaja competitiva derivada por un mayor nivel de información de unas gestoras frente a otras. 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.

² Se va a utilizar el calificativo de “persistencia” tanto en su sentido clásico, esto es, de “persistencia en los resultados entre periodos de tiempo consecutivos”, así como para referirnos a la relación de causalidad entre rentabilidades pasadas y entradas netas monetarias actuales.

Estos resultados favorables a la persistencia difieren de los obtenidos en un contexto doméstico por Menéndez y Álvarez (2000) quienes, analizando los resultados de carteras de fondos de RV organizadas por quintiles de rentabilidad, afirman que no se constata persistencia en los resultados salvo en el caso de los fondos menos rentables que tienden a persistir en sus rentabilidades inferiores.

En cuanto a la segunda acepción 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, 1992, Hendricks, 1993, Patel, 1994, Sirri y Tufano³, 1993 y 1998, Gruber, 1996, Carhart, 1997 o Fant, 1999). Existe también una importante preocupación desde Gruber (1996) por la presencia de una relación convexa 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 de inversiones lo que origina dicha relación.

En referencia al caso del mercado español, Torre y García (2001), utilizando una muestra de fondos de RV, 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. También 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.

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 periodos consecutivos, complementando los resultados de otros autores 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 multiperiodo, aspecto sobre el que no existen resultados previos en nuestro mercado, y que permiten completar el conocimiento de este fenómeno a lo largo de periodos de tiempo más amplios. En tercer lugar, se presentan resultados de una nueva línea de contrastes de persistencia para periodos consecutivos basados en la χ^2 , tomando como base informativa a las matrices de probabilidad de transición entre dos niveles de rentabilidad cualesquiera. También se realiza una propuesta de modificación, basada igualmente en la χ^2 , al contraste multiperiodo de Agarwal y Naik (2000)

³ 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.

para evitar algunos sesgos y mejorar su información en el caso de rechazo de la hipótesis nula. Adicionalmente, en línea de lo sugerido por Carhart (1997), se analiza si la persistencia puede ser imputada a la presencia de habilidades superiores de gestión o, en cambio, puede ser explicada por el 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 Rio y Santamaría (2003), tanto con el empleo de distintas medidas temporales y ajustes en las rentabilidades como modificando el estadístico GTRP para permitir observar la posible convexidad de dicha relación. La consideración de variables adicionales, atendiendo a lo realizado por Sirri y Tuffano (1998), no produce cambios apreciables en estas conclusiones. Además, se explora como posible causa de dicha convexidad a la interpretación de la rentabilidad que realizan los inversores, obteniendo evidencia favorable a la hipótesis de Lynch y Musto (2003) para nuestro mercado doméstico sobre anticipación de cambio de estrategia y/o de equipo de gestión en el caso de malos resultados.

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 puede ser imputada a habilidades de gestión o 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 convexidad. Posteriormente se contrasta si ésta obedece a interpretaciones de cambio de estrategia y/o de equipo de gestión. Por último, la sección sexta recoge las conclusiones y consideraciones más relevantes.

II.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 universo⁴ 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 mensuales, 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

⁴ Este número es el total de fondos españoles no garantizados al final del periodo muestral. En diciembre de 1992 existían un total de 397 y durante el periodo 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.

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 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 periodo muestral considerado⁵. Igualmente tiene la virtud de permitir la obtención de conclusiones relativas a una fase completa de crecimiento del mercado de fondos inversión en España, posibilitando que se constituya en referente para su comparación con trabajos futuros. Nótese que, en ese periodo, el número de partícipes aumentó a una media anual del 12%, presentando resultados negativos de crecimiento a partir de ese año hasta el 2003. El patrimonio experimentó un crecimiento anual próximo al 20%, presentando igualmente crecimiento negativo hasta el 2003 y 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 a términos negativos hasta 2003. Lógicamente, las conclusiones extraídas también deben ser atribuidas a estas características.

3. Persistencia de los Resultados de los Fondos de Inversión

Se ha comentado en la introducción que existen dos interpretaciones relacionadas con la persistencia: a) la relación lineal o no lineal que puede existir en las rentabilidades de los fondos de inversión entre periodos de tiempo consecutivos y b) la consideración, por parte de los partícipes, de la rentabilidad pasada o variables relacionadas con ella, tales como rankings o premios, como variables básicas de referencia para dirigir las inversiones entre fondos de inversión alternativos. Al margen de la búsqueda de las posibles explicaciones que pudieran tener ambas acepciones, no cabe duda de que la cuestión previa a responder es la primera,

⁵ Las variaciones producidas se deben a cambios de denominación en algunos fondos durante el periodo muestral considerado.

esto es, si las rentabilidades de los fondos de inversión son, o no, persistentes en el tiempo. Este será, por tanto, la cuestión que se abordará en el presente epígrafe, dejando para el quinto el análisis de la relación entre rentabilidad pasada y variaciones de flujos monetarios entre fondos de inversión.

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 daban rentabilidades extraordinarias, una vez descontada la prima por riesgo. Por ello, puede resultar interesante constatar estas conclusiones con una muestra completa de fondos de inversión.

Centrándonos en el análisis de la persistencia de los resultados, 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 el examen de la naturaleza temporal de la persistencia de los resultados, 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 que se han mencionado con anterioridad tiene que ver con la extensión temporal. Para ello se va a analizar la persistencia tanto bajo un esquema clásico (basado en dos períodos) como multi-período, ambos sujetos a diferentes referentes temporales de la medida de *performance* empleada. Adicionalmente, el enfoque multi-período 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 extensión de activos, esto es, si la relación de persistencia entre períodos, tanto bajo el enfoque clásico como multiperíodo, es consistente a través de las distintas categorías de inversión analizadas o, por el contrario, es característica de determinadas categorías de inversión. Para responder a esta última cuestión se analizará también la persistencia, además de en un contexto global de todos los fondos, subdividiendo por categorías. Dado que, durante el periodo muestral analizado, existe un conjunto de categorías legal-administrativas (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 periodo 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 como son la especialización (bien en activos o en mercados), que no están contemplados en ellas⁶. 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 debemos ser conscientes de ello. La alternativa no es tampoco 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 RV 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 en absoluto al calificativo utilizado para denominar su categoría de inversión, a tenor de una visión estática que se produce al final de cada trimestre⁷. Por último, nótese que se quiere analizar la relación, esto es, no necesariamente lineal, y que se realiza simplemente sobre datos netos de comisiones, ya que en España los valores liquidativos son netos de comisiones de gestión y depósito.

A lo largo de este artículo se utilizará la rentabilidad ajustada como medida de *performance* de los resultados obtenidos por los fondos de inversión. Dicha rentabilidad ajustada 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 Alvarez (1995). En el caso de RV también se ha hecho uso del modelo de 4 factores de Carhart (1997)⁸. Como se ha comentado, posteriormente se corrige dicha rentabilidad por estilo,

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

⁷ 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).

⁸ 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 factores de tamaño y BTM se han calculado atendiendo a lo expuesto por Fama-French (1993) y el factor momentum se corresponde con la rentabilidad mensual de la cartera de momentum de 12 meses de formación. Dado que el modelo de Carhart sólo se ha estimado con periodos anuales, en el presente epígrafe los resultados no se contienen en los cuadros, sino que se explicitarán en el texto o notas al efecto. En el resto se incluirán directamente en los cuadros correspondientes.

deduciendo de dicha rentabilidad ajustada 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 conduciendo a conclusiones totalmente coincidentes⁹. Sin embargo, salvo que se indique lo contrario, a partir de este 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 χ^2 de Carpenter y Lynch

Los contrastes CPR y el χ^2 sirven para observar la persistencia de resultados entre periodos consecutivos. Se trata de contrastes más específicos que los análisis simples de correlación y permiten, además, obtener información adicional alguna 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 periodos 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 periodo precedente y como perdedores en el siguiente, ó viceversa, denotando a estos casos como WL ó LW.

El estadístico utilizado es el “cross-product ratio” (CPR), definido de la siguiente manera: $CPR = (WW * LL) / (WL * LW)$, en donde la notación WW, LL, WL y LW debe de ser entendida como el número de fondos de inversión que son ganadores en dos periodos consecutivos, perdedores en dos periodos consecutivos, ganadores en el precedente y

⁹ 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).

perdedores en el siguiente y viceversa. De este modo, el contraste: $Z = \log(\text{CPR}) / \sigma_{\log(\text{CPR})}$ ¹⁰ bajo la hipótesis nula de ausencia de persistencia sigue una distribución normal estándar.

Lógicamente, si el estadístico Cross Product Ratio (CPR) arroja resultados favorables a la presencia de persistencia, cobra mayor sentido conocer la fuente de dicha persistencia, esto es, si dicha persistencia se origina por los fondos ganadores, por los perdedores o por ambos. Para ello se puede hacer uso del contraste Z_G o Z_P . Dicho contraste se adapta a una distribución binomial. Cuando $n \geq 20$, la siguiente expresión: $Z = (Y - np) / \sqrt{np(1-p)}$, converge a una distribución Normal, donde n representa el número de fondos ganadores/perdedores en el período precedente, Y 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 si no existe 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 χ^2_1 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 χ^2_1 queda expresado:

$$\chi^2_1 = [(WW - N/4)^2 + (LL - N/4)^2 + (WL - N/4)^2 + (LW - N/4)^2] / (N/4)$$

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 estilo¹¹. Si éstos se subdividen por categorías, las conclusiones se mantienen excepto que se aprecia una reducción en las referencias bienales. En el caso de rentabilidades ordinarias deja de ser significativa en las categorías de RF, RFM y RVM y en el caso de rentabilidades ajustadas se mantiene en RFM y RVM pero en RF se detecta una sorprendente persistencia negativa. Los fondos de RV, si bien tienen menor nivel de persistencia en referentes semestrales y anuales,

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

¹¹ Similares resultados se han obtenido con el empleo de los estadísticos clásicos (Pearson y Spearman).

mantienen dicho nivel en referentes temporales superiores¹². Los resultados del CPR coinciden sustancialmente con los del contraste χ^2 , lo que otorga mayor robustez.

Cuadro 1. Resultados de los Contrastes no paramétricos de persistencia en dos referencias temporales consecutivas .

Estadísticos de contraste para las medidas de performance Rentabilidad y Alfa de Jensen. La Rentabilidad es la que ordinaria ajustada por estilo y el Alfa del modelo Jensen se obtiene del modelo CAPM en el caso de RV, RVM y RFM y de un modelo monofactor en RF y FIAMM y 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.

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

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.

¹² Estos resultados se verán, en cierta manera, reforzados en el análisis de persistencia multiperiodo. 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.

Esta mayor intensidad de la persistencia de fondos perdedores está en línea con las conclusiones ofrecidas por Menéndez y Alvarez (2000) para fondos de RV.

Los resultados de los contrastes anteriores (CPR y χ^2) aportan una información muy útil sobre la presencia de persistencia en los resultados de los fondos, pero no permiten averiguar claramente el origen de la misma, salvo 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 χ^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 que tenga interés para el investigador.

3.2 Contrastes χ^2 basados en las Matrices de Probabilidad de Transición

En este epígrafe se va a presentar el desarrollo de contrastes basados en la χ^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.

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 periodos, se obtienen las frecuencias absolutas de las transiciones entre cada una de las W categorías. De ellas, se podrá obtener fácilmente las frecuencias relativas que convergerán a las probabilidades teóricas en el infinito. Sin embargo, para los propósitos de 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, $f_{i,j}$ (definido como el número de fondos que pertenecían en un periodo t a la categoría i y que pertenecen en un periodo 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 χ^2 . Formalmente¹³:
$$\chi^2 = \sum_{i=1}^W \sum_{j=1}^W \frac{(fo_{i,j} - fe_{i,j})^2}{fe_{i,j}} \approx \chi_{(W-1)(W-1)}^2$$
, donde $fe_{i,j}=n.p_{i,j}$; 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:

$$\chi^2 = \sum_{j=1}^W \frac{(fo_{i,j} - fe_{i,j})^2}{fe_{i,j}} \approx \chi_{W-1}^2$$

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.A y 2.B. Éstos ponen de relieve el fuerte nivel de persistencia en su clasificación en quintiles entre períodos consecutivos, tanto en periodos 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 periodos 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%.

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 2.B presenta los resultados para datos temporales anuales y las distintas categorías de inversión¹⁴. 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.

El primer aspecto destacable es que se vuelve a rechazar la independencia para todas las categorías. Sin embargo, en el segmento de RVM en los quintiles 3 4 y 5 y en el quintil 4 de RFM y RV¹⁵ no puede rechazarse individualmente la hipótesis nula. Coincidente con los

¹³ La distribución en el muestreo del estadístico χ^2 para grandes muestras ($fe_{i,j} \geq 5, \forall i,j$) es χ_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.

¹⁴ 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.

¹⁵ 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 si que se rechaza para los quintiles en su conjunto.

datos globales, se confirma que el mayor nivel de persistencia se produce en el quintil de los peores fondos de inversión, en línea con los resultados detectados con el estadístico Z_p y con las conclusiones de Menéndez y Alvarez (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.

Cuadro 2A. Contrastes χ^2 basados en las Matrices de Probabilidad de Transición sobre alfas. Total de Fondos de Inversión.

Matrices de Probabilidad de Transición entre los quintiles i, j , para referencias temporales consecutivos trimestrales (T), semestrales (S) y anuales (A). χ_{gl}^2 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.

Q_{t-1} / Q_t	Q1	Q2	Q3	Q4	Q5	χ^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*
Total Trimestral	χ^2	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*
Total Semestral	χ^2	5.560*				
AQ1	51%	20%	4%	10%	15%	367*
AQ2	17%	35%	21%	16%	11%	179*
AQ3	7%	20%	53%	14%	5%	1.235*
AQ4	12%	16%	19%	38%	16%	452*
AQ5	20%	13%	10%	22%	35%	507*
Total Anual	χ^2	2.591*				

Cuadro 2B. Contraste χ^2 basados en las Matrices de Probabilidad de Transición sobre alfas. Segmentación por categorías de inversión.

Matrices de Probabilidad de Transición entre los quintiles i j, para referencias temporales anuales consecutivas. χ_{gl}^2 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.

Q_{t-1}/Q_t	Q1	Q2	Q3	Q4	Q5	χ^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	$\chi^2=249^*$					
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	$\chi^2=194^*$					
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	$\chi^2=144^*$					
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	$\chi^2=57^*$					
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	$\chi^2=77^*$					

El segundo aspecto importante, como se ha comentado previamente, es la diferencia en la estructura de la persistencia entre fondos pertenecientes 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 un fondo FIAMM que fue ganador un año obtenga una rentabilidad igual o inferior a la mediana en el periodo 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 χ^2 sobre la muestra de un quintil específico de una categoría determinada y que se recogen en la última columna de los cuadros 2.A y 2.B

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 multi-período

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 sub-períodos 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. De tal manera que en un análisis conjunto de las distintas categorías de inversión se consideren como ganadores a aquellos fondos cuya rentabilidad obtenida sea superior a la rentabilidad mediana obtenida por su propia categoría de inversión. Calculada la pertenencia de cada fondo y para cada sub-período a una u otra clasificación, ganadores o perdedores, se está en disposición de abordar la persistencia de la citada clasificación bajo un contexto multi-período. Para obtener información de la persistencia de nivel K (que indica K clasificaciones iguales consecutivas) es necesario subdividir los datos

iniciales en periodos solapados de amplitud temporal K y, posteriormente, agregar los distintos resultados obtenidos. Más concretamente, si se analiza un nivel 3 de persistencia bajo sub-períodos anuales, y considerando que la muestra inicial se extiende a los períodos comprendidos entre diciembre de 1992 a septiembre de 1999, las distintas y posibles submatrices 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. Repitiendo el proceso para todos los distintos niveles multiperiodo posibles de acuerdo a la amplitud de la muestra y de los sub-períodos 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 multiperiodo 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 $K-1$ sub-períodos 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 $B(K, 1/2)$, 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

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

Conocidas las frecuencias observadas de los subconjuntos anteriormente definidos y las frecuencias teóricas bajo la hipótesis nula, nos encontramos en disposición de realizar un contraste de independencia de la χ^2 , cuyos resultados, con sub-períodos anuales y semestrales¹⁶, quedan reflejados en los cuadros 3.A y 3.B, 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 debe a que estas frecuencias superan a las teóricas, son inferiores o, bien, son superiores en un caso e inferiores en otro.

¹⁶ El tamaño muestral es excesivamente pequeño para realizar contrastes multiperiodo de periodicidad bienal.

Los resultados con datos semestrales y anuales avalan el rechazo de la hipótesis nula a favor de la presencia de persistencia significativa en periodos de tiempo relevantes (hasta 6 años). Centrados en los resultados anuales (ver Cuadro 3.A) se obtienen claros rechazos de la hipótesis con la excepción del segmento de fondos de RF a 5 años. No obstante, para periodos de 6 años en RFM, RVM y RV¹⁷ la persistencia detectada se debe únicamente a los fondos perdedores. Para referencias 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 periodos 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 un contraste directo con el empleo de Kolmogorov-Smirnov). 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 significativo¹⁸. Ello significa que, contrariamente a lo expuesto para el caso de dos periodos consecutivos, el nivel de persistencia entre fondos ganadores y perdedores no es estadísticamente diferente a partir de rachas de 3 o más periodos (con la excepción apuntada en el periodo de 6 años). El análisis de persistencia multiperiodo 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.

¹⁷ 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 esto últimos). Los valores del estadístico para los periodos 3 a 6 son (26, 22, 35 y 16).

¹⁸ Los valores del estadístico t se encuentran en el intervalo (0,37; 1,02).

Cuadro 3A. Contraste χ^2 de independencia multiperiodo. Alfas anuales ajustados por estilo. Segmentación por categorías de inversión. K es el número de periodos (años) consecutivos que conforman la racha. χ_{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.

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

Cuadro 3B. Contraste χ^2 de independencia multiperiodo. Alfas semestrales ajustadas por estilo. Segmentación por categorías de inversión. K es el número de periodos (semestres) consecutivos que conforman la racha. χ_{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.

K	H ₀	TOTAL			FIAMM			RF			RFM			RVM			RV		
		{A}	{C}	χ^2	{A}	{C}	χ^2	{A}	{C}	χ^2	{A}	{C}	χ^2	{A}	{C}	χ^2	{A}	{C}	χ^2
3	12,50%	29,23%	31,16%	3806*	33,50%	36,58%	1485*	28,99%	30,07%	1322*	26,91%	28,23%	444*	26,06%	27,71%	323*	27,54%	31,42%	337*
4	6,25%	22,81%	25,71%	5818*	28,58%	31,81%	2483*	21,38%	23,50%	1770*	20,92%	23,09%	715*	19,68%	22,42%	500*	21,19%	27,81%	570*
5	3,13%	18,78%	21,88%	8483*	26,02%	28,00%	3929*	16,39%	19,70%	2420*	17,14%	19,67%	1077*	15,88%	18,15%	701*	16,49%	23,82%	791*
6	1,56%	15,30%	18,58%	11190*	23,31%	25,29%	5872*	12,14%	16,16%	2882*	13,66%	16,81%	1429*	13,62%	14,29%	909*	12,42%	19,88%	964*
7	0,78%	11,80%	15,09%	12511*	21,15%	21,99%	8027*	7,64%	12,00%	2530*	9,87%	13,45%	1504*	11,38%	11,38%	1078*	8,33%	17,80%	1190*
8	0,39%	8,19%	11,11%	10734*	19,65%	17,91%	10059*	2,41%	6,78%	1059*	5,74%	10,18%	1231*	9,66%	8,97%	1193*	4,37%	16,02%	1382*
9	0,20%	6,18%	6,67%	7311*	17,63%	15,18%	12173*	0,84%	0,56%	20*	2,70%	6,08%	623*	8,29%	5,53%	1049*	1,32%	13,16%	1322*
10	0,10%	5,49%	4,88%	6993*	16,67%	12,65%	14368*	0,77%	0,00%	25*	1,39%	3,24%	256*	6,67%	1,33%	688*	0,98%	13,73%	1951*
11	0,05%	4,76%	3,81%	6261*	16,43%	9,66%	15302*	0,60%	0,00%	21*	0,71%	2,84%	237*	3,19%	0,00%	191*	0,00%	12,31%	2002*
12	0,02%	4,22%	2,23%	3711*	17,35%	4,08%	12712*	0,00%	0,00%	0	0,00%	1,45%	57*	0,00%	0,00%	0	0,00%	12,90%	2107*

Por otro lado, en los 4 primeros subperiodos 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 periodos consecutivos. Sin embargo, en los últimos subperiodos 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 primera acepción de persistencia se ha recogido información para responder a los tres aspectos indicados al comienzo del presente epígrafe. Así, en primer lugar, se ha comprobado que la persistencia se presenta tanto con datos de frecuencia semestral como 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 periodos de mayor duración, puesto que la extensión de la persistencia toma valores significativos hasta periodos 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 cuando se estudia la persistencia entre periodos consecutivos, así como en los resultados multiperiodo a largo plazo en los fondos con alto peso de renta variable. 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 tipo χ^2 para extraer información adicional.

4.-Habilidades de gestión versus efecto momentum

Llegados a este punto conviene plantearse si la persistencia mostrada obedece a habilidades superiores de gestión o, como señala Carhart (1997), se debe principalmente a que los gestores siguen accidentalmente simples estrategias de momentum. Para responder a esta

pregunta se ha realizado un análisis similar al realizado por este autor centrándolo, por tanto, exclusivamente en fondos de RV.

Carhart plantea la realización de 10 carteras tomando como referencia rentabilidades pasadas¹⁹ (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 no exceda los 3 años. De acuerdo con el procedimiento establecido, se las carteras formadas con base en las rentabilidades pasadas 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 periodo muestral considerado no hay subclasificaciones dentro de la categoría de renta variable, por lo que no se realizará ajuste por estilo en las rentabilidades de RV utilizadas.

El Cuadro 4 contiene los alfas correspondientes a las distintas carteras y modelos empleados utilizando la metodología SURE para cada modelo y retardo de rentabilidad. Formalmente:

$$R_{i,t}^j = \alpha_{i,t}^j + \beta_{i,t}^j RM_t + \varepsilon_{i,t}^j \quad t=1,..T; j=1,4$$

$$R_{i,t}^j = \alpha_{i,t}^j + \beta_{i,t}^j RM_t + \delta_{i,t}^j S_t + \gamma_{i,t}^j B_t + \varepsilon_{i,t}^j \quad t=1,..T; j=1,4$$

$$R_{i,t}^j = \alpha_{i,t}^j + \beta_{i,t}^j RM_t + \delta_{i,t}^j S_t + \gamma_{i,t}^j B_t + \lambda_{i,t}^j M_t + \varepsilon_{i,t}^j \quad t=1,..T; j=1,4$$

Siendo $R_{i,t}^j$ el exceso de rentabilidad mensual de la cartera del cuartil j 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. S_t y B_t son las rentabilidades mensuales de las carteras réplica para el tamaño y el valor en libros/valor de mercado y M_t es la rentabilidad mensual de la cartera de Momentum para 12 meses de periodo de formación.

¹⁹ También utilizan 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. En nuestro caso, para tener referencias sobre el comportamiento a largo plazo de las alfas utilizaremos los resultados ya presentados obtenidos de las matrices de probabilidad de transición y el modelo multiperiodo.

Adicionalmente el cuadro 4 presenta 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.

Cuadro 4. Resultados de estrategias basadas en rentabilidades pasadas.

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

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: $ER_{i,t} = \alpha_{i,t} + \beta_{i,t}.RM_t + \delta_{i,t}.S_t + \gamma_{i,t}.B_t + \lambda_{i,t}.M_t + \varepsilon_{i,t}$

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

	<i>R.Pas 1 año</i>	<i>R.Pas 2 año</i>	<i>R.Pas 3 año</i>
Panel A	α	α	α
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
Fama-French			
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 1 año	C4-C1 2 año	C4-C1 3 año
α	0,002 *	0,000	0,000
β	0,261 *	0,274 *	0,197 *
γ	0,024	0,011	0,031
δ	-0,006	-0,046	-0,023
λ	-0,027	-0,047	0,005

Como puede apreciarse, el signo de los alfas es generalmente negativo. Ello se produce de manera más sistemática de lo que se observa en el trabajo de Carhart (1997) con el modelo CAPM. El empleo de los distintos modelos no produce las variaciones en conclusiones que experimentan en el citado trabajo, por lo que no parece que los factores asociados al tamaño,

valor libros/valor mercado o el momentum ofrezcan una capacidad explicativa apreciable en la persistencia de los fondos españoles. De hecho, los coeficientes del CAPM no son estables entre carteras, como sucede en el trabajo de Carhart, sino que son crecientes con el nivel de rentabilidad pasada . Este comportamiento con el riesgo de mercado es el único que mantienen un cierto carácter sistemático, no observándose patrones asociados a los factores de tamaño, valor libros/valor mercado o momentum. Estos resultados pueden observarse igualmente en las regresiones de los excesos de rentabilidad entre las carteras extremas, puesto que el riesgo de mercado es significativo en todas las regresiones y el resto de factores no son capaces de explicar dichos excesos de rentabilidad de manera significativa.

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 periodo y su magnitud es claramente inferior a la que muestra este autor para el mercado americano. Además, ésta no es menor con el empleo del modelo de 4 factores que con el modelo CAPM, por lo que nuevamente puede afirmarse que los resultados no parecen encontrarse relacionados con el aprovechamiento de la estrategia de momentum, argumento reforzado porque esta variable, contrariamente a los resultados de Carhart, no es capaz de explicar de manera significativa dicho exceso de rentabilidad.

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 fuerza a la hipótesis de habilidades superiores de gestión, ya que, como señala Carhart, la rentabilidad retardada un periodo puede ser una medida algo ruidosa para identificar la calidad de la gestión. No obstante, a diferencia de sus resultados, la persistencia no se elimina después de 1 año, sino que, como se ha puesto de manifiesto en los apartados anteriores, se mantiene periodos cercanos a los 5 años. Además, estos resultados se han obtenido tanto con rentabilidades ordinarias²⁰ como con rentabilidades ajustadas por riesgo y estilo, empleando el modelo CAPM y el de Carhart para RV. Estos últimos tienen la virtud de medir mejor la capacidad de los gestores que las rentabilidades ordinarias sin incorporar el sesgo de utilizar el mismo modelo para ordenar y valorar, puesto que se han empleado técnicas no paramétricas como los contrastes χ^2 asociados a las matrices de probabilidad de transición o los contrastes χ^2 asociados al contraste multiperiodo de Agarwal y Naik(2000). También conviene enfatizar que este nivel de persistencia en las alfas se presenta tanto en la

²⁰ No mostradas por brevedad, pero disponibles solicitándolas a los autores.

cartera de perdedores como en la de ganadores, aunque para carteras con alto peso de renta variable (como el caso que nos ocupa) es bastante más intensa en la primera.

Aún con las matizaciones apuntadas, estos resultados favorecen la explicación de la persistencia basada en la existencia de habilidades superiores de gestión, puesto que los fondos se mantienen de forma bastante sostenida en sus ordenaciones, en lugar de poderse atribuir a la elección aleatoria de títulos ganadores que les permita situarse temporalmente en los mejores puestos. Este resultado, que difiere del presentado por Carhart, es coincidente con el de Teo y Woo (2001), quienes abogan a favor de la existencia de habilidades superiores de gestión, si bien en nuestro caso las conclusiones no pueden ser atribuidas a la realización de ajustes por estilo.

Esta conclusión podría haberse enriquecido algo más con el empleo de algunas variables que Carhart utiliza y que no están disponibles para el periodo analizado (rotación de los fondos o sus gastos de gestión, administrativos o comisiones). Esta información seguramente hubiera permitido afianzar o matizar la principal conclusión expuesta en el párrafo anterior acerca de la posible existencia de diferencias significativas en las habilidades de gestión de los fondos y constituye, en la medida en que esté disponible, 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 periodos semestrales y anuales, interesa analizar si los partícipes utilizan esta regularidad para basar sus decisiones. Para este propósito, puede ser muy útil 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 sesgos²¹. No obstante, siguiendo el trabajo de Zheng (1999) sobre “smart 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 persistencia, resulta necesario realizar una variante, que denominaremos GT “rentabilidad” corregido o GTRP²², 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:

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

donde $R_{j,t-1}$ recoge la rentabilidad del fondo j en $t-1$ y $P_{j,t}$ = Patrimonio del fondo j en el periodo t . $P_{j,t}^*$ es la ponderación corregida por la posible revalorización o depreciación de los fondos, esto es:

$$P_{j,t}^* = P_{j,t} \quad ; \text{ si } t=0$$

$$P_{j,t}^* = P_{j,t-1}^* + P_{j,t} - P_{j,t-1} \cdot (1 + R_{j,t}) \quad ; \text{ si } t > 0$$

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 rentabilidad²³. 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 periodo de referencia para patrimonios y

²¹ Para una acertada revisión de estos problemas puede verse Marín y Rubio(2001).

²² Mayores detalles sobre el GT y sus distintas variantes pueden verse en Ciriaco, Del Rio y Santamaría (2003).

²³ Véase Ciriaco, Del Rio y Santamaría (2003) para una discusión más detallada sobre estos aspectos.

rentabilidades, arrojan algunos indicios claros de persistencia entendida bajo el contexto de correlación entre rentabilidades pasadas y flujos netos actuales (Ver Cuadro 5). Los resultados para referencias semestrales y anuales (véanse las columnas 2 y 3 del Cuadro 5), 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.

Cuadro 5. Contraste de la hipótesis de "persistencia" mediante el estadístico GTRP.

La columna trimestral recoge los resultados del estadístico t-student para una muestra ($H_0: \mu=0$) para el total de fondos. 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 subperiodos 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.

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

El Cuadro 5 también incorpora la rentabilidad ajustada por estilo como medida de *performance*. Los resultados, recogidos en la segunda fila del Cuadro 5, lejos de diferir de los anteriores, los corroboran totalmente.

Hasta este punto, la relación *performance* pasada – movimiento de flujos 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 mayores. 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 periodo 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 5 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 pensamos 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 fondos²⁴.

²⁴ 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 convexa 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:

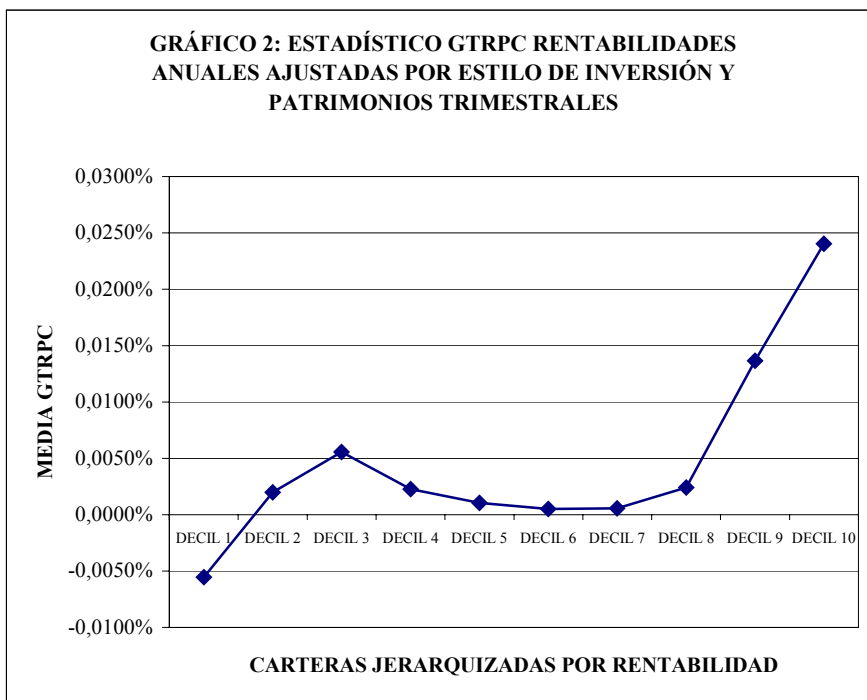
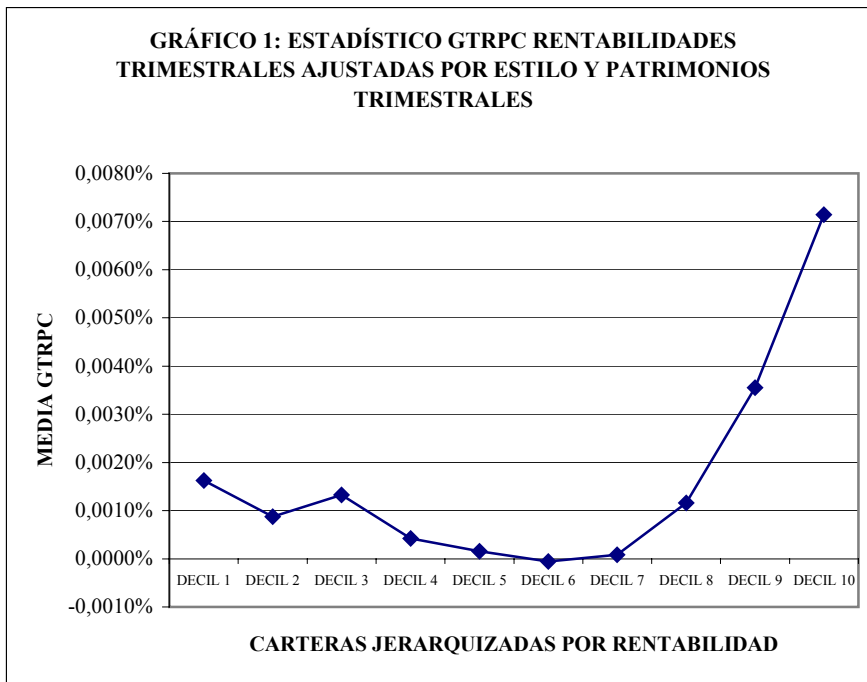
$$GTRPC_{t,j} = \sum_{t=1}^N (R_{j,t} - \bar{R}_t) \cdot (W_{j,t} - W_{j,t-1})$$

donde j hace referencia al decil objeto de análisis, t al período muestral del análisis y \bar{R}_t la media de la rentabilidad de los diez deciles en el momento t .

En presencia de persistencia lineal²⁵, la relación entre el valor del estadístico $GTRPC$ y la medida de rentabilidad para cada decil, debería acomodarse a una función creciente hacia los extremos, en el que la pendiente recogiese la relación lineal o no lineal entre ambas variables. Los gráficos 1 y 2 contienen estos resultados para referencias trimestrales y anuales de rentabilidad, respectivamente. En ellos se representa en abcisas los deciles y, en ordenadas, la media del estadístico $GTRPC_t$ asociado a estos deciles. Como fácilmente puede observarse, los deciles superiores presentan la relación consistente con la hipótesis lineal de la persistencia, en el sentido de que existe unas entradas netas de fondos como consecuencia de la obtención de rentabilidades por encima de la media. En cambio, en los dos primeros deciles la relación obtenida es prácticamente decreciente (con datos mensuales y anuales es estrictamente decreciente), lo que indica que estos fondos apenas experimentan, como sería razonable, salidas netas de fondos. 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.

En términos generales, 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 convexa entre rentabilidades y entradas monetarias, relacionado con lo que Gruber (1996) calificó de “puzzle”. Aquí, nos encontramos con ese fenómeno, 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.

²⁵ Relación lineal entre flujos presentes y *performance* pasada.



Las razones de este relación empírica no parecen fáciles de anticipar. No obstante, Lynch y Musto proponen una hipótesis basada en el comportamiento estratégico de los asesores de inversiones que trataremos de contrastar posteriormente.

Previamente a dicho contraste, y con objeto de profundizar en la relación entre entradas monetarias y rentabilidad pasada (y su relación convexa) a nivel de categoría de inversión y observar si las conclusiones se mantienen cuando se introducen variables adicionales, se utilizará una regresión en la línea del trabajo de Sirri y Tuffano (1998). Estos autores, en una

primera parte de su trabajo²⁶ analizan las entradas netas en los fondos de inversión con el empleo de variables como la rentabilidad pasada, el riesgo y comisiones, utilizando como variable control el crecimiento de la categoría del fondo y el tamaño del fondo. En nuestro caso no disponemos de las comisiones²⁷, pero disponemos de algunas otras variables que también pueden resultar muy interesantes. El modelo queda expresado como:

$$ENR_{i,j,k,t} = (PMG_{j,k,t}, LP_{i,t}, R_{i,t}, R^2_{i,t}, CT_{i,k,t}, V_{i,t}, DM_{i,k,t}, DP_{i,k,t})$$

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

En lugar de una regresiones separadas por niveles de rentabilidad para permitir cambios en la pendiente, dado que disponemos de un número menor de observaciones por categoría, el análisis va a ser realizado de manera agrupada²⁸, pero introduciendo una variable ficticia para permitir esa circunstancia. Además, se realizará la estimación mediante el uso de la técnica SURE en el que cada categoría de inversión se corresponderá con una ecuación. En consecuencia, no será necesaria la introducción de la variable de control de las entradas monetarias en la categoría puesto que sería una constante en la regresión. De este modo, el modelo queda expresado como:

$$ENR_{i,j,k,t+1} = \alpha_0 + \alpha_1 \cdot LP_{i,t} + \alpha_2 \cdot PMG_{j,k,t} + \alpha_3 \cdot R_{i,t} + \alpha_4 \cdot R^2_{i,t} + \alpha_5 \cdot CT_{i,k,t} + \alpha_6 \cdot V_{i,t} + \alpha_7 \cdot DP_{i,k,t} \cdot R_{i,t} + \alpha_8 \cdot DM_{i,k,t} \cdot R_{i,t} + \varepsilon_{k,t+1} \quad k=1,..5; \quad t=1,..,T$$

²⁶ La segunda parte se destina al estudio de la relación entre entradas netas y costes de búsqueda.

²⁷ 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.

²⁸ Esta misma estrategia la llevan a cabo, con otros propósitos, Lynch y Musto (2003).

Cuadro 6. Resultados de la estimación del sistema SURE. Variables explicativas del crecimiento neto relativo $ENR_{i,j,k}$ de los fondos de inversión para las distintas categorías legal-administrativas.

$$ENR_{i,j,k,t+1} = \alpha_0 + \alpha_1 \cdot LP_{i,t} + \alpha_2 \cdot PMG_{j,k,t} + \alpha_3 \cdot R_{i,t} + \alpha_4 \cdot R_{i,t}^2 + \alpha_5 \cdot CT_{i,k,t} + \alpha_6 \cdot V_{i,t} + \alpha_7 \cdot$$

$$DP_{i,k,t} \cdot R_{i,t} + \alpha_8 \cdot DM_{i,k,t} \cdot R_{i,t} + \varepsilon_{k,t+1}$$

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

	FIAMM	RF	RFM	RVM	RV
α_0	-0,00	0,22 #	-1,00 *	0,21	1,45 *
α_1	-0,04 *	-0,06 *	0,05 #	-0,02	-0,17 *
α_2	0,39 #	0,37 #	1,36 *	-0,17	0,71
α_3	10,65 *	9,26 *	11,16 *	5,83 *	5,23 *
α_4	-39,38 #	-40,13 *	-36,23 *	-5,99	-5,35
α_5	2,24 *	5,32 *	0,11	4,21 *	1,77
α_6	-0,09	0,07 *	0,07 *	-0,01	-0,01
α_7	-6,59 *	-7,65 *	-11,78 *	-4,95 #	-4,19 #
α_8	-0,11	-1,17 #	-0,45	-0,83	-0,33

De acuerdo con los datos presentados en el Cuadro 6, 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, sirviendo de clara prueba de la existencia de dicha relación convexa también a nivel de categorías de fondos (y no únicamente a nivel global y agregado en deciles como se había mostrado en el análisis previo con el estadístico GT).

Por otro lado, y como podía anticiparse, la variable de control del tamaño del fondo resulta negativo y significativo en todas las categorías, 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

FIAMM, RF y RFM²⁹ y que la cuota de entradas de un fondo tiene capacidad explicativa positiva en FIAMM, RF y RV. Coincidiendo con los resultados de Torre y García (2001), parece observarse que los inversores muestran poca preocupación por el riesgo³⁰. Por último, en general se aprecian relaciones no lineales entre la rentabilidad y las entradas netas relativas indicando 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 y rentabilidad pasada y la convexidad de dicha relación, resta por tratar de ofrecer una explicación al mismo. Como se ha señalado anteriormente, Lynch y Musto (2003) plantean un modelo en el que rentabilidades de un fondo suficientemente malas generan reemplazamiento de equipo de gestión y/o cambio de estrategia de inversión³¹. Este modelo es capaz de explicar esta relación convexa 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 la estrategia y el equipo de gestión y, consecuentemente, las rentabilidades pasadas pueden transmitir información de 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 :

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

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). Como medida de la variable *perf* utilizan el α del modelo de 4 factores de Carhart y también una corrección por estilo mediante la deducción de la media de la categoría. En nuestro caso, para el periodo

²⁹ En el caso de los fondos de RF el nivel de significación es del 13%.

³⁰ 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.

muestral analizado no existen subcategorías dentro de la categoría de RV, por lo se asimilan ambas medidas. Por último, *proxy* es la variable que identifica el cambio de equipo y/o de estrategia. Lynch y Musto presentan tres variables : QMCH (cambio de manager según la base CRSP), LDEL (cambio de pesos del fondo entre los periodos j-1 y j+1 con respecto del modelo de 4 factores de Carhart : RM, S, B y M) y QLCH (variable ficticia que es 1 si el fondo tiene en ese periodo un valor de LDEL que está en el cuartil más elevado). 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 calcular inicialmente, para cada año y fondo de inversión, el coeficiente α y las estimaciones de sus pesos β_{RM} , β_S , β_B , y β_M . Posteriormente

$$LDEL_{i,t} = (1/4) \sum_{j=1}^4 |\beta_{j,i,t+1} - \beta_{j,i,t-1}| \text{ siendo } j=RM, S, B \text{ y } M.$$

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), la variable $(perf_{i,t}) \cdot proxy_{i,t}$ presentará un signo negativo. Las predicciones con respecto a la relación entre *performance* presente y pasado son análogas, por lo que dicha variable también debe ser negativa. Los resultados de estos autores son acordes con las 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 7. Como puede apreciarse, cuando se emplea como proxy del cambio de equipo de gestión y/o de estrategia la variable LDEL, nuestros resultados difieren de los obtenidos por Lynch y Musto, aunque aparece con el signo negativo previsto, aunque no significativo, en la explicación de las entradas relativas de un fondo. Tampoco resulta significativa esta variable en la explicación de la variable de resultado futuro, exhibiendo un signo positivo³². En cambio, si la proxy es algo más exigente al centrarse en los cambios más destacados (QLCH), nuestros resultados coinciden 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 no significativa, en la explicación de los resultados futuros.

³¹ Como reconocen los autores, esta condición es necesaria pero no suficiente para explicar la convexidad entre entradas monetarias y resultados de los fondos. De hecho, otras razones, como problemas de agencia dentro de la familia de fondos, pueden imponer estos cambios.

Cuadro 7. Resultados del contraste del modelo de Lynch y Musto.

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 los factores del modelo de Carhart entre los periodos 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 α del modelo de Carhart. La especificación del modelo es la siguiente:

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

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

	(1) Y=DFL	(2) Y=DFL	(3) Y=perf	(4) Y=perf
	Proxy=LDEL	Proxy=QLCH	Proxy=LDE	Proxy=QLC
	β	β	β	β
β_0	177 *	135 *	-0,002 *	-0,000 #
β_1	-366 *	-114 *	0,011	-0,005
β_2	-1696	-2840	0,205 #	0,178
β_3	1211	-266	-2,127	5,267 #
β_4	5896 *	7894 *	-0,009	-0,062
β_5	-10540	-7037 *	1,837	-0,392

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 asesores de inversiones lo que permite explicar la relación convexa entre entradas monetarias y resultados pasados de los fondos. Esta conclusión, aunque interesante, debe ser matizada en la medida en que los resultados no han sido totalmente coincidentes con las predicciones, en especial en el apartado de medidas del resultado, y en que su validación probablemente exige un espacio temporal más amplio del que se ha dispuesto en el presente trabajo.

5. 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 periodo estudiado y no presenta sesgos de supervivencia. Ésta, además, se encuentra centrada en una fase completa de crecimiento de dicho mercado en nuestro país (1992-1999), por lo que las conclusiones extraídas deben vincularse a estas características.

³² Resultado que también se observa en los resultados de Lynch y Musto.

De acuerdo con el planteamiento realizado, la primera cuestión analizada en el presente artículo ha sido la persistencia de resultados en los fondos. El resultado de los contrastes no paramétricos (CPR y χ^2) sobre persistencia de resultados ha sido indicativo de un alto grado de persistencia en todas las categorías de inversión, tanto con datos semestrales como anuales. El nivel de persistencia se debilita conforme nos movemos hacia categorías con un mayor componente de RV. Además, los estadísticos de contraste disminuyen si se utiliza un referente temporal largo (períodos bienales). La persistencia, si bien es significativa en la mayoría de los sub-períodos (tanto para fondos ganadores como perdedores), se muestra claramente superior en los fondos perdedores, especialmente en el caso de persistencia entre periodos 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 consideración de referencias temporales distintas (semestre o año) no son muy similares por categorías de inversión, sino que resultan mas abultados en el caso de FIAMM y RF y disminuyen con el aumento de proporción de RV 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 χ^2 basados en las matrices de probabilidad de transición para el análisis de la persistencia en los fondos de inversión y que ha permitido poner de relieve aspectos que quedaban ocultos con el empleo de otros contrastes específicos.

En referencia al contexto multiperiodo, se han presentado resultados que informan de que la persistencia excede claramente de los periodos 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. Con datos anuales no existe diferencia sensible entre la persistencia de fondos ganadores y perdedores. 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, la segunda cuestión objeto de análisis en el presente artículo ha sido tratar de aportar información acerca del origen de la persistencia, 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 el momentum, 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 se encuentre relacionada con habilidades superiores de gestión. Es posible que la rotación y los gastos, como ocurre en el trabajo de Carhart, se encuentren relacionados con el resultado y que ello pueda matizar la conclusión apuntada. Desafortunadamente, no disponemos de dicha información 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 en los fondos de inversión. Dicha relación también es conocida en la literatura como “persistencia”. 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 con la hipótesis de persistencia en 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 en un fondo no es lineal, sino que se presenta, como una relación convexa.

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 convexa 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 asesores de inversiones. Según dicho modelo, los malos resultados de un fondo pueden

inducir un cambio de estrategia y/o cambio de equipo de gestión que induce a los inversores o asesores a otorgarle menos credibilidad a las rentabilidades pasadas puesto que transmiten menos información útil que cuando los resultados son positivos. Los resultados obtenidos en el presente trabajo, aunque limitados por la información disponible, parecen sostener razonablemente esta hipótesis en nuestro mercado.

Referencias Bibliográficas

Agarwal, V. y Naik, N. (2000) "Multi-period Performance Persistence Analysis of Hedge Funds" *Journal of Financial and Quantitative Analysis* 35, 327-342

Alvarez J. (1995) "Análisis de los fondos de RF en España" *Investigaciones Económicas*, 19, 475-488.

Ayuso J., Blanco R. y Sanchis A. (1998) "Una clasificación por riesgo de los fondos de inversión españoles" *DT 9812. Banco de España*.

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

Brown S. y Goetzmann W. (1995) "Performance Persistence" *Journal of Finance*, 50, 679-698.

Brown S. y Goetzmann W. (1997) "Mutual Fund Styles" *Journal of Financial Economics*, 43, 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, 57-82.

Carpenter, J.N. y Lynch W. (1999) "Survivorship Bias and Attrition Effects in Measures of Performance Persistence" *Journal of Financial Economics*, 54, 337-374.

Chevalier J.A. y Ellison, G.D. (1995) "Risk Taking by Mutual Funds as a Response to Incentives" Working Paper No. 5234, National Bureau of Economic Research, Cambridge

Christensen, R. (1990) "Log-linear Models" Springer-Verlag, New York.

Ciriaco A., Del Rio C. y Santamaría R. (2002) "El Inversor ante la elección de Fondos de Inversión. Algunos datos para la reflexión" *Papeles de Economía Española*, 94, 122-133

Ciriaco A., Del Rio C. y Santamaría R. (2003) "¿Tienen los inversores habilidades de selección?. Resultados con fondos de inversión españoles" *Revista de Economía Aplicada*, XI, 32. , 51-75

Del Guercio D. Y Tkac P. (2002) "The Determinants of the Flow of Funds of Managed Portfolios: Mutual Funds versus Pension Funds" *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 37

Detzel F.L. y Weigand R.A. (1998) "Explaining persistence in mutual fund performance" *Financial Services Review*, 7(1), 45-55.

Elton D., Gruber M., Das S. Y Hlavka M. (1993) "Efficiency with Costly Information: A Re-interpretation of Evidence from Managed Portfolios" *Review of Financial Studies*, 6, 1-21.

Elton D., Gruber M., Das S. y Blake C. (1996) "The Persistence of risk-adjusted mutual fund performance" *Journal of Business*, 69, 133-157.

Fant L. Franklin (1999) "Investment behavior of mutual fund shareholders: The evidence from aggregate fund flows" *Journal of Financial Markets*, 2, 391-402.

Ferrando M. y Lassala C. (1998) "Evaluación de la gestión de los FIAMM y de los FIM de RF en España en el periodo 1993-1995" *Revista Española de Financiación y Contabilidad*, 94, 197-231.

Ferruz L. y Sarto J. (2004) "An análisis of Spanish investment fund performance: Some considerations concerning Sharpe's ratio" *Omega*. Forthcoming

Freixas X, Marín J., Martínez M. y Rubio G. (1997) *La evaluación de los fondos de inversión en España*. Ed. Biblioteca Civitas de Economía y Empresa.

Gil-Bazo J. y Martínez M.A. (2004) "The black box of mutual fund fees" *Revista de Economía Financiera*, Pendiente de publicación.

Goetzmann W. Y Ibbotson R. (1994) "Do Winners Repeat? Patterns in Mutual Fund Performance" *Journal of Portfolio Management*, 20, 9-18.

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

Gruber M.J. (1996) "Another puzzle: The growth in actively managed mutual funds" *Journal of Finance*, 51,3, 783-810.

Hendricks D, Patel J. y Zeckhauser (1993) "Hot Hands in Mutual Funds: Short-Run Persistence of Performance, 1974-88" *Journal of Finance*, 48, 93-130.

Lakonishok, J., Shleifer A. y Vishny R. (1992) "The Structure and Performance of the Money Management Industry" *Brookings Papers: Microeconomics* 1992, 339-391.

Lynch A.W. y Musto D.K. (2003) "How Investors Interpret Past Fund Returns" *Journal of Finance*, 58,5, 2033-2058.

Marín J.M. y Rubio G. (2001) *Economía Financiera*. Ed. Antoni Bosch.

Martinez M.A. (2001) "El puzzle de los fondos de inversión: un enfoque de demanda" *Moneda y Crédito*, 213, 129-154.

Martinez M.A. (2003) "Legal constraints, transaction costs and the evaluation of mutual funds" *European Journal of Finance*, 9,3,199-218.

Matallín J.C. y Fernández M.A. (1999 a) "Análisis de la clasificación de los fondos de inversión mobiliaria" *Actualidad Financiera*, Junio, 15-28.

Matallín J.C. y Fernández M.A. (1999 b) "Análisis de la performance a través del estilo del fondo de inversión" *Revista Española de Financiación y Contabilidad*, 28, 99, 413-442.

Matallín J.C. y Fernández M.A. (2000) "Style analysis and performance evaluation of Spanish mutual funds" *Journal of Asset Management*, 1, 2, 151-171.

Menendez S. y Alvarez S. (2000) "La rentabilidad y la persistencia de los resultados de los fondos de inversión españoles de RV" *Revista Española de Financiación y Contabilidad*, 103,15-36.

Moreno D. (2003) "Essays on Portfolio management and performance measures" Tesis Doctoral. Universidad de Alcalá.

Patel, J., Zeckhauser, R. y Hendriks, D. (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, 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, 3-41.

Rubio G. (1995) "Further evidence on performance evaluation: Portfolios holdings, recommendations and turnover cost" *Review of Quantitative Finance and Accounting*, 5, 127-153.

Sirri E.R. y Tufano P. (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 Tufano P. (1998) "Costly search and mutual flows" *Journal of Finance*, 53, 1589-1622.

Torre B. y García M. (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 Woo S-J. (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*, LIV,3,901-933.

FUNDACIÓN DE LAS CAJAS DE AHORROS

DOCUMENTOS DE TRABAJO

Últimos números publicados

- 159/2000 Participación privada en la construcción y explotación de carreteras de peaje
Ginés de Rus, Manuel Romero y Lourdes Trujillo
- 160/2000 Errores y posibles soluciones en la aplicación del *Value at Risk*
Mariano González Sánchez
- 161/2000 Tax neutrality on saving assets. The spanish case before and after the tax reform
Cristina Ruza y de Paz-Curbera
- 162/2000 Private rates of return to human capital in Spain: new evidence
F. Barceinas, J. Oliver-Alonso, J.L. Raymond y J.L. Roig-Sabaté
- 163/2000 El control interno del riesgo. Una propuesta de sistema de límites
riesgo neutral
Mariano González Sánchez
- 164/2001 La evolución de las políticas de gasto de las Administraciones Públicas en los años 90
Alfonso Utrilla de la Hoz y Carmen Pérez Esparrells
- 165/2001 Bank cost efficiency and output specification
Emili Tortosa-Ausina
- 166/2001 Recent trends in Spanish income distribution: A robust picture of falling income inequality
Josep Oliver-Alonso, Xavier Ramos y José Luis Raymond-Bara
- 167/2001 Efectos redistributivos y sobre el bienestar social del tratamiento de las cargas familiares en
el nuevo IRPF
Nuria Badenes Plá, Julio López Laborda, Jorge Onrubia Fernández
- 168/2001 The Effects of Bank Debt on Financial Structure of Small and Medium Firms in some Euro-
pean Countries
Mónica Melle-Hernández
- 169/2001 La política de cohesión de la UE ampliada: la perspectiva de España
Ismael Sanz Labrador
- 170/2002 Riesgo de liquidez de Mercado
Mariano González Sánchez
- 171/2002 Los costes de administración para el afiliado en los sistemas de pensiones basados en cuentas
de capitalización individual: medida y comparación internacional.
José Enrique Devesa Carpio, Rosa Rodríguez Barrera, Carlos Vidal Meliá
- 172/2002 La encuesta continua de presupuestos familiares (1985-1996): descripción, representatividad
y propuestas de metodología para la explotación de la información de los ingresos y el gasto.
Llorenç Pou, Joaquín Alegre
- 173/2002 Modelos paramétricos y no paramétricos en problemas de concesión de tarjetas de credito.
Rosa Puertas, María Bonilla, Ignacio Olmeda

- 174/2002 Mercado único, comercio intra-industrial y costes de ajuste en las manufacturas españolas.
José Vicente Blanes Cristóbal
- 175/2003 La Administración tributaria en España. Un análisis de la gestión a través de los ingresos y de los gastos.
Juan de Dios Jiménez Aguilera, Pedro Enrique Barrilao González
- 176/2003 The Falling Share of Cash Payments in Spain.
Santiago Carbó Valverde, Rafael López del Paso, David B. Humphrey
Publicado en "Moneda y Crédito" nº 217, pags. 167-189.
- 177/2003 Effects of ATMs and Electronic Payments on Banking Costs: The Spanish Case.
Santiago Carbó Valverde, Rafael López del Paso, David B. Humphrey
- 178/2003 Factors explaining the interest margin in the banking sectors of the European Union.
Joaquín Maudos y Juan Fernández Guevara
- 179/2003 Los planes de stock options para directivos y consejeros y su valoración por el mercado de valores en España.
Mónica Melle Hernández
- 180/2003 Ownership and Performance in Europe and US Banking – A comparison of Commercial, Co-operative & Savings Banks.
Yener Altunbas, Santiago Carbó y Phil Molyneux
- 181/2003 The Euro effect on the integration of the European stock markets.
Mónica Melle Hernández
- 182/2004 In search of complementarity in the innovation strategy: international R&D and external knowledge acquisition.
Bruno Cassiman, Reinhilde Veugelers
- 183/2004 Fijación de precios en el sector público: una aplicación para el servicio municipal de suministro de agua.
M^a Ángeles García Valiñas
- 184/2004 Estimación de la economía sumergida en España: un modelo estructural de variables latentes.
Ángel Alañón Pardo, Miguel Gómez de Antonio
- 185/2004 Causas políticas y consecuencias sociales de la corrupción.
Joan Oriol Prats Cabrera
- 186/2004 Loan bankers' decisions and sensitivity to the audit report using the belief revision model.
Andrés Guiral Contreras and José A. Gonzalo Angulo
- 187/2004 El modelo de Black, Derman y Toy en la práctica. Aplicación al mercado español.
Marta Tolentino García-Abadillo y Antonio Díaz Pérez
- 188/2004 Does market competition make banks perform well?.
Mónica Melle
- 189/2004 Efficiency differences among banks: external, technical, internal, and managerial
Santiago Carbó Valverde, David B. Humphrey y Rafael López del Paso

- 190/2004 Una aproximación al análisis de los costes de la esquizofrenia en España: los modelos jerárquicos bayesianos
F. J. Vázquez-Polo, M. A. Negrín, J. M. Cavasés, E. Sánchez y grupo RIRAG
- 191/2004 Environmental proactivity and business performance: an empirical analysis
Javier González-Benito y Óscar González-Benito
- 192/2004 Economic risk to beneficiaries in notional defined contribution accounts (NDCs)
Carlos Vidal-Meliá, Inmaculada Domínguez-Fabian y José Enrique Devesa-Carpio
- 193/2004 Sources of efficiency gains in port reform: non parametric malmquist decomposition tfp index for Mexico
Antonio Estache, Beatriz Tovar de la Fé y Lourdes Trujillo
- 194/2004 Persistencia de resultados en los fondos de inversión españoles
Alfredo Ciriaco Fernández y Rafael Santamaría Aquilué