

Dirección de los flujos de dinero y partícipes en fondos de inversión

Luis Ferruz Agudo • Cristina Ortiz Lázaro • Luis A. Vicente Gimeno¹

Universidad de Zaragoza

RECIBIDO: 6 de febrero de 2006

ACEPTADO: 9 de octubre de 2006

Resumen: Este trabajo analiza el impacto de la rentabilidad y el riesgo de un fondo de inversión sobre las decisiones de inversión que toman sus partícipes en un mercado como el español, que ha experimentado un crecimiento de más del 4.500% de los activos gestionados en los últimos 15 años y que presenta, actualmente, más de 8 millones de partícipes (datos de Inverco).

El comportamiento del partícipe se establece a partir de proxies como variaciones netas de dinero y partícipes y las variables estandarizadas de éstas. Se consideran diferentes lapsos temporales y se demuestra la influencia de las variables hasta 3 meses después.

La elección de variables no es una decisión tomada a priori, sino que se analizan las principales variables de rentabilidad y riesgo de forma individual. De este modo se comprueba que el partícipe centra su atención en la rentabilidad a corto plazo, mientras que para riesgo el plazo es mayor. Por otro lado, el análisis de la rentabilidad bruta y neta permite determinar la escasa importancia de las comisiones en el mercado español. En cuanto a riesgo, se encuentra evidencia de que el inversor no es sensible ante medidas como la semi-desviación típica o el riesgo sistemático.

Palabras clave: Fondos de inversión / Conducta del inversor / Rentabilidad y riesgo.

Flows of Money and Investors Into and Out Investment Funds

Abstract: Present work analyses the influence of return and risk of an investment fund on the investors' investment decisions in the Spanish market, which has presented an increase of more than 4,500% of assets under management in the last 15 years with a total number of investors greater than 8 million investors (Inverco's data).

The investor's behaviour is explained by proxies such as net flows of money and investors and their standardised variables. Different temporal intervals are considered and evidence is found of the presence of influence up to 3 months later.

The variables are not included randomly but an in-depth individual analysis is done of return and risk. The analysis provides evidence of the greater influence of return calculated for shorter periods, while the effect on risk is the opposite. On the other side, the analysis of gross and net return allows determining that expenses have little importance in the Spanish market. In risk terms, investor is not sensitive to risk measures such as semi-standard deviation and systematic risk.

Key Words: Equity funds / Investor's behaviour / Return and risk.

INTRODUCCIÓN

En los últimos años la literatura financiera ha prestado gran atención al modo en el que las personas toman sus decisiones de inversión. Actualmente existe gran controversia entre autores que defienden la existencia de aspectos de conducta que afectan a los mercados y los que defienden la hipótesis de la eficiencia de los mercados (Fama, 1991). En el ámbito de los fondos de inversión, diversos autores han investigado en modelos de decisión del partícipe (Chevalier y Ellison, 1997; Sirri y Tufano, 1998; Del Guercio y Tkac, 2002) en el contexto de un inversor que puede presentar sesgos en la racionalidad como defiende el concepto de inversor normal de Statman (2005) al argumentar que los inversores son 'normales' y no 'racionales'.

Una de las mayores motivaciones para el estudio de la industria de inversión colectiva es la revolución que ha protagonizado en los merca-

dos financieros internacionales en las últimas décadas. A nivel europeo, en junio de 2005, podían contabilizarse más de 25.000 fondos de inversión que gestionaban un patrimonio superior a 4,5 billones de euros en los países pertenecientes a la Unión Europea. Este crecimiento sostenido tanto en el número de fondos, como en el patrimonio gestionado, justifica desde un punto de vista socioeconómico el estudio de las variables que motivan a los inversores en su decisión de adquirir un fondo de inversión u otro.

Nuestro estudio sigue las líneas apuntadas en los trabajos pioneros de Ippolito (1992) y Sirri y Tufano (1998) para el mercado estadounidense de fondos de inversión, los cuáles detectan una sensibilidad positiva de los flujos de dinero a la rentabilidad pasada obtenida por el fondo. La idea subyacente en la mente de los inversores cuando actúan de ese modo es que la rentabilidad pasada es un buen indicador para predecir rentabilidades futuras, fenómeno conocido como

persistencia. Esta persistencia en los resultados de gestión es un tópico ampliamente analizado en la literatura financiera internacional y cuya evidencia a su favor no es ni mucho menos contundente. En este sentido, destacan entre otros los estudios de Grinblatt y Titman (1992), Hendricks *et al.* (1993), Goetzmann y Ibbotson (1994) y Elton *et al.* (1996) que evidencian resultados persistentes en el tiempo para períodos de 1 a 5 años. Sin embargo, cuando la muestra de estudio presenta sesgo de supervivencia, este fenómeno podría ser espúreo (Brown *et al.*, 1992; Brown y Goetzmann, 1995; Malkiel, 1995).

En el caso español, dicho fenómeno también ha sido analizado, destacando, entre otros, los recientes estudios de Ciriaco y Santamaría (2005) y Ferruz y Vicente (2005), cuyos resultados aportan evidencia a favor de la persistencia de la eficiencia en la gestión, si bien el primero de ellos lo hace de manera más contundente. Ciriaco y Santamaría (2005) contrastan para el mercado español si los inversores basan sus decisiones de inversión en esa hipótesis.

Nuestro estudio analiza la relación existente entre diferentes medidas de rentabilidad y riesgo con los flujos futuros de dinero y de partícipes que entran y salen de los fondos de inversión españoles con vocación inversora en renta variable nacional. Frente a la metodología tradicional de plantear modelos con un gran número de factores, se contrasta, en un primer momento, cada variable de manera individual para diferentes referencias temporales para, finalmente, proponer un modelo conjunto bivalente que incluya las medidas de rentabilidad y riesgo que mejor explican de manera individual los flujos de inversión existentes en los fondos analizados.

Las relaciones existentes entre los determinantes del comportamiento del inversor van a ser examinadas sea cual sea la variable propuesta como proxy de dicho comportamiento. En estudios previos, esta variable, bien los flujos de partícipes o bien los flujos de dinero se establece de manera predeterminada. De manera innovadora en nuestro estudio, presentamos un análisis comparativo de los resultados obtenidos para los diferentes periodos de maduración de la decisión del inversor; de hecho, se comprueba que los flujos de inversores en España presentan mejores

resultados en términos de significación y niveles de coeficiente de determinación que la variable tradicionalmente empleada, los flujos de dinero.

Por otro lado, en la extensa y creciente literatura que intenta justificar la dirección de los flujos de dinero hacia los fondos de inversión, además del riesgo y la rentabilidad, se han considerado otros factores como las comisiones, la edad o el tamaño del fondo. Esta última variable está también indirectamente recogida en el estudio ya que, tal y como se describirá en el apartado de metodología del trabajo, al considerarse las entradas/salidas netas de partícipes y patrimonio en términos relativos, esa variable porcentual ya está corrigiendo los flujos netos por el tamaño inicial del fondo. En cuanto a las comisiones aplicadas, Sirri y Tufano (1998) encuentran una relación negativa entre los flujos de dinero y el total de las comisiones aplicadas, incluyendo gastos operativos y tasas de entrada. Barber, Odean y Zheng (2005) determinan que esta relación negativa está presente en las comisiones de entrada, pero no en los gastos operativos. Según estas conclusiones, las comisiones no representarían una variable determinante para el mercado español, ya que las comisiones de entrada no son tan habituales como en el mercado USA. A pesar de ello, en nuestro estudio se comprueban los resultados anteriores realizando estudios independientes considerando la rentabilidad bruta y la rentabilidad neta de comisiones.

El trabajo está estructurado de la siguiente manera: a continuación se ofrece una perspectiva de las principales características del mercado español de fondos de inversión; posteriormente se describen los datos y la metodología empleada. Dos apartados, dentro de la aplicación de modelos y resultados, presentan los resultados obtenidos para el análisis individual de rentabilidad y riesgo como variables explicativas del comportamiento del inversor, y un tercer apartado presenta los resultados del modelo conjunto; las principales conclusiones se recogen en un apartado final.

CARACTERÍSTICAS DE LA INDUSTRIA ESPAÑOLA DE FONDOS DE INVERSIÓN

Los mercados financieros españoles han experimentado un gran cambio ante al evolución

de los fondos de inversión. El crecimiento, en los últimos quince años, de los activos gestionados por los fondos españoles ha sido uno de los mayores de Europa, con una tasa anual de crecimiento superior al 25%. Actualmente más de 230.000 millones de euros están invertidos en un número superior a 2.600 fondos de inversión, que supone aproximadamente el 9% de los fondos de inversión existentes en la Unión Europea.

Los fondos de inversión españoles cuentan con más de ocho millones y medio de partícipes, lo que evidencia el gran impacto de las instituciones de inversión colectiva en la sociedad española en los últimos 15 años ya que, a finales de 1990 el número de inversores no alcanzaba los 600.000 partícipes. Sin embargo estos partícipes no se reparten de forma similar entre los diferentes fondos de inversión, sino que unas pocas gestoras concentran la mayoría de los partícipes y activos gestionados de la industria de fondos de inversión. Las principales gestoras, como son Santander Gestión y BBVA Gestión, concentran la gestión de más del 40% de los activos. Si ampliamos el número a las 10 gestoras más importantes, el porcentaje de activos que gestionan supera el 70%.

El gran desarrollo producido en la industria española de los fondos de inversión necesariamente ha conjugado importantes ventajas tanto para el lado de la oferta como de la demanda de esta industria. Desde el punto de vista de la oferta, una de las razones que puede explicar el gran crecimiento del número de fondos de inversión existentes en España son los importantes beneficios obtenidos por las gestoras a partir de las comisiones de gestión. Sin embargo, el Real Decreto-ley 6/2000, de 23 de junio, de Medidas Urgentes de Intensificación de la Competencia en Mercados de Bienes y Servicios establecía la creación de niveles máximos de comisiones de gestión aplicadas a fondos de inversión.

Asimismo, desde el punto de vista de la demanda también se han producido cambios importantes en la tributación que favorecen e incentivan la inversión a largo plazo, comenzando con el Real Decreto-ley 3/2000, de 23 de junio, por el que se aprueban medidas fiscales urgentes de estímulo al ahorro familiar y a la pequeña y mediana empresa, las ganancias de capital obte-

nidas en fondos de inversión durante períodos superiores a 12 meses se cargan a un tipo fijo, tributando al tipo marginal del inversor si es un período inferior. Sin embargo, la venta de un fondo de inversión está exenta de tributación si el importe obtenido se reinvierte en otro fondo de inversión, fomentando e incentivando la competencia en la industria.

La reciente entrada en vigor en 2004 de la nueva Ley 35/2003 de Instituciones de Inversión Colectiva, de 4 de noviembre y en 2006 de su correspondiente desarrollo reglamentario mediante el Real Decreto 1309/2005 de 4 de noviembre, pretende adecuar y dinamizar la industria española de fondos de inversión a la nueva situación y entorno competitivo internacional. Esta nueva legislación, a pesar de no afectar al horizonte de estudio desarrollado en nuestro trabajo, recoge el espíritu de las principales medidas legislativas que durante finales de los noventa y comienzos del 2000 se pusieron en marcha para dinamizar esta emergente industria de inversión colectiva en nuestro país.

Al comienzo de la década de los noventa, los fondos españoles invertían principalmente en acciones nacionales y deuda pública. Sin embargo, los patrones de inversión han cambiado, experimentando un crecimiento de los activos invertidos en acciones europeas o americanas. A pesar de ello, la importancia de la inversión nacional sigue siendo muy importante, por lo que este trabajo se centra en el comportamiento de los partícipes de fondos de inversión en renta variable. Según la clasificación de la CNMV son aquéllos con más del 75% de su cartera invertida en acciones nacionales.

La tabla 1 presenta algunas de las características más significativas de la industria de fondos de inversión y de la base de datos de nuestro estudio en el momento inicial y final del horizonte temporal de nuestro análisis. La sección izquierda de esta tabla pone de manifiesto el gran crecimiento producido en la industria española de fondos de inversión desde junio de 1994 hasta junio de 2002. Dicho crecimiento se refleja tanto en el número de fondos comercializados, como en el patrimonio total gestionado y en el número de partícipes que invierten en dichos fondos.

Tabla 1.- Evolución de la industria de fondos de inversión y características de la base de datos

	INDUSTRIA ESPAÑOLA		BASE DE DATOS*	
	30/06/1994	30/06/2002	30/06/1994	30/06/2002
Número de fondos de inversión	634	2.507	91	223
Patrimonio (millones de euros)	70.984	174.823	1.992	10.007
Participes	3.014.878	7.357.323	141.726	514.107
Patrimonio medio por fondo (millones de euros)	112	70	22	45
Media de participes por fondo	4.755	2.935	1.557	2.306
% de patrimonio gestionado por el primer decil de los fondos más grandes	64,16%	64,27%	41,07%	57,55%

*Algunos de los fondos de inversión incluidos en la base de datos fueron clasificados provisionalmente como de renta variable mixta por la CNMV, aunque pronto cambiaron a la categoría de renta variable nacional.

FUENTES: CNMV e INVERCO.

Por otro lado, dicha tabla también proporciona estadísticas que evidencian el importante nivel de concentración de volumen patrimonial existente en el conjunto de fondos de inversión españoles. Igualmente puede apreciarse la reducción del patrimonio medio y del número de participes que invierten en cada fondo durante el horizonte temporal de nuestro análisis.

Por otro lado, la sección derecha de la tabla 1 refleja para nuestra base de datos similares patrones de crecimiento y desarrollo que los obtenidos por el conjunto de la industria española. Por el contrario y a pesar de lo ocurrido en el conjunto del mercado, los fondos españoles de Renta Variable Nacional incluidos en nuestra base de datos han incrementado su tamaño medio así como la concentración de su volumen patrimonial.

Los datos van a recoger todos los fondos existentes en cada período, por lo que la muestra de estudio está libre de sesgo de supervivencia.

No obstante, los modelos posteriormente propuestos exigirán una vida mínima de 36 meses de los fondos incluidos inicialmente en la muestra, que junto con las características del estudio (variables explicativas calculadas para uno, dos y tres años; y variables dependientes computadas para uno, dos y tres meses) supone la pérdida de fondos por no cumplir este tiempo de supervivencia mínimo. Por lo tanto, y con el objeto de hacer las tablas perfectamente comparables entre las diferentes medidas, la muestra de fondos de inversión finalmente aplicada en el estudio es de 110 fondos.

DATOS Y METODOLOGÍA

DATOS

La base de datos analizada cuenta con los siguientes datos mensuales de fondos de inversión de renta variable nacional: valor liquidativo, comisiones, tamaño del fondo, y número de participes. Las rentabilidades netas mensuales se calculan a partir de los valores liquidativos; para obtener las rentabilidades brutas, se incluyen las comisiones. Los datos pertenecen a información oficial facilitada por la CNMV y abarcan un período de 96 meses, desde julio de 1994 a junio de 2002.

El número de fondos incluidos en la base de datos inicialmente es 223 fondos.

MEDIDAS DE FLUJOS

Con el objetivo de dar la máxima robustez a los resultados y evitar sesgos que pudieran introducirse al determinar la medida de flujos empleada, se consideran cuatro alternativas: la variación de los flujos netos de dinero, la variación porcentual de flujos netos de dinero, la variación neta en el número de participes y la variación porcentual neta en el número de participes. Las variaciones porcentuales permiten eliminar posibles sesgos referentes al tamaño del fondo. En los trabajos de Ippolito (1992), Sirri y Tufano (1998) y Sawicki (2001), emplean la variación porcentual del tamaño del fondo neto de la rentabilidad de las inversiones; Del Guercio y Tkac (2002) analizan también la variación neta de dinero. Dado lo que nos es conocido, la variación en el número de inversores sólo ha sido es-

tudiada en el trabajo de Del Guercio y Tkac (2002) en su análisis de los fondos de pensiones.

Los flujos de dinero se calculan anualmente en el trabajo de Del Guercio y Tkac (2002) y en Chevalier y Ellison (1998) donde se demuestra la forma no lineal de la relación flujos-performance y las diferencias existentes entre fondos jóvenes y antiguos. Por su parte, Barber, Odean y Zheng (2005) calculan flujos trimestrales para analizar el efecto de las comisiones sobre las entradas y salidas de dinero en fondos de inversión. Con el objetivo de detectar la influencia de un fondo con notables resultados sobre los flujos del resto de fondos de la gestora, Nanda, Wang y Zheng (2004) calculan las variaciones mensuales del tamaño del fondo. La frecuencia elegida, podría sesgar los resultados obtenidos, por lo que en nuestro estudio se analizan frecuencias de uno, dos y tres meses para evitar este tipo de sesgos.

La variación de flujos debe tener en cuenta la apreciación experimentada por el fondo de inversión como consecuencia de la rentabilidad obtenida por sus inversiones, por tanto la variación mensual de flujos se calcula del siguiente modo:

$$F_{i,t} = AT_{i,t} - AT_{i,t-1} \cdot (1 + R_{i,t}) \quad (1)$$

donde $F_{i,t}$ representa el flujo neto de dinero en el fondo i durante el mes t ; $AT_{i,t}$ indica los activos totales del fondo i al final del mes t ; $R_{i,t}$ es la rentabilidad del fondo i durante el mes t .

Si consideramos esta medida en términos porcentuales, el cálculo es el siguiente:

$$F'_{i,t} = \frac{AT_{i,t} - AT_{i,t-1} \cdot (1 + R_{i,t})}{AT_{i,t-1}} \quad (2)$$

La tercera de las medidas aplicadas es la variación neta de partícipes:

$$NI_{i,t} = I_{i,t} - I_{i,t-1} \quad (3)$$

donde $NI_{i,t}$ representa la variación de inversores con cada fondo en el mes t ; $I_{i,t}$ es el número de partícipes del fondo i al final del mes t .

El cálculo de la variación porcentual de partícipes, $NI'_{i,t}$, determinará la cuarta medida de flujos considerada:

$$NI'_{i,t} = \frac{I_{i,t} - I_{i,t-1}}{I_{i,t-1}} \quad (4)$$

METODOLOGÍA

Se propone un análisis bivalente rentabilidad-riesgo para recoger las tendencias del inversor español. Las especificaciones temporales de estas dos variables incorporadas en este análisis bivalente son escogidas exhaustivamente a partir de análisis individuales previos en los que se selecciona la mejor forma de medirlas con el objetivo de explicar los flujos de dinero e inversores.

$$Flujos_{i,t+j} = \alpha_i + \beta_i Z_{i,t-h} + \varepsilon_i \quad (5)$$

En la expresión anterior, $Flujos_{i,t+j}$, representa la proxy del comportamiento del inversor, en nuestro caso, aplicaremos las cuatro medidas de flujos descritas anteriormente para cada fondo i , durante los j meses siguientes al momento de referencia t . El vector de variables $Z_{i,t-h}$ recoge las variables rentabilidad y riesgo calculadas durante los h meses previos al momento t de referencia. β_i es el vector de parámetros que indica para cada fondo i , la sensibilidad de los resultados y riesgo pasados del fondo sobre los movimientos futuros de dinero y partícipes.

APLICACIÓN DE MODELOS Y RESULTADOS

ESTUDIO DE LA RENTABILIDAD

La rentabilidad ha demostrado ser un factor básico en el proceso de toma de decisiones de los inversores. Pero el modo en que se calcula difiere en los diferentes estudios. Ippolito (1992) analiza la rentabilidad neta de comisiones, mientras que Sirri y Tufano (1998) consideran la rentabilidad bruta.

En lo que respecta al horizonte temporal, Ippolito (1992), Sawicki (2001) y Nanda, Wang y

Zheng (2005) consideran la rentabilidad retardada varios períodos, mientras que Goetzmann y Peles (1997) calculan rentabilidades medias para diferentes períodos. La mayoría de estos estudios concluyen que la rentabilidad calculada para períodos más cortos es más relevante en las decisiones del partícipe.

Para contrastar estos resultados en el mercado español y determinar la variable más apropiada que incorporar en el modelo multifactorial, se realiza el siguiente análisis:

$$Flujos_{i,t+j} = \alpha + \beta \cdot R_{i,t-h} + \varepsilon_i \quad (6)$$

La variable dependiente toma las cuatro medidas de flujos especificadas cuando j toma el valor de 1, 2 y 3 meses siguientes al período de referencia². $R_{i,t-h}$ es la media de las rentabilidades mensuales de los h meses anteriores al momento t ; considerado valores de h de 12, 24, y 36 meses. Esta variable toma también dos variantes, la rentabilidad bruta, $RB_{i,t-h}$, y rentabilidad neta, $RN_{i,t-h}$, una vez descontadas las comisiones. Bar-

ber, Odean y Zheng (2005) concluyen que las comisiones de entrada en un fondo de inversión producen un efecto negativo para la entrada de neta de dinero en el fondo que no se mantiene para gastos operativos.

Los resultados de la regresión de rentabilidad bruta (neta) como variable explicativa se muestran en la mitad superior (inferior) de la tabla 2. Ambas medidas son calculadas para los 12, 24 y 36 meses anteriores. La parte izquierda de la tabla indica los resultados obtenidos al considerar como proxy del comportamiento la variación en el número de inversores, mientras que la parte derecha muestra los resultados de al considerar flujos de dinero. En los dos casos, estas medidas están calculadas en términos absolutos y relativos para períodos futuros de 1, 2 y 3 meses.

Los resultados confirman la hipótesis de que en el mercado español la rentabilidad bruta y la rentabilidad neta explican de forma similar el comportamiento del inversor. Del mismo modo, se confirma la hipótesis de otros trabajos empíricos de que la rentabilidad a más corto plazo es

Tabla 2.- Regresiones de rentabilidad sobre medidas de flujos

	NI _{i,t+1}	NI' _{i,t+1}	NI _{i,t+2}	NI' _{i,t+2}	NI _{i,t+3}	NI' _{i,t+3}	F _{i,t+1}	F' _{i,t+1}	F _{i,t+2}	F' _{i,t+2}	F _{i,t+3}	F' _{i,t+3}
RB _{i,t-12}												
Porcentaje de β positivas y significativas*	84.545%	81.818%	85.455%	82.727%	88.182%	84.545%	76.364%	78.182%	79.091%	79.091%	78.182%	79.091%
R ² medio	0.3345	0.2393	0.3516	0.2387	0.3480	0.2269	0.2452	0.1751	0.2744	0.1860	0.1860	0.1860
RB _{i,t-24}												
Porcentaje de β positivas y significativas*	78.182%	71.818%	80.909%	69.091%	78.182%	60.909%	60.909%	51.818%	63.636%	51.818%	62.727%	44.545%
R ² medio	0.2612	0.2263	0.2654	0.1815	0.2762	0.2762	0.1986	0.1466	0.2203	0.1547	0.2364	0.1696
RB _{i,t-36}												
Porcentaje de β positivas y significativas*	58.182%	65.455%	62.727%	70.000%	63.636%	68.182%	40.909%	43.636%	45.455%	49.091%	45.455%	48.182%
R ² medio	0.2265	0.2016	0.2406	0.2208	0.2424	0.2277	0.1778	0.1834	0.2029	0.2101	0.2161	0.2229
RN _{i,t-12}												
Porcentaje de β positivas y significativas*	80.909%	80.909%	81.818%	81.818%	81.818%	82.727%	68.182%	70.909%	70.000%	73.636%	70.000%	77.273%
R ² medio	0.3620	0.3792	0.3848	0.4128	0.3959	0.4178	0.2499	0.2783	0.2827	0.3199	0.3026	0.3262
RN _{i,t-24}												
Porcentaje de β positivas y significativas*	78.182%	71.818%	80.909%	69.091%	78.182%	61.818%	61.818%	51.818%	64.545%	51.818%	62.727%	44.545%
R ² medio	0.2614	0.1821	0.2658	0.1818	0.2766	0.1868	0.1967	0.1469	0.2181	0.1549	0.2366	0.1699
RN _{i,t-36}												
Porcentaje de β positivas y significativas*	58.182%	65.455%	62.727%	70.000%	63.636%	68.182%	40.909%	43.636%	45.455%	49.091%	45.455%	48.182%
R ² medio	0.2268	0.2019	0.2409	0.2211	0.2427	0.2280	0.1780	0.1836	0.2031	0.2103	0.2163	0.2231
Esta tabla presenta los resultados de los parámetros β positivos y significativos de los 110 fondos de la muestra en la siguiente regresión:												
$Flujos_{i,t+j} = \alpha + \beta \cdot R_{i,t-h} + \varepsilon_i$, donde $R_{i,t-k}$ representa la rentabilidad bruta o neta, calculada para los k meses anteriores (12, 24 y 36) a cada mes t . La medida $Flujos_{i,t+j}$ engloba la variación (porcentual) de dinero, F (F') y de participes NI (NI') de los j meses posteriores, siendo uno, dos y tres.												
La matriz de covarianzas de los estimadores está calculada a partir de la propuesta de Newey y West (1987) que corrige el sesgo de dicha matriz en presencia de heterocedasticidad y autocorrelación de forma no conocida.												
* Significativo al 5%. El R ² medio presentado está calculado sobre los fondos que presentan coeficiente β positivo y significativo.												

más relevante en la toma de decisiones del partícipe, tanto si atendemos a criterios de significación del parámetro como si comparamos los niveles de explicación alcanzados por la regresión. Esta conclusión es válida sea cual sea la medida de flujos que se incorpore al análisis. Una vez observada la superioridad de la rentabilidad medida en el corto plazo, se observa, que la rentabilidad neta presenta mejores niveles de R^2 , aunque dichas diferencias son mínimas en relación a los obtenidos por las rentabilidades brutas. Junto a estos ligeramente mejores resultados en términos del coeficiente de determinación, el hecho de que los datos de rentabilidad que públicamente se facilitan a los partícipes sean netos de comisiones, hace que optemos por la rentabilidad neta para posteriores análisis.

Considerando, por tanto, períodos de doce meses anteriores para el cálculo de rentabilidad, tal y como muestra la tabla 2, más del 80% de los fondos de inversión analizados presentan un parámetro β positivo y significativo con niveles de explicación superiores al 35% cuando se considera la variable explicativa los movimientos de partícipes. Analizando los movimientos de dinero, en torno al 70% de los parámetros muestran parámetros significativos con R^2 medios que alcanzan el 30%.

La información pasada acerca de rentabilidad y riesgo es determinante en los movimientos de flujos del mes posterior, y su efecto persiste incluso hasta 3 meses posteriores al momento de referencia. Si se analizan períodos superiores (resultados de análisis hasta 5 meses disponibles bajo petición a los autores) el ajuste del análisis empeora.

ESTUDIO DEL RIESGO

Según los principios de la Teoría de Carteras, el riesgo tiene una importancia clave en la toma de decisiones del inversor como elemento no deseado por el partícipe³. Por ello, es una variable a tener en cuenta en nuestro estudio del comportamiento del partícipe de fondos españoles. Como en el caso de la rentabilidad, el riesgo financiero puede calcularse de diversas formas, en este sentido, se realiza un análisis previo individual para determinar cuál es la variable más

apropiada para incluir en el modelo a partir de la siguiente regresión:

$$\text{Flujos}_{i,t+j} = \alpha + \beta \cdot \text{Riesgo}_{i,t-k} + \varepsilon_i \quad (7)$$

Las medidas de riesgo consideradas son: a) el riesgo total medido como la desviación típica, $dt_{i,t-k}$, de las rentabilidades mensuales del fondo i en los k meses anteriores al momento de referencia t ; b) el riesgo sistemático, β_{ik} , recogido en el modelo de mercado de Sharpe y usando como índice de referencia el Ibex-35; y c) la semidesviación típica, $sdt_{i,t-k}$, de las rentabilidades mensuales del fondo i en los k meses anteriores al momento de referencia t . Esta última medida trata de recoger el efecto de la asimetría presente en las decisiones del partícipe ante rentabilidades pasadas (ver en Chevalier y Ellison, 1997; Lynch y Musto, 1997; y Sirri y Tufano, 1998). Las tres alternativas de medir el riesgo se calculan durante los 12, 24 y 36 meses anteriores.

En la tabla 3 se exponen los resultados obtenidos para las regresiones del riesgo total medido por la desviación típica de las rentabilidades mensuales. El porcentaje de parámetros negativos y significativos⁴ en el estudio de riesgo es menor que los obtenidos para rentabilidad en la tabla 2, es decir, el partícipe de fondos de inversión reacciona en mayor medida a la información sobre rentabilidad que a la información sobre riesgo. El análisis de riesgo sistemático presenta escasos porcentajes de fondos con coeficiente significativo, no superiores al 19%. La hipótesis de un comportamiento asimétrico del partícipe de fondos ante resultados positivos y negativos no puede ser confirmada a través del análisis de la semidesviación típica, ya que los porcentajes de parámetros significativos siempre se sitúan por debajo de los alcanzados en el estudio del riesgo total⁵.

La tabla 3 muestra mayores niveles de explicación medios para aquéllas regresiones en las que se considera el riesgo calculado para los tres años anteriores. Este resultado, se une a la conclusión del estudio de rentabilidad que determinaba que la rentabilidad a corto plazo es más adecuada para medir el comportamiento del inversor y presentar una regresión multifactorial en el siguiente apartado.

Tabla 3.- Regresiones de riesgo sobre medidas de flujos

	NI _{i,t+1}	NI _{i,t+1} '	NI _{i,t+2}	NI _{i,t+2} '	NI _{i,t+3}	NI _{i,t+3} '	F _{i,t+1}	F _{i,t+1} '	F _{i,t+2}	F _{i,t+2} '	F _{i,t+3}	F _{i,t+3} '
dt_{i,t-12}												
Porcentaje de β negativas y significativas*	21.818%	34.545%	26.364%	43.636%	30.909%	55.455%	17.273%	42.727%	21.818%	50.000%	27.273%	55.455%
R ² medio	0.1204	0.1514	0.1360	0.1600	0.1472	0.1607	0.1160	0.1167	0.1427	0.1463	0.1536	0.1668
dt_{i,t-24}												
Porcentaje de β negativas y significativas*	57.273%	70.000%	60.000%	72.727%	67.273%	75.455%	54.545%	65.455%	60.000%	71.818%	63.636%	77.273%
R ² medio	0.2244	0.2548	0.2664	0.2906	0.2867	0.3249	0.1747	0.2250	0.2197	0.2650	0.2589	0.2970
dt_{i,t-36}												
Porcentaje de β negativas y significativas*	58.182%	62.727%	62.727%	67.273%	63.636%	68.182%	46.364%	57.273%	50.909%	60.000%	56.364%	63.636%
R ² medio	0.2839	0.3118	0.3146	0.3456	0.3480	0.3780	0.2160	0.2317	0.2497	0.2721	0.2660	0.2937
Esta tabla presenta los resultados de los parámetros β negativos y significativos de los 110 fondos de la muestra en la siguiente regresión: $Flujos_{i,t+j} = \alpha + \beta \cdot dt_{i,t-k} + \varepsilon_t$, donde $dt_{i,t,k}$ representa la desviación típica de la rentabilidad neta, calculada para los k meses anteriores (12, 24 y 36) a cada mes t . La medida $Flujos_{i,t+j}$ engloba la variación (porcentual) de dinero, F (F') y de partícipes NI (NI') de los j meses posteriores, siendo j igual a uno, dos y tres.												
La matriz de covarianzas de los estimadores está calculada a partir de la propuesta de Newey y West (1987) que corrige el sesgo de dicha matriz en presencia de heterocedasticidad y autocorrelación de forma no conocida.												
* Significativo al 5%. El R ² medio presentado está calculado sobre los fondos que presentan coeficiente β negativo y significativo.												

ESTUDIO CONJUNTO DE RENTABILIDAD Y RIESGO

Atendiendo a los resultados obtenidos del análisis individual de las variables fundamentales de rentabilidad y riesgo, se procede a analizar el modelo de regresión con dos variables presentado en la ecuación 8. $RN_{i,t-12}$ es la rentabilidad neta media de los 12 meses anteriores y $dt_{i,t-36}$ la desviación típica de la rentabilidad neta media de los 36 meses anteriores. La regresión de este modelo multifactorial se realiza corrigiendo por el método propuesto por Newey y West (1987), que presentan un estimador de la matriz de covarianzas que permite calcular la significación de los parámetros independientemente de la existencia de heterocedasticidad o autocorrelación de los parámetros de forma no conocida.

$$Flujos_{i,t+j} = \alpha + \beta_1 \cdot RN_{i,t-12} + \beta_2 \cdot dt_{i,t-36} + \varepsilon_i \tag{8}$$

La consideración de rentabilidad y riesgo como variables independientes se recoge también en Barber, Odean y Zheng (2005), quienes analizan las repercusiones de las diferentes comisiones aplicadas, incluyendo la rentabilidad anual retardada uno y dos períodos, y la desviación estándar mensual de la rentabilidad del fondo de los 24 meses anteriores.

La regresión propuesta en la expresión (8) se realiza para las cuatro medidas de flujos (flujos y

flujos relativos de dinero y de partícipes), computándose éstas para uno, dos y tres meses. En las tablas 2 y 3 se concluía que la medida de variación de partícipes presentaba mejores resultados, y dentro de ésta, también puede observarse la superioridad de la medida estandarizada sobre la medida en niveles. Los análisis realizados permiten concluir que existen factores que determinan ciertos patrones de comportamiento del partícipe, también se ha demostrado, que esta influencia, se mantiene, sea cual sea la variable de flujos empleada. Sin embargo, el crecimiento de un fondo a efectos comparativos tiene que tener en cuenta el tamaño previo del mismo, así, por todas las razones expuestas, la tabla 4 presenta los resultados de la regresión que considera de manera conjunta la rentabilidad y el riesgo como variables explicativas de la variación porcentual del número de partícipes para intervalos temporales de uno, dos y tres meses⁶.

Los resultados de la regresión indican que los inversores en fondos de inversión españoles, no están interesados en aquellos fondos que han presentado rentabilidades pasadas negativas (ningún fondo presenta β₁ negativo y significativo); mientras que en ocasiones sí que demuestran sensibilidad positiva a la inversión en fondos con riesgo (1,82% de los fondos presentan β₂ positivo y significativo). La media total de los R² obtenidos en las regresiones está en torno al 40%, lo que supone un gran poder explicativo cuando incluimos tan sólo dos factores. Está me-

Tabla 4.- Regresiones de rentabilidad y riesgo sobre medidas de flujos

NF'_{it+1}	$\beta_2 < 0$ significativa	$\beta_2 < 0$ no significativa	$\beta_2 > 0$ significativa	$\beta_2 > 0$ no significativa	Total
$\beta_1 > 0$ significativa	40,91% (0,566)	22,73% (0,366)	1,82% (0,405)	3,64% (0,320)	69,09% (0,483)
$\beta_1 > 0$ no significativa	6,36% (0,470)	8,18% (0,077)	-	8,18% (0,047)	22,73% (0,176)
$\beta_1 < 0$ significativa	-	-	-	-	-
$\beta_1 < 0$ no significativa	5,45% (0,342)	2,74% (0,045)	-	-	8,18 (0,243)
Total	52,73% (0,531)	33,64% (0,270)	1,82% (0,405)	11,82 (0,131)	100% (0,394)

NF'_{it+2}	$\beta_2 < 0$ significativa	$\beta_2 < 0$ no significativa	$\beta_2 > 0$ significativa	$\beta_2 > 0$ no significativa	Total
$\beta_1 > 0$ significativa	38,18% (0,619)	24,55% (0,411)	1,82% (0,434)	4,55% (0,324)	69,09% (0,521)
$\beta_1 > 0$ no significativa	7,27% (0,485)	5,45% (0,174)	-	7,27% (0,072)	20,00% (0,250)
$\beta_1 < 0$ significativa	-	-	-	-	-
$\beta_1 < 0$ no significativa	6,36% (0,509)	3,64% (0,053)	-	0,91% (0,010)	10,91% (0,315)
Total	51,82% (0,587)	33,64% (0,334)	1,82% (0,434)	12,73% (0,158)	100% (0,444)

NF'_{it+3}	$\beta_2 < 0$ significativa	$\beta_2 < 0$ no significativa	$\beta_2 > 0$ significativa	$\beta_2 > 0$ no significativa	Total
$\beta_1 > 0$ significativa	35,45% (0,639)	19,09% (0,423)	1,82% (0,472)	7,27% (0,639)	63,64% (0,535)
$\beta_1 > 0$ no significativa	12,73% (0,559)	6,36% (0,165)	-	4,55% (0,070)	23,64% (0,359)
$\beta_1 < 0$ significativa	-	-	-	-	-
$\beta_1 < 0$ no significativa	7,27% (0,542)	3,64% (0,061)	-	1,82% (0,016)	12,73% (0,329)
Total	55,45% (0,608)	29,09% (0,321)	1,82% (0,472)	13,64% (0,207)	100% (0,468)

Esta tabla presenta los resultados agregados de los parámetros β_1 y β_2 para una muestra de 110 fondos de la muestra en la siguiente regresión multifactorial: $Flujos_{i,t+j} = \alpha + \beta_1 \cdot RN_{i,t-12} + \beta_2 \cdot dt_{i,t-36} + \varepsilon_i$, donde $RN_{i,t-12}$ representa la rentabilidad neta media de los 12 meses anteriores y $dt_{i,t-36}$ es la desviación típica de la rentabilidad neta de los 36 meses. Se presentan los datos de las medidas estandarizadas de flujos partícipes (NF') para uno, dos y tres meses. Los resultados de las regresiones se ajustan al método de cálculo de Newey y West (1987) para evitar problemas de heterocedasticidad y autocorrelación de las variables. Niveles de significación del 5%. Entre paréntesis, el R^2 medio de cada categoría.

dia es superior, alcanzando el 63% cuando nos fijamos en aquellos fondos que presentan parámetros significativos acordes con las hipótesis de la Teoría de Carteras (parámetro de rentabilidad, β_1 , positivo y parámetro de riesgo, β_2 , negativo).

Si se realiza un estudio detallado de los fondos que no presentan significación en los parámetros, se observan características comunes entre ellos. La mayoría de estos fondos tienen un tamaño pequeño o tienen características comerciales especiales como comisiones de entrada, de salida o cantidades de inversión mínimas. Estas características no puramente financieras, actúan como barrera a la entrada y salida de inversores sesgando el modelo expuesto.

No obstante, se puede afirmar que la rentabilidad a corto plazo y el riesgo total de tres años anteriores son las principales variables financieras a la hora discernir la dirección de los flujos de dinero o partícipes en los fondos de inversión españoles.

CONCLUSIONES

La importancia de la rentabilidad pasada como variable explicativa de los flujos netos de dinero y de partícipes queda demostrada tanto para

los diferentes horizontes temporales considerados como para diferentes intervalos de reacción ante la información pasada. En especial, los inversores demuestran mayor sensibilidad a la rentabilidad media de los doce meses anteriores que a periodos más amplios. Esta conclusión no es generalizable para el riesgo que resulta más significativo cuando se computa para los 36 meses anteriores.

Las comisiones de entrada o salida en el mercado de fondos de inversión español no son ampliamente aplicadas, y las comisiones de gestión no son un factor especialmente relevante para el partícipe según se concluye del análisis de rentabilidad bruta y neta. Sin embargo, sí que es observado que los fondos que aplican dichas comisiones de entrada o salida son los que presentan peor ajuste en las regresiones.

Los resultados del análisis del riesgo no nos permiten confirmar las conclusiones de otros autores para otros mercados acerca de la diferente sensibilidad del inversor ante rentabilidades positivas o negativas. Para comprobar esta hipótesis se analiza la semidesviación típica de las rentabilidades netas presentando un ajuste muy inferior al obtenido a partir de la medida de riesgo total. El inversor tampoco es sensible a medidas de volatilidad como el riesgo sistemático.

La consideración conjunta en un único modelo de la rentabilidad mensual media del último año y del riesgo total de los últimos tres años, supone la obtención de un amplio número de parámetros significativos con unos niveles de explicación superiores al 46% cuando se analizan las variaciones trimestrales porcentuales de los flujos de participes.

El estudio aporta evidencia empírica de la gran relevancia que los parámetros básicos de la teoría de carteras, rentabilidad y riesgo, tienen sobre los movimientos de los participes en los fondos de inversión españoles de renta variable nacional.

ANEXO

REGRESIONES ADICIONALES DE RIESGO SOBRE MEDIDAS DE FLUJOS

		sdt _{i,t-12}					
		NI _{i,t+1}	NI' _{i,t+1}	NI _{i,t+2}	NI' _{i,t+2}	NI _{i,t+3}	NI' _{i,t+3}
Porcent. de β negativas y signif.*		11.818%	23.636%	15.455%	32.727%	19.091%	38.182%
R ² medio		0.1250	0.1368	0.1343	0.1341	0.1371	0.1411
		F _{i,t+1}	F' _{i,t+1}	F _{i,t+2}	F' _{i,t+2}	F _{i,t+3}	F' _{i,t+3}
Porcent. de β negativas y signif.*		14.545%	25.455%	19.364%	35.455%	17.273%	43.636%
R ² medio		0.1047	0.1155	0.1407	0.1295	0.1677	0.1370
		sdt _{i,t-24}					
		NI _{i,t+1}	NI' _{i,t+1}	NI _{i,t+2}	NI' _{i,t+2}	NI _{i,t+3}	NI' _{i,t+3}
Porcent. de β negativas y signif.*		44.545%	64.545%	48.182%	62.273%	50.000%	73.636%
R ² medio		0.1924	0.1960	0.2238	0.2226	0.2556	0.2395
		F _{i,t+1}	F' _{i,t+1}	F _{i,t+2}	F' _{i,t+2}	F _{i,t+3}	F' _{i,t+3}
Porcent. de β negativas y signif.*		40.000%	60.909%	44.545%	64.545%	50.000%	69.091%
R ² medio		0.1652	0.1798	0.2072	0.2188	0.2341	0.2458
		sdt _{i,t-36}					
		NI _{i,t+1}	NI' _{i,t+1}	NI _{i,t+2}	NI' _{i,t+2}	NI _{i,t+3}	NI' _{i,t+3}
Porcent. de β negativas y signif.*		47.273%	53.636%	50.909%	54.545%	54.545%	60.909%
R ² medio		0.2389	0.2506	0.2703	0.2946	0.2911	0.3034
		F _{i,t+1}	F' _{i,t+1}	F _{i,t+2}	F' _{i,t+2}	F _{i,t+3}	F' _{i,t+3}
Porcent. de β negativas y signif.*		38.182%	48.182%	42.727%	51.818%	48.182%	56.364%
R ² medio		0.1881	0.1920	0.2223	0.2310	0.2387	0.2519

Esta tabla presenta los resultados de los parámetros β negativos y significativos de los 110 fondos de la muestra en la siguiente regresión: $Flujos_{i,t+j} = \alpha + \beta \cdot sdt_{i,t-k} + \varepsilon_j$, donde $sdt_{i,t-k}$ representa la semidesviación típica de la rentabilidad neta, calculada para los k meses anteriores (12, 24 y 36) a cada mes t . La medida $Flujos_{i,t+j}$ engloba la variación (porcentual) de dinero, F (F') y de participes NI (NI') de los j meses posteriores, siendo j igual a uno, dos y tres. La matriz de covarianzas de los estimadores está calculada a partir de la propuesta de Newey y West (1987) que corrige el sesgo de dicha matriz en presencia de heterocedasticidad y autocorrelación de forma no conocida. * Significat. al 5%. El R² medio presentado está calculado sobre los fondos que presentan coeficiente β negativo y significativo.

		TS _{i,t-12}					
		NI _{i,t+1}	NI' _{i,t+1}	NI _{i,t+2}	NI' _{i,t+2}	NI _{i,t+3}	NI' _{i,t+3}
Porcent. de β negativas y signif.*		8.182%	6.364%	10.909%	10.909%	10.000%	10.909%
R ² medio		0.0871	0.0966	0.967	0.0899	0.1203	0.1053
		F _{i,t+1}	F' _{i,t+1}	F _{i,t+2}	F' _{i,t+2}	F _{i,t+3}	F' _{i,t+3}
Porcent. de β negativas y signif.*		5.455%	6.364%	9.091%	10.000%	10.000%	10.909%
R ² medio		0.0690	0.0834	0.0804	0.0933	0.0937	0.1035
		TS _{i,t-24}					
		NI _{i,t+1}	NI' _{i,t+1}	NI _{i,t+2}	NI' _{i,t+2}	NI _{i,t+3}	NI' _{i,t+3}
Porcent. de β negativas y signif.*		5.455%	5.545%	7.273%	6.364%	9.091%	10.000%
R ² medio		0.1394	0.1265	0.1358	0.1229	0.1316	0.1159
		F _{i,t+1}	F' _{i,t+1}	F _{i,t+2}	F' _{i,t+2}	F _{i,t+3}	F' _{i,t+3}
Porcent. de β negativas y signif.*		6.364%	5.455%	7.273%	8.182%	7.273%	9.091%
R ² medio		0.0928	0.1204	0.1218	0.1272	0.1547	0.1575
		TS _{i,t-36}					
		NI _{i,t+1}	NI' _{i,t+1}	NI _{i,t+2}	NI' _{i,t+2}	NI _{i,t+3}	NI' _{i,t+3}
Porcent. de β negativas y signif.*		4.545%	3.636%	4.545%	5.455%	3.636%	6.364%
R ² medio		0.0937	0.1103	0.1037	0.1061	0.1284	0.1211
		F _{i,t+1}	F' _{i,t+1}	F _{i,t+2}	F' _{i,t+2}	F _{i,t+3}	F' _{i,t+3}
Porcent. de β negativas y signif.*		2.727%	2.727%	4.545%	4.545%	4.545%	4.545%
R ² medio		0.0796	0.1221	0.0873	0.1222	0.1101	0.1595

Esta tabla presenta los resultados de los parámetros β negativos y significativos de los 110 fondos de la muestra en la siguiente regresión: $Flujos_{i,t+j} = \alpha + \beta \cdot rs_{i,t-k} + \varepsilon_j$, donde $rs_{i,t-k}$ representa el riesgo sistemático de cada fondo de inversión calculado para los k meses anteriores (12, 24 y 36) a cada mes t . La medida $Flujos_{i,t+j}$ engloba la variación (porcentual) de dinero, F (F') y de participes NI (NI') de los j meses posteriores, siendo j igual a uno, dos y tres.

La matriz de covarianzas de los estimadores está calculada a partir de la propuesta de Newey y West (1987) que corrige el sesgo de dicha matriz en presencia de heterocedasticidad y autocorrelación de forma no conocida.

* Significativo al 5%. El R² medio presentado está calculado sobre los fondos que presentan coeficiente β negativo y significativo.

NOTAS

1. Los autores quieren agradecer la colaboración del Grupo Financiero Ibercaja y de la Universidad de Zaragoza por la financiación de los proyectos de investigación 268-96 y 268-128 y al Ministerio de Educación y Ciencia por el proyecto SEJ 2006-04208. Los autores desean agradecer los comentarios de dos evaluadores anónimos que han contribuido a mejorar el trabajo. Cualquier posible error incluido en este trabajo es responsabilidad exclusiva de los autores
2. Mientras que en la literatura es habitual el uso de medidas de flujos anuales o trimestrales, consideramos que actualmente los mercados reaccionan en un periodo de tiempo más corto desde que se conoce la información en el momento t .

3. Autores como Barber, Odean y Zheng (2005) concluyen, sin embargo, que los inversores no toman decisiones considerando medidas de rentabilidad ajustadas por riesgo.
4. El análisis de riesgo también detecta fondos con betas positivas y significativas, pero con porcentajes muy inferiores, nunca superiores al 9%.
5. Los resultados desglosados de las regresiones individuales de riesgo sistemático y semidesviación típica sobre las medidas de flujos están presentadas en el anexo del trabajo.
6. El resto de tablas con información sobre otras medidas de flujos puede ser solicitadas a los autores.

BIBLIOGRAFÍA

- BARBER, B.M.; ODEAN, T.; ZHENG, L. (2005): "Out of Sight, Out of Mind: The Effects of Expenses on Mutual Fund Flows", *The Journal of Business*, vol. 78, 6, pp. 2095-2120.
- BROWN, S.J.; GOETZMANN, W.N. (1995): "Performance Persistence", *Journal of Finance*, vol. 50, 2, pp. 679-698.
- BROWN, S.J.; GOETZMANN, W.N.; IBBOTSON, R.G.; ROSS, S.A. (1992): "Survivor Bias in Performance Studies", *Review of Financial Studies*, vol. 5, 4, pp. 553-580.
- CHEVALIER, J.; ELLISON, G. (1997): "Risk Taking by Mutual Funds as a Response to Incentives", *Journal of Political Economy*, 105, pp. 1167-1200.
- CIRIACO, A.; SANTAMARÍA, R. (2005): "Persistencia de resultados en los fondos de inversión españoles", *Investigaciones Económicas*, vol. 29, 3, pp. 525-573.
- DEL GUERCIO, D.; TKAC, P.A. (2002): "The determinants of the Flows of Funds of Managed Portfolios: Mutual Fund vs. Pension Funds", *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 37, pp. 523-557.
- ELTON, E.J.; GRUBER, M.J.; BLAKE, C.R. (1996): "The Persistence of Risk Adjusted Mutual Fund Performance", *Journal of Business*, vol. 69, 2, pp. 133-157.
- FAMA, E.F. (1991): "Efficient Capital Markets: II", *Journal of Finance*, vol. 46, 5, pp. 1575-1617.
- FERRUZ, L.; VICENTE, L.A. (2005): "Performance Persistence in Spanish Equity Funds", *Applied Financial Economics*, vol. 15, 18, pp. 1305-1313.
- GOETZMANN, W.N.; IBBOTSON, R.G. (1994): "Do Winners Repeat?", *The Journal of Portfolio Management*, vol. 20, 2, pp. 9-18.
- GOETZMANN, W.N.; PELES, N. (1997): "Cognitive Dissonance and Mutual Fund Investors", *Journal of Financial Research*, vol. 20, 2, pp. 145-158.
- GRINBLATT, M.; TITMAN, S. (1992): "The Persistence of Mutual Fund Performance", *Journal of Finance*, vol. 47, 5, pp. 1977-84.
- HENDRICKS, D.; PATEL, J.; ZECKHAUSER, R. (1993): "Hot Hands in Mutual Funds: Short-Run Persistence of Relative Performance, 1974-1988", *Journal of Finance*, vol. 48, 1, pp. 93-130.
- IPPOLITO, R.A. (1992): "Consumer Reaction to Measures of Poor Quality: Evidence from the Mutual Fund Industry", *Journal of Law and Economics*, vol. XXXV, pp. 45-70.
- LYNCH, A.W.; MUSTO, D.K. (1997): *Understanding Fee Structures in the Asset Management Business*. (Leonard N. Stern School Department of Finance Working Paper Series). New York University.
- MALKIEL, B. (1995): "Returns from Investing in Equity Mutual Funds 1971 to 1991", *Journal of Finance*, vol. 50, 2, pp. 549-572.
- NANDA, V.K.; WANG, Z.J.; ZHENG, L. (2004): "Family Values and the Star Phenomenon: Strategies of Mutual Fund Families", *The Review of Financial Studies*, vol. 17, 3, 667-698.
- NANDA, V.K.; WANG, Z.J.; ZHENG, L. (2005): "The ABCs of Mutual Funds: A Natural Experiment on Fund Flows and Performance", *AFA 2005 Philadelphia Meetings*.
- NEWKEY, W.K.; WEST, K.D. (1987): "A Simple Positive Semi-Definite, Heteroskedasticity and Autocorrelation Consistent Covariance Matrix", *Econometrica*, vol. 55, 3, pp. 703-708.
- SAWICKI, J. (2001): "Investor's Differential Response to Managed Fund Performance", *Journal of Financial Research*, vol. 24, 3, (Fall), pp. 367-84.
- SIRRI, E.R.; TUFANO, P. (1998): "Costly Search and Mutual Fund Flows", *Journal of Finance*, vol. 53, 5, pp. 1589-1622.
- STATMAN, M., (2005): "Normal Investors, Then and Now", *Financial Analysts Journal*, vol. 61, 2, pp. 31-37.
- ZHENG, L. (1999): "Is Money Smart: A Study of Mutual Fund Investors' Fund Selection Ability", *Journal of Finance*, vol. 54, 3, pp. 901-933.