

RENTABILIDAD Y CRECIMIENTO PATRIMONIAL EN EL MERCADO DE FONDOS DE INVERSIÓN*

ROCÍO MARCO CRESPO
Universidad Autónoma de Madrid

El objetivo de este trabajo es analizar el mercado de fondos de inversión a través de las dos partes implicadas en el mismo: el inversor y el gestor de fondos. Por un lado, se determinan los factores relevantes de la decisión de invertir en base a la modelización de los flujos patrimoniales. En la función de demanda, la rentabilidad y la volatilidad pasadas son importantes indicadores para el inversor, que selecciona teniendo en cuenta también las comisiones aplicadas. De otro lado, se identifican las variables que determinan la rentabilidad obtenida por este tipo de activos. La persistencia de resultados, la positiva relación entre rentabilidad y riesgo o la existencia de un efecto tamaño negativo son, junto con la ineficaz gestión de los fondos de inversión dado el peso de las comisiones, algunas de las conclusiones derivadas.

Palabras clave: fondo de inversión, crecimiento patrimonial, rentabilidad, comisiones, inversor.

Clasificación JEL: G23.

El objetivo principal de este trabajo es el análisis del mercado de fondos de inversión mobiliaria (FIM) a través de las dos partes involucradas en el mismo: el inversor y el gestor de fondos. Desde el enfoque del inversor, se persigue la determinación de los factores relevantes de la decisión de invertir en uno u otro fondo del mercado español, mientras que desde el enfoque del gestor, se trata de identificar las variables que determinan la rentabilidad obtenida por este tipo de activos.

En lo que respecta a la demanda de este producto, sería esperable *a priori* que los criterios de decisión del inversor estén basados en principios de racionalidad del mercado de valores, por lo que las estrategias de inversión deberían girar básicamente en torno al binomio de rentabilidad y riesgo. Pero al tratar de formular la función de decisión del partícipe, estos factores financieros, pese a ser los más relevantes, no pueden ser los únicos tenidos en cuenta. Para explicar las decisiones de demanda serán consideradas otras variables como la posición relativa en

(*) La autora del artículo agradece los valiosos comentarios de Isabel Toledo Muñoz y de dos evaluadores anónimos que han permitido mejorar el contenido final del trabajo.

el mercado, los servicios ofrecidos o los costes asociados a esos servicios, entre otros. La relación entre rentabilidades y flujos es un tema recurrente dentro de la literatura de fondos de inversión y como tal aparece recogida en numerosas referencias. En esta área, una línea de investigación se centra en la modelización de la demanda de fondos, dando cabida a un mayor o menor número de factores posiblemente determinantes de los flujos patrimoniales, además del rendimiento histórico. En esta línea destacan los trabajos de Ippolito (1992), Rockinger (1995), Gruber (1996) y Sirri y Tufano (1998). En el mercado español se encuentran básicamente dos trabajos. En Torre y García (2001) se analiza la demanda sobre una muestra de 76 fondos de renta variable dando cabida a un amplio conjunto de variables explicativas pero su objetivo es la explicación de las variaciones patrimoniales positivas únicamente. En Ciriaco, Del Río y Santamaría (2002) se recogen fondos de inversión de todas las categorías, si bien el conjunto de variables contempladas no es muy amplio, careciendo por ejemplo de uno de los factores con mayor potencial explicativo del comportamiento del inversor: las comisiones aplicadas. El presente trabajo aporta un estudio completo de los flujos de inversión al cubrir las anteriores lagunas, ya que se ocupa de las entradas netas a los fondos (tanto positivas como negativas) y considera un amplio abanico de variables explicativas sobre el mercado de fondos de inversión (algunas nunca consideradas como la antigüedad del fondo o un cambio de grupo financiero). El análisis se realiza para todo el mercado, observando todas las categorías de fondos conjuntamente, y también por categorías de forma individual.

La expectativa de rentabilidades superiores (basándose en éxitos pasados) aparece *a priori* como criterio esencial en la toma de decisiones. Ello nos conduce al otro objetivo de la investigación: identificar las variables determinantes de la rentabilidad obtenida por los fondos de inversión, no la predicción de la misma. La actuación del gestor se traduce en el rendimiento obtenido para el inversor sobre el patrimonio aportado. Las gestoras compiten ofreciendo sus productos en un mercado donde hay un gran número de carteras *cuasi* iguales, pero donde las rentabilidades ofrecidas, aún para una misma categoría de riesgo, pueden ser muy dispares. Conviene resaltar que esta investigación no trata de evaluar los resultados obtenidos por las gestoras de fondos, tema por otro lado sobre el que existe abundante literatura financiera, sino de discernir qué factores hacen que un fondo sea más o menos rentable. Esta información será muy valiosa de cara al inversor: ¿hay algún parámetro útil por el que guiarse a la hora de seleccionar un fondo? ¿los gestores tienen habilidad para seleccionar cuándo y en qué activos materializar la inversión, o en verdad la rentabilidad conseguida es una mera cuestión de suerte?

La literatura existente acerca de la rentabilidad de este activo es muy amplia y dispersa, pudiendo agruparse en torno a una serie de tópicos relacionados con ella. Íntimamente relacionado con el tema de la evaluación de gestión, el fenómeno de persistencia de resultados o “manos calientes”, *hot hands*, ha suscitado una abundante literatura en el mercado de fondos, no llegándose siempre a las mismas conclusiones. Brown *et al.* (1992), Hendricks, Patel y Zeckhauser (1993), Goetzmann e Ibbotson (1994), Brown y Goetzmann (1995), Wermers (1996), Gruber (1996) y Droms y Walker (2001) encuentran evidencia de la persistencia de la rentabilidad en horizontes temporales de corto plazo. Otras investigaciones como las de Grinblatt y Titman (1992), Elton *et al.* (1993) y Elton, Gruber y Blake

(1996b) señalan una persistencia de resultados en horizontes temporales de más largo plazo. Trabajos más recientes como el de Lynch y Musto (2000) o Berk y Green (2002) no encuentran persistencia en el análisis de las rentabilidades. Los trabajos en el mercado español de fondos, entre los que destacan Rubio (1993), Álvarez (1995), Mayorga y Marcos (1996), Ferrando y Lassala (1998), Basarrate y Rubio (1999) y Menéndez y Álvarez (2000), coinciden en que existe persistencia de los rendimientos sobre todo en los fondos de comportamiento extremo.

El análisis de las comisiones y su relación con la rentabilidad es otro tópico en este ámbito, también relacionado con la literatura de evaluación de la gestión desde el punto de vista de la eficiencia del sector. Investigaciones en el mercado internacional como las de Ippolito (1989), Elton *et al.* (1993), Gruber (1996) o Carhart (1997), no llegan a conclusiones coincidentes. Los trabajos de Álvarez (1995), Mayorga y Marcos (1996), Freixas *et al.* (1997) y Lassala (1998) apuntan mayoritariamente a la no eficiencia en el mercado español. Otro tema en relación con el análisis de las rentabilidades, del que se ocupa los trabajos de Gruber (1996), Zheng (1999) y Ciriaco, Del Río y Santamaría (2002) en el mercado español, es el posible efecto *smart money* o “dinero inteligente”, por el cual los inversores mostrarían habilidad en la selección de fondos.

En este panorama, el estudio de la rentabilidad de los fondos aquí presentado se diferencia de los anteriormente citados esencialmente en su objetivo, la determinación de los factores relevantes de la rentabilidad. Con un tratamiento econométrico de aplicación novedosa en este campo, el modelo propuesto permite la contrastación de los tópicos antes mencionados, además de la consideración de un amplio conjunto de variables potencialmente determinantes del rendimiento de los fondos, algunas no contempladas con anterioridad. El análisis se realiza para todo el mercado de fondos y por categorías independientes de inversión.

En definitiva, se quiere analizar las dos caras de una misma moneda, o más estrictamente hablando, el mercado de fondos español desde las dos partes implicadas: el gestor y el inversor. La modelización econométrica de la demanda y de la rentabilidad de fondos posibilita la observación simultánea de los resultados estimados y la confrontación posterior de los mismos. Las conclusiones extraíbles de este planteamiento conjunto, no realizado hasta ahora, son una clara aportación del presente trabajo, ya que permite la obtención de importantes conclusiones acerca de la función de decisión del inversor. En concreto, el interés radica en comprobar si las variables relevantes para el inversor a la hora de discriminar entre fondos, son efectivamente los factores determinantes de la rentabilidad del mismo. De igual forma, podemos observar qué variables no está teniendo en cuenta el partícipe, pero debería incorporar en su función de decisión por ser determinantes de la rentabilidad obtenida.

Para llevar a cabo el análisis propuesto se ha recurrido a la metodología de datos de panel. Esta técnica, todavía poco aplicada en el análisis de activos financieros, es claramente superior de cara a los objetivos propuestos, y dado que en muy pocos trabajos de los citados es aplicada, supone una contribución adicional de esta investigación. Lo relevante de esta metodología es que permite la estimación de modelos teniendo en cuenta características intrínsecas diferenciales que no son observables entre los individuos (que pueden tener un gran peso específico

en el mercado de fondos de inversión) y que de no ser tenidas en cuenta sesgarían los resultados obtenidos. Junto con el control de esta heterogeneidad inobservable, otra de las ventajas principales de esta metodología frente a otros tipos de aproximaciones es que permite modelizar respuestas dinámicas con microdatos.

De cara a la modelización, el comportamiento del inversor de fondos se traduce en las entradas y salidas que realiza en el mercado. Por ello, se utiliza como variable representativa de este comportamiento la tasa de crecimiento neto patrimonial. De otro lado, la actuación del gestor se mide por la rentabilidad obtenida para los partícipes del fondo. En la investigación se ha tomado un horizonte temporal suficientemente amplio, el período 1994-2001, en el que las situaciones de mercado contempladas han sido dispares. Ello nos permite observar el comportamiento de las variables de interés bajo tendencias de distinto signo. La inclusión en el modelo de todas las opciones de inversión en fondos (excepto los FIM garantizados¹), es una característica diferencial del presente trabajo frente a otros estudios previos, donde usualmente se restringe la aplicación empírica a una única categoría homogénea. Con ello, se intenta captar los determinantes de la demanda y de la rentabilidad de un fondo de inversión mobiliaria tratándolo como un único activo-producto. De esta manera se quiere reflejar de un modo más fiel la realidad del inversor al tener en cuenta las diferentes alternativas que se le presentan, ya que éste puede estar valorando la inversión entre distintas categorías de fondos.

El trabajo se estructura de la siguiente forma. El apartado 1 ofrece una descripción de los datos utilizados mientras que en el apartado 2 se describe el marco teórico de la aplicación empírica. La modelización econométrica del crecimiento patrimonial y de la rentabilidad de los fondos conforma el apartado 3. Finalmente, en el último apartado se presentan las principales conclusiones de la investigación.

1. LOS DATOS

Los datos utilizados en este estudio fueron obtenidos de la Comisión Nacional del Mercado de Valores (CNMV)². La principal ventaja de utilizar esta fuente de información es su carácter oficial, ya que la CNMV es el organismo supervisor e inspector del Mercado de Valores y, por tanto, de las Instituciones de Inversión Colectiva, entre las que se incluyen los FIM como parte integrante de este mercado. Los FIM seleccionados son fondos de inversión no garantizados que hayan cumplido un mínimo de cinco años de cotización consecutivos en el período 1994-2001. La frecuencia de los datos es anual. El cuadro 1 presenta el crecimiento vegetativo de los FIM en el período de interés. Las celdas sombreadas representan los fondos que cumplen el criterio de selección propuesto.

(1) La filosofía de este tipo de fondos, en los que existe un plazo determinado para cumplir una garantía previamente pactada con el partícipe, es totalmente contraria a la filosofía del fondo tradicional. En esta clase de fondos, las variables de interés, rentabilidad y crecimiento patrimonial quedan desvirtuadas y, por ello, los fondos garantizados son excluidos del estudio.

(2) En concreto, los Informes Anuales, 1993-2001, y los Informes sobre Instituciones de Inversión Colectiva, 1993-2001.

Cuadro 1: CREACIONES Y DESAPARICIONES DE LOS FONDOS DE INVERSIÓN MOBILIARIA

i\j	Año final (j)								
	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	Suma
	Primer año de cotización completo (i)								
1994	2	1	3	0	0	13	36	377	432
1995		3	1	0	0	0	7	72	83
1996			1	0	0	1	5	35	42
1997				0	0	3	13	80	96
1998					1	2	20	215	238
1999						5	13	211	229
2000							23	202	225
2001								256	256
Suma	2	4	5	0	1	24	117	1.448	1.601

Nota: la celda (a_{ij}) representa el número de fondos cuyo primer año de cotización completo es (i) y el último es (j). La última fila *Suma* representa los fondos desaparecidos para cada año (j), excepto para 2001 que representa los fondos existentes al final del período considerado. La última columna *Suma* representa el número de fondos que cotizan por vez primera el año (i), excepto para 1994 que representa los fondos que cotizan ese año por primera vez o cotizaban con anterioridad al inicio del período considerado. Nótese que si un fondo aparece como primera cotización completa en el año (i) fue creado en el año (i-1).

Fuente: Elaboración propia a partir de los datos de la CNMV.

La base de datos conforma un panel incompleto, ya que no todos los fondos integrantes del panel cuentan con la misma longitud de sección temporal. Las adicciones o sustracciones en el panel se producen de forma aleatoria: las entradas o salidas del mismo son determinadas por el mercado³. La estructura final del panel es mostrada en el cuadro 2, donde se observa que la mayor longitud de serie temporal, ocho años, es disponible en casi dos tercios de los fondos que componen el panel final⁴.

(3) De esta forma se evita el sesgo de supervivencia que podría darse en caso de no tener en cuenta más que los fondos que permaneciesen vivos durante todo el período y que, por tanto, pudieran sesgar la muestra hacia los más rentables ya que los fondos que desaparecen suelen ser debido a sus pobres resultados. Brown *et al.* (1992), Elton, Gruber y Blake (1996a) y Carhart *et al.* (2000) tratan detenidamente el problema del sesgo de supervivencia en el análisis de los fondos de inversión.

(4) Con objeto de no introducir distorsiones en la muestra, el seguimiento de cada fondo integrante ha tenido que ser prácticamente individualizado, debido a las fusiones entre entidades y cambios de denominación de las mismas, principalmente. Ésta ha sido una de las mayores dificultades encontradas para la creación y depuración de la base de datos, puesto que los cambios de denominación de los fondos (cerca de 400 en el período considerado) han sido más frecuentes de lo que cabría esperar. Cerciorarse de que los fondos que han cambiado de nombre operan con el mismo valor liquidativo y patrimonio inmediatamente anterior ha requerido una importante inversión de tiempo para enlazar las series temporales correspondientes.

Cuadro 2: ESTRUCTURA DEL PANEL

Sección temporal: T_i	Sección cruzada: N (N%)
8	377 (60%)
7	108 (17%)
6	55 (9%)
5	85 (14%)
Total individuos en el panel (N)	625 (100%)
Total número de datos ($\sum_i T_i N$)	4.527

Fuente: Elaboración propia.

Las variables dependientes en el modelo son el crecimiento patrimonial y la rentabilidad neta del fondo. En cuanto a la primera, la tasa de crecimiento neto patrimonial (TCP_t) o entrada neta relativa de dinero a un fondo durante el período t se define como⁵:

$$TCP_t = \frac{PAT_t - PAT_{t-1}(1 + RENT_t)}{PAT_{t-1}}$$

siendo PAT_t el patrimonio del fondo al final del año t y $RENT_t$ la rentabilidad obtenida en el año t , neta de comisiones de gestión y depósito. La variación del patrimonio en el intervalo de tiempo $(t-1, t)$ puede atender tanto a entradas o salidas de dinero en dicho período como a la rentabilidad obtenida por los activos en los que estaba materializada la inversión del fondo. Como la primera de estas dos magnitudes es la que interesa cuantificar (las entradas o salidas netas relativas de cada fondo), la variación patrimonial es corregida por la posible revalorización o depreciación de los activos. La otra variable dependiente en el modelo propuesto es la rentabilidad financiera obtenida ($RENT$) o variación relativa entre el valor liquidativo de la participación (VLP) al final del período considerado y el valor liquidativo al principio de dicho período:

$$RENT_t = \frac{VLP_t - VLP_{t-1}}{VLP_{t-1}}$$

Las variables explicativas contempladas pueden agruparse en variables de comportamiento o *performance*, comisiones y otras variables de mercado.

Una de las variables de comportamiento es el riesgo incurrido por un fondo, representado aquí por su volatilidad (VOL), definida ésta como la desviación típica de las doce rentabilidades mensuales obtenidas por el fondo, anualizada. La variable *ranking* (RK) es la posición jerárquica que ocupa un fondo según la rentabilidad obtenida al final de cada año, sobre el conjunto de todos los fondos. A igual rentabilidad obtenida, se otorga mejor *ranking* al fondo de menor volatilidad.

(5) Atendiendo al trabajo de Sirri y Tufano (1998).

Las comisiones que un fondo puede aplicar y sus valores máximos están debidamente reguladas por la CNMV, y se clasifican en brutas y netas. Para cada año, se toman los valores vigentes al final del mismo.

- Las comisiones brutas se aplican al inversor sobre su patrimonio, al entrar o salir del fondo, y son pagadas directamente por el partícipe a la gestora. Por tanto, no están incluidas en el valor liquidativo diario y la rentabilidad publicada por el fondo diferirá de la rentabilidad financiera final para el partícipe si estas comisiones son distintas de cero. Son la comisión de suscripción (SMX) y la comisión de reembolso (RMX). Para incorporar estas comisiones al modelo, se han tomado las comisiones máximas, ya que las mínimas no tienen apenas información al ser variables casi ceros (ya que numerosos fondos no aplican una comisión mínima). Además, en cierta forma la variable comisión mínima puede considerarse como incluida en la máxima, ya que si la mínima es distinta de cero, la máxima es igual o mayor a la mínima. En el terreno financiero-fiscal, un partícipe debería ser indiferente ante una comisión de suscripción y una comisión de reembolso idénticas, para un período de tiempo y una rentabilidad del fondo dados. Por ello, se ha considerado alternativamente, de cara al modelo, la suma de ambas como una única variable (COMIBR) que representa la carga total aplicada al movimiento de fondos, una forma de «peaje» paralelo a la inversión, puesto que no existen diferencias financiero-fiscales entre ellas.
- Las comisiones netas, así denominadas porque en la rentabilidad publicada por el fondo estas comisiones ya han sido descontadas. Los costes cargados al partícipe en concepto de servicios de gestión y depósito, son cobrados por el gestor y el depositario en origen (sobre el patrimonio o resultados diarios) y después es determinado el valor liquidativo, diariamente. La comisión de depósito (DEP) es cobrada por el depositario en concepto de los servicios que realiza. La comisión de gestión puede ser aplicada sobre resultados (GSR) o sobre patrimonio (GSP)⁶. La variable COMINT representa la agregación de la comisión de depósito y de la comisión de gestión sobre patrimonio.

En cuanto al resto de variables de mercado, se dispone de la antigüedad (ANT) o diferencia entre el año de referencia de la sección temporal y la fecha de registro del fondo en la CNMV. La inversa de la variable antigüedad es IANT. Para estudiar un posible «efecto tamaño» se dispone de dos opciones: la cuota patrimonial y el decil correspondiente a la variable patrimonio. Con ambas se trata de recoger el poder de mercado del fondo. La cuota patrimonial (PATC) es el porcentaje que supone el patrimonio del fondo sobre el mercado de FIMs no garantizados, mientras que el decil de patrimonio (DECPAT) es una variable *proxy* especialmente construida para recoger este efecto⁷. Para representar lo que se conoce

(6) La comisión de gestión sobre patrimonio es la vía principal de cobro utilizada por el gestor en el mercado español en concepto de los servicios prestados, además de ser también la principal fuente de ingresos para las gestoras puesto que representa el 90% del total de costes cargados al partícipe.

(7) Cada año se calculan los deciles de la variable patrimonio y, posteriormente, se le asigna a cada fondo un número del 1 (menor tamaño) al 10 (mayor tamaño) según el decil al que pertenezca.

como «efecto familia» se cuenta con dos variables que reflejan el poder de mercado del grupo financiero al que pertenece el fondo: la cuota del grupo financiero (CUOTAG) o porcentaje que supone el patrimonio administrado por el grupo financiero al que pertenece el fondo sobre el volumen total patrimonial del mercado de FIMs no garantizados, y el tamaño de la familia (FAM) o número de fondos que pertenecen al mismo grupo financiero. Respecto a la construcción temporal, estas variables son medidas al final de cada año.

Otras variables explicativas son las relativas a la distribución del patrimonio de cada fondo. El patrimonio de un fondo de inversión es la suma de tres componentes: la liquidez del mismo (LIQ) o saldo mantenido en cuentas corrientes de la entidad depositaria, el saldo neto (SAL) o diferencia entre saldos de las cuentas de deudores y acreedores, y la composición de su cartera. El desglose de la inversión de cartera es la siguiente: renta variable, renta fija pública, renta fija privada, opciones nacionales compradas, adquisición temporal de activos y cartera exterior (activos bajo riesgo de tipo de cambio). Atendiendo a las características de la inversión en cartera, se ha clasificado cada fondo en una categoría de inversión determinada. Esta clasificación es obtenida a partir de la intersección de la cuota de renta variable y la cuota de activos denominados en divisas. El cuadro 3 recoge la denominación de las ocho categorías resultantes y sus porcentajes de inversión correspondientes⁸. De cara a la modelización, estas variables *dummies* recogen objetivos de inversión diferenciados dentro de un mismo producto, un FIM. Esta información se completa teniendo en cuenta en el modelo la cuota de liquidez (LIQ), el saldo neto (SAL) y la inversión en derivados (opciones nacionales compradas, OPC), variables que creemos aportan información sobre el estilo inversor del fondo. Las variables representan la cuota correspondiente sobre el total patrimonial, a final de cada año.

También se ha querido reflejar el distinto perfil que puede ofrecer un fondo según el tipo de grupo financiero al que pertenece. Esta variable cualitativa se ha reducido a tres categorías: bancos (BCO), cajas (CAJ) y resto de grupos (RTO), compuesto éste por sociedades y agencias de valores, cooperativas de crédito, compañías de seguros y otros. Por último, otra variable cualitativa recoge si durante el año ha existido un cambio en el grupo financiero al que pertenece el fondo (CAMBIO), ya que este cambio implica un nuevo equipo gestor y/o una nueva política inversora⁹. En el anexo se encuentra un cuadro con estadísticos descriptivos básicos de las variables y una tabla de correlaciones entre las variables explicativas. La diferencia entre los valores medios y medianos indica un perfil asimétrico positivo en la mayoría de las variables, destacable en el caso de la tasa de crecimiento patrimonial (TCP) y el tamaño relativo del fondo (PATC).

(8) El criterio de clasificación aquí utilizado es el mismo que el aplicado por la CNMV a partir de 1999.

(9) El número de cambios de grupo es pequeño, pero no desdeniable: un 8,3% del total de los datos fondo-año. Como cambio se han incluido las fusiones (todo lo que implique un grupo financiero final distinto). Por ejemplo, los fondos del Banco Central Hispano y del Banco Santander pasan a ser del grupo BSCH en 1999, suponiendo por ello un cambio de grupo.

Cuadro 3: CLASIFICACIÓN DE LOS FIM

Clase	% RV	% Divisa
Renta Fija (RF)	0	0 – 5
Renta Fija Internacional (RFI)	0	+ 5
Renta Fija Mixta (RFM)	0 – 25	0 – 5
Renta Fija Mixta Internacional (RFMI)	0 – 25	+ 5
Renta Variable Mixta (RVM)	25 – 70	0 – 30
Renta Variable Mixta Internacional (RVMI)	25 – 70	+ 30
Renta Variable (RV)	+ 70	0 – 30
Renta Variable Internacional (RVI)	+ 70	+ 30

Fuente: Elaboración propia.

2. METODOLOGÍA

Para llevar a cabo el análisis propuesto se ha recurrido a la metodología de datos de panel. Esta técnica permite la estimación de modelos teniendo en cuenta la posible existencia de heterogeneidad inobservable (características intrínsecas diferenciales no observables entre los individuos y que pueden tener gran peso en el mercado de fondos de inversión) que de no ser tenidas en cuenta sesgarían los resultados obtenidos. Otra ventaja es que permite modelizar respuestas dinámicas con microdatos¹⁰.

El modelo a estimar es un modelo de regresión lineal, en el que el objetivo es la estimación consistente de los parámetros de regresión dada la existencia de una variable explicativa latente, constante en el tiempo, que puede estar correlacionada o no con las variables explicativas observables. Esta heterogeneidad individual inobservable (también denominada «efectos individuales») se hace explícita bajo η_i en la siguiente ecuación tipo:

$$\begin{aligned}
 y_{it} &= x'_{it} \beta + \eta_i + v_{it} \\
 i &= 1, \dots, N \\
 t &= 1, \dots, T_i
 \end{aligned}
 \tag{1}$$

donde x_{it} es un vector $k \times 1$ de variables explicativas, β es el vector de parámetros a estimar, η_i es un efecto individual constante en el tiempo y v_{it} un término de perturbación. Al ser un panel incompleto, la longitud de la serie temporal del individuo i -ésimo, T_i , es variable.

El modelo también incluye «efectos temporales» para el control de variables que, de forma agregada, influyen de igual manera sobre el mercado de los fondos

(10) Como literatura específica sobre datos de panel cabe citar las monografías de Hsiao (1986) y de Baltagi (1995). Panorámicas relevantes son las de Chamberlain (1984), Arellano y Bover (1990) y Arellano y Honoré (1999).

de inversión, lo cual permite ocuparnos del comportamiento idiosincrático de las variables de interés. Estos efectos recogen, por ejemplo, las variables relativas al ciclo económico, la influencia que tuvo en el mercado de fondos la introducción del euro, o el efecto de los distintos cambios fiscales sobre la demanda de fondos de inversión. Los efectos temporales se suponen incluidos en β , en cuyo caso x_{it} contiene las correspondientes variables ficticias de tiempo, que denominaremos λ_t . De la misma forma se consideran «efectos de grupo», que en nuestro modelo corresponden a las distintas categorías de fondos consideradas. En este caso x_{it} contiene las correspondientes variables ficticias de grupo, que denominaremos ξ_c . La inclusión de estos efectos permite la posibilidad de que fondos pertenecientes a distintos estilos inversores puedan tener diferentes tasas de crecimiento patrimonial medias o diferentes rentabilidades medias, estimando un modelo conjunto para todas las categorías de fondos. Con ello se quiere reflejar de un modo más fiel la realidad del inversor al tener en cuenta las distintas alternativas que se le presentan, ya que éste puede estar valorando la inversión entre distintas categorías de fondos. Esta posibilidad, la inclusión en el modelo de todas las opciones de inversión en fondos de forma conjunta, es una característica diferencial del presente trabajo frente a otros estudios previos, donde usualmente se restringe la aplicación empírica a una única categoría homogénea.

Por tanto, el modelo [1] con la consideración de los distintos efectos queda:

$$\begin{aligned} y_{it} &= x'_{it} \beta + \lambda_t + \xi_c + \eta_i + v_{it} \\ i &= 1, \dots, N \\ i &= 1, \dots, T_i \end{aligned} \quad [2]$$

donde η_i representa los efectos individuales, λ_t los efectos temporales y ξ_c los efectos de grupo o clase de fondo.

Si las variables latentes o efectos individuales no son ortogonales a las variables explicativas (modelo comúnmente denominado de efectos fijos), originará sesgos en las estimaciones mínimo cuadráticas. Una de las ventajas de disponer de un panel es, precisamente, la posibilidad de eliminar los sesgos derivados de la existencia de una heterogeneidad inobservable permanente, η_i , utilizando transformaciones apoyadas en disponer de más de una observación temporal (como diferencias simples, diferencias ortogonales, o desviaciones respecto a la media). La aplicación de MCO al modelo [1] transformado proporciona estimadores de β consistentes. Es el caso del estimador intra-grupos, $\hat{\beta}_{IG}$, resultado de aplicar MCO sobre las desviaciones respecto a la media del grupo, entendiendo por grupo las observaciones de serie temporal de un mismo individuo. El modelo [1] transformado queda:

$$\tilde{y}_{it} = \tilde{x}'_{it} \beta + \tilde{v}_{it}$$

donde $x_{it} = x_{it} - \bar{x}_i = x_{it} - \frac{1}{T} \sum_{s=1}^T x_{is}$ y de manera similar para \tilde{y}_{it} y \tilde{v}_{it} .

Bajo determinadas especificaciones del modelo de datos de panel esta estrategia queda invalidada, produciendo estimaciones inconsistentes. En concreto, si entre los regresores se incluye la variable dependiente retardada (modelo dinámico) o

variables no estrictamente exógenas, el estimador intra-grupos originará sesgos en los coeficientes de dichas variables, ya que se incumple el supuesto básico de regresores incorrelados con las perturbaciones¹¹.

Una propuesta válida para subsanar el resultado de inconsistencia es la estimación mediante variables instrumentales (VI). Este método exigirá encontrar una variable instrumental incorrelacionada con ∇v_{it} y, sin embargo, correlacionada con la variable que se desea sustituir. Los instrumentos seleccionados pueden ser valores retardados del nivel de la variable endógena que no estén correlacionado con ∇v_{it} . En concreto, en el presente trabajo se utiliza un estimador de variables instrumentales desarrollado en Arellano y Bover (1990) y en Arellano y Bond (1991 y 1998) que utiliza todas las restricciones de ortogonalidad disponibles en los datos. Dado que para la estimación de un parámetro contaríamos con más de una restricción de momentos (o condiciones de ortogonalidad), la estimación por VI es una versión del método generalizado de momentos (MGM) [Hansen, (1982)]. El estimador MGM puede entenderse como una combinación lineal de todos los estimadores obtenidos con cada una de esas condiciones, debidamente ponderados por la precisión de cada uno de ellos. A su vez, esa precisión dependerá del grado de correlación existente entre el instrumento y la endógena, y el instrumento y la perturbación aleatoria.

Cabe mencionar dos aspectos relevantes en la estimación del modelo. Los errores v_{it} no tienen porqué ser homocedásticos en el corte transversal o en la dimensión temporal. De ahí la utilización de estimadores MGM en dos etapas, óptimos en condiciones generales, mientras que el estimador MGM en una etapa es óptimo sólo en el caso homocedástico. Por otro lado, la transformación seleccionada, propuesta por Arellano (1988), expresa las variables en desviaciones ortogonales. Además de permitir el control de la heterogeneidad inobservable, esta transformación preserva la ortogonalidad entre los errores transformados (si los v_{it} originales lo son) y es preferible en presencia de otros problemas colaterales, como es el caso de existencia de errores en las variables [véase Griliches y Hausman (1986)].

3. ESTIMACIÓN DEL MODELO

El modelo está formado por un sistema de dos ecuaciones, siendo las variables dependientes la tasa de crecimiento patrimonial (TCP) y la rentabilidad obtenida por los fondos de inversión (RENT). La estimación consistente de cada ecuación es llevada a cabo de forma independiente, teniendo en cuenta la dinamicidad del modelo y la endogeneidad de un subconjunto de variables explicativas, sobre el conjunto de todos los fondos. La frecuencia de los datos es anual y el período de interés abarca de 1994 a 2001. Finalmente se realizan estimaciones individuales para cada categoría de inversión.

(11) Además, la inconsistencia del estimador IG en el modelo autorregresivo no es nada despreciable, como puede verse en Nickell (1981).

3.1. Tasa de Crecimiento Patrimonial

La aplicación de la metodología descrita sobre la ecuación propuesta [2] para la tasa neta de crecimiento patrimonial (TCP) proporciona los resultados que aparecen en el cuadro 4. Inicialmente se busca una ecuación básica que ponga de manifiesto la relación entre la variable dependiente, TCP, y las variables que creemos esenciales: rentabilidad y riesgo. Teniendo en cuenta la frecuencia anual de los datos con la que se trabaja, ambas variables son tratadas como endógenas en el modelo: *shocks* no anticipados pasados y actuales de la ecuación de demanda de fondos (v_{it-s} para $s \geq 0$, piénsese, por ejemplo, en los acontecimientos del 11 de septiembre de 2001) estarán relacionados con la rentabilidad presente del fondo. Es decir, $E[x_{it} v_{it-s}] \neq 0$ para $s \geq 0$. Del mismo modo se verá afectada la volatilidad del mercado, y ello se reflejará en la volatilidad de los rendimientos de los fondos. Además, se trata la posible dinamicidad de la ecuación vía significatividad de retardos de la variable dependiente en el consiguiente marco de endogeneidad. La existencia de «efectos tiempo y clase» de fondo es incorporada desde el inicio del proceso. Para obtener estimadores consistentes teniendo en cuenta la presencia de variables endógenas y de potenciales «efectos individuales» inobservables, se emplea el método generalizado de momentos (MGM) en dos etapas, utilizando las variables instrumentales óptimas sobre desviaciones ortogonales de los datos.

La ecuación básica (columna 1) capta la dinamicidad del crecimiento patrimonial. Los flujos patrimoniales tienen cierto carácter autorregresivo estacionario, de memoria corta (retardos más allá del período precedente no son relevantes) y de escaso valor cuantitativo pero de elevada significación. Los modelos estimados por Rockinger (1995) y Gruber (1996) también son coincidentes en el poder explicativo del retardo del flujo patrimonial. Rockinger interpreta esta variable como resumen del comportamiento pasado del fondo, considerándola una medida más de *performance* del mismo. Según Gruber (1996), esta variable capta todo aquello que influye en los flujos patrimoniales futuros y que no está recogido en su ecuación, como la reputación o el esfuerzo en *márketing*.

Puede decirse que, esencialmente, son dos las variables por las que se supone un inversor se guía a la hora de seleccionar, no sólo un determinado fondo de inversión, sino cualquier activo financiero. Estas dos variables conforman el binomio rentabilidad / riesgo. Para explicar los flujos netos actuales se toma la rentabilidad y volatilidad correspondiente al período anterior, dado que creemos que esta es la referencia temporal mayoritariamente seguida por el inversor. Los datos corroboran una significativa relación entre rentabilidades pasadas y entradas netas presentes de dinero en los fondos de inversión, siendo este resultado coincidente con anteriores evidencias empíricas. Ippolito (1992), Rockinger (1995) y Gruber (1996) muestran para el mercado norteamericano que los inversores utilizan rendimientos pasados en sus decisiones de inversión, ya sean éstos medidos por la rentabilidad del fondo o por medidas más sofisticadas de rentabilidad ajustada por diversos factores¹². En este sentido, el trabajo de Del Guercio y Tack (2002) se

(12) Además, Ippolito (1992) y Gruber (1996) encuentran que los inversores de fondos forman sus decisiones usando el largo plazo, ya que medidas de *performance* retrasadas hasta tres años pueden explicar la ratio de crecimiento patrimonial actual. En el presente trabajo, retardos más allá del período anterior no han mostrado significatividad.

Cuadro 4: VARIABLE DEPENDIENTE: TASA DE CRECIMIENTO PATRIMONIAL.
ESTIMACIÓN MGM EN DESVIACIONES ORTOGONALES

	Ecuación 1	Ecuación 2	Ecuación 3
Constante _t	-0,24 (-7,80)*	-0,40 (-9,23)*	-0,36 (-8,97)*
TCP _{it-1}	0,01 (5,02)*	0,02 (5,19)*	0,02 (8,02)*
RENT _{it-1}	0,94 (12,13)*	0,74 (7,45)*	0,91 (10,14)*
VOL _{it-1}	-2,60 (-7,58)*	-2,89 (-7,04)*	-2,81 (-7,44)*
COMIBR _{it}		-3,20 (-2,23)*	-5,25 (-3,44)*
COMINT _{it}		-1,81 (-0,88)	
IANT _{it}		2,14 (5,01)*	1,87 (4,58)*
PATC _{it}		18,25 (0,93)	
CUOTAG _{it}		-0,80 (-0,86)	
CAMBIO _{it}		0,17 (3,25)*	0,16 (3,67)*
BCO _{it}		0,12 (1,68)	
CAJ _{it}		-0,02 (-0,25) /a/	
LIQ _{it}		-0,34 (-1,17)	
SAL _{it}		-1,69 (-1,29)	
OPC _{it}		0,56 (0,34)	
D-1997	0,48	0,51	0,50
D-1998	0,82	0,91	0,91
D-1999	0,29	0,46	0,43
D-2000	0,23	0,39	0,35
D-2001	0,03	0,21	0,16
D-RFI	-0,05	-0,13	-0,12
D-RFM	-0,06	-0,03	-0,04
D-RFMI	-0,03	-0,03	-0,05
D-RVM	0,09	0,07	0,06
D-RVMI	0,01	-0,05	-0,04
D-RV	0,31	0,19	0,20
D-RVI	0,14	0,11	0,09
Wald (λ_t)	434,46 [0,00]	309,81 [0,00]	338,81 [0,00]
Wald (ξ_c)	36,59 [0,00]	23,55 [0,00]	22,94 [0,00]
Test r(1)	-2,50 [0,01]	-2,50 [0,01]	-2,48 [0,01]
Test r(2)	-1,14 [0,26]	-1,41 [0,16]	-1,41 [0,16]
Test Sargan	65,08 [0,31]	65,68 [0,29]	64,97 [0,31]

Estimación MGM con VI: retardos hasta t-2 de TCP, RENT y VOL, y *dummies* de tiempo y clase de fondo. Estimaciones robustas en dos etapas. Coeficientes: valor del mismo y t-ratios en paréntesis robustos a heterocedasticidad y correlación serial. Significatividad al 5% (*) y al 10% (**).

/a/ Test de Wald contrastando la significación conjunta de los coeficientes BCO y CAJ es 3,32 (p-valor asociado 0,19). Resto de estadísticos: el p-valor entre corchetes indica la probabilidad de rechazar la hipótesis nula. El test de Wald contrasta la significación conjunta de los efectos tiempo y la significación conjunta de los efectos clase de fondo. Se distribuyen como una χ^2 con 6 y 7 grados de libertad respectivamente. Los test r(1) y r(2) contrastan la ausencia de autocorrelación de primer y segundo orden sobre los residuos en primeras diferencias, y se distribuyen asintóticamente como variables N(0,1). El test de Sargan contrasta la validez de los instrumentos utilizados.

1) Ecuación básica. 2) Ecuación ampliada. 3) Ecuación final.

Fuente: Elaboración propia.

centra en identificar qué medida de *performance* es importante para el cliente medio, siendo ésta la rentabilidad histórica en detrimento de otras medidas más sofisticadas como la rentabilidad ajustada al riesgo.

Para el mercado español, Torre y García (2001) evidencian que los partícipes usan la rentabilidad histórica de la cartera como la principal variable de referencia en la explicación de las variaciones de flujos en los fondos de inversión, sobre una muestra de fondos de renta variable. Ciriaco, Del Río y Santamaría (2002) concluyen que la rentabilidad histórica se revela, dentro de un conjunto de variables independientes, como casi la única variable explicativa de forma homogénea en todas las regresiones individuales por categoría de inversión. La posibilidad de una relación no lineal entre rentabilidad y flujos patrimoniales (por ejemplo, que el inversor muestre una mayor sensibilidad hacia las rentabilidades relativamente más altas) es introducida en el modelo econométrico (dependencia cuadrática respecto a la rentabilidad), pero no es corroborada por los datos¹³.

Una variable estrechamente relacionada con la rentabilidad es el *ranking* o posición jerárquica obtenida por el fondo en una ordenación por rentabilidades¹⁴. Aunque el *ranking* muestra significación en la explicación de la variable dependiente, diversas pruebas otorgan mayor potencia explicativa a la variable rentabilidad, sugiriendo que los inversores discriminan en función de ésta y no seleccionan un fondo basándose únicamente en el *ranking* obtenido por el mismo. Por este motivo, la variable *ranking* es omitida en el cuadro 4. Este resultado es totalmente coincidente con anteriores trabajos en el mercado español: tanto en Torre y García (2001) como en Ciriaco, Del Río y Santamaría (2002) no se encuentra dependencia significativa del crecimiento neto patrimonial respecto a esta variable. En cambio, para el mercado norteamericano Rockinger (1995) documenta que entre un conjunto de medidas de comportamiento (rentabilidad, *ranking*, volatilidad y alfa de Jensen) la única variable que juega un papel relevante en la explicación de los flujos de inversión es el *ranking* del fondo.

El riesgo o volatilidad anualizada (VOL) es una medida de la exposición del fondo al riesgo de pérdida. Siempre es discutible qué medida de variabilidad y sobre qué periodo temporal toma el inversor como referencia de riesgo. En la investigación se ha tomado la desviación típica de las rentabilidades mensuales del año anterior por ser ésta la medida más accesible (publicada por la CNMV) y más comprensible para el consumidor. Los datos corroboran un inversor sensiblemente adverso al riesgo: el aumento de un punto porcentual de la volatilidad este año ocasiona un descenso de 2,6 puntos porcentuales en la demanda del fondo en el año siguiente. Este resultado no es del todo coincidente con el hallado en anterio-

(13) Utilizando otra metodología, Sirri y Tufano (1998) analizan la relación entre los flujos de los fondos de renta variable (agrupados por deciles de rentabilidad) y rentabilidades pasadas, y verifican que esta sensibilidad no es lineal, siendo ésta mayor en los deciles de fondos más rentables. Un análisis similar realizado en Marco (2003) para el mercado español de fondos también muestra un marcado comportamiento asimétrico del partícipe, sesgado hacia los fondos más rentables.

(14) En muchas publicaciones del área, la rentabilidad se acompaña directamente de esta otra variable, la posición o *ranking* de rentabilidad obtenido por el fondo, incluso llega a sustituirla, apareciendo, además, el *ranking* del fondo para periodos temporales más largos: 2, 3, 5 años.

res aplicaciones para el mercado español, aunque la divergencia puede deberse al distinto instante temporal en que se valora la relación entre flujos y volatilidad. Tanto en Ciriaco, Del Rfo y Santamaría (2002) como en Torre y García (2001) la volatilidad, o medidas más sofisticadas de riesgo, no resulta ser una variable con capacidad explicativa de las entradas netas relativas en un fondo, probablemente porque en ambos trabajos se utiliza la volatilidad contemporánea como explicativa. En los estudios sobre el mercado norteamericano es tomada una medida histórica de riesgo, encontrándose conclusiones no coincidentes: Rockinger (1995) señala que la volatilidad no tiene un papel significativo en la explicación de los flujos patrimoniales, mientras que Sirri y Tufano (1998) encuentra evidencia de que los inversores son adversos al riesgo. En definitiva, los datos de esta investigación confirman que el inversor utiliza las rentabilidades y volatilidades históricas como indicadores relevantes de rentabilidades y volatilidades futuras.

En una segunda fase se da entrada al resto de variables, exógenas en el marco de la aplicación (ecuación 2 del cuadro 4). Destaca el descenso de la elasticidad de la demanda de fondos respecto a la rentabilidad pasada y la mayor sensibilidad respecto al riesgo al incorporar el bloque de información exógena. Existen otras variables potencialmente influyentes en el crecimiento del activo de un fondo, pero por diversas razones no han podido ser recogidas en este estudio¹⁵.

La antigüedad es una variable relevante a la hora de explicar la TCP, pero es verosímil que no mantenga una relación lineal con ella. El perfil tipo de crecimiento de un fondo tiene fases diferenciadas y, en los años iniciales, la tasa de crecimiento patrimonial puede ser relativamente elevada. De hecho, gran parte de los valores extremos de la variable dependiente se producen precisamente en los primeros años de vida del fondo ¿A qué puede ser debido? Cuando la gestora saca un fondo al mercado, es probable que dedique cierto esfuerzo extra en publicidad, comercialización, etc. para que alcance un determinado nivel de patrimonio y/o partícipes. Una vez que el fondo se encuentre relativamente establecido, no tendrá más apoyos «extras» que el resto de fondos de su grupo, por lo que es de esperar que la tasa de crecimiento se estabilice y dependa más del resto de factores potenciales incluidos en el modelo. Esta hipótesis nos conduciría a una relación negativa entre flujos netos y antigüedad, pero no lineal, mostrando más intensidad los primeros años. Para linealizar esta relación se toma el inverso de la antigüedad del fondo (IANT). Los resultados obtenidos confirman la hipótesis establecida.

Por lo que respecta a las comisiones aplicadas por los fondos, es esperable un comportamiento minimizador de costes por parte del inversor, por lo que el signo de la relación entre cualquier tipo de comisión y la TCP debería ser negativo. En este caso, la relación entre estas variables y el crecimiento patrimonial es observada en el mismo instante temporal, puesto que el inversor dispone de esta información en el momento de tomar su decisión.

(15) Como por ejemplo el *ratio* de rotación de activos (indicador de gestión activa/pasiva) o el gasto en publicidad. Jain y Wu (2000) demuestran que los fondos publicitados en una serie de revistas especializadas atraen significativamente más dinero en comparación con un grupo de fondos de control, sin que ofrezcan una rentabilidad superior en el período post-publicitario.

Para comprobar si existen comportamientos diferenciados por parte del consumidor, se ha tenido en cuenta las distintas comisiones de forma individual: gestión, depósito (comisiones netas), suscripción y reembolso (comisiones brutas). Un comportamiento distinto entre comisiones no tendría sentido financieramente hablando. En la estimación de la ecuación, las únicas que surgen como relevantes a la hora de discriminar la inversión entre fondos son las denominadas comisiones brutas: la comisión de suscripción (SMX) y la comisión de reembolso (RMX). Ambas comisiones son estadísticamente relevantes y muestran el signo negativo esperado. Este resultado es coincidente con Rockinger (1995), aunque en su modelo las comisiones son tratadas como variables tiempo-independientes¹⁶.

Dada la relevancia de estas comisiones y puesto que ni financiera ni fiscalmente existen diferencias entre ambas de cara al inversor, se han agregado bajo una única variable, la comisión bruta (COMIBR), y así es como aparece en el cuadro 4. Esta variable responde al concepto de «peaje total máximo» pagado por invertir en un fondo determinado, siendo este gravamen cobrado a la entrada / salida del mismo. Su suma tiene otra ventaja adicional: ganamos en variabilidad, ya que a veces un fondo que aplica comisión de reembolso no considera la de suscripción, y viceversa, de tal forma que la nueva variable agregada es distinta de cero en un 62% de los datos fondo-años. La reacción a este coste por parte del inversor es aún más importante cuando en el modelo se mantienen sólo las variables significativas (ecuación 3).

No deja de ser relevante el comportamiento anómalo del inversor al responder de forma diferente según el tipo de comisión aplicada. En esta respuesta asimétrica, el partícipe sólo muestra sensibilidad a las comisiones que ha de pagar expresamente (COMIBR), mientras que no parece afectarle las comisiones que son aplicadas directamente sobre el patrimonio del fondo: las de gestión y depósito (GSP, DEP), aunque muestran el signo negativo esperado. La variable COMINT correspondiente a la agregación de ambas es la presentada en el cuadro 4. Este resultado indica cierta miopía financiera, y es un dato que merece ser tenido en cuenta desde la perspectiva del gestor. Por el contrario, en el trabajo de Torre y García (2001) sólo las comisiones de gestión y depósito muestran significatividad de cara a los flujos de inversión.

Por otro lado, si utilizamos la variable agregada del conjunto de comisiones aplicadas –depósito, gestión, reembolso y suscripción–, ésta se muestra estadísticamente significativa. Este resultado es coincidente con Sirri y Tufano (1998), donde el comportamiento del inversor ante las comisiones es estudiado bajo una única variable o comisión total que agrega todos los costes repercutidos al fondo y al partícipe¹⁷.

En suma, a la vista de los resultados aquí obtenidos, se puede afirmar que la demanda de fondos de inversión reacciona inversamente a los costes asociados, en

(16) Tomando el valor que muestran al principio del período considerado. Dada la variabilidad que manifiestan las comisiones este tratamiento no parece adecuado, máxime si se considera un período de ocho años.

(17) Además, estos autores encuentran un comportamiento asimétrico del inversor ante una variación del coste, ya que un incremento de la comisión no va asociado con flujos negativos de dinero, pero una disminución sí que encuentra una respuesta positiva en aportaciones.

especial los aplicados a la entrada / salida del fondo. La cuestión natural que surge aquí y que se trata de responder en la segunda ecuación, es si un mayor coste está justificado; es decir, si viene asociado a un mayor rendimiento de la cartera que compense una carga superior.

Un cambio de grupo financiero de pertenencia del fondo (CAMBIO) es una variable cualitativa que, hipotéticamente, puede tener repercusión sobre la variable dependiente. Su inclusión responde a la observación de que dicho cambio suele ir acompañado de modificaciones en el tipo de fondo o variaciones importantes en el nivel patrimonial y/o partícipes. De hecho, en el modelo la variable es estadísticamente relevante con un coeficiente positivo, indicando que los cambios de equipo gestor han tenido una influencia favorable sobre el crecimiento neto patrimonial del fondo.

El resto de variables consideradas en el modelo no han resultado determinantes del crecimiento patrimonial. Una de ellas es el tamaño del fondo. Ante la hipótesis de que los inversores segmenten por tamaño, en la creencia de que bien los fondos «grandes» o bien los fondos «pequeños» sean mejores y consecuentemente, influya en su función de decisión, se ha calculado el decil de pertenencia del patrimonio del fondo (DECPAT) y la cuota patrimonial del fondo sobre el volumen patrimonial total (PATC) para reflejar un posible «efecto tamaño» (siendo esta última la variable recogida en el cuadro 4). Los datos no confirman la existencia de este efecto, siendo coincidentes ambas variables: el partícipe no tiene en cuenta la dimensión del fondo en su función de decisión. En trabajos en los que se ha recogido de diversas formas este efecto, como los de Rockinger (1995) y Sirri y Tufano (1998), muestran evidencias a favor de un efecto tamaño, si bien en sentido negativo.

Tampoco los datos confirman la existencia de un «efecto familia». Un grupo financiero grande sencillamente es más visible: puede tener mayores presupuestos publicitarios y de márketing, probablemente redes bien desarrolladas de captación de clientes, una oferta variada en tipología de fondos,... factores que redunden en un menor coste de búsqueda para el inversor¹⁸. Por otro lado, un grupo con una gran cuota de mercado es probable que cuente con un mayor departamento de análisis que ayude a crear sinergias positivas entre los distintos fondos, manteniendo un coste relativamente bajo. Para reflejar esta variable se ha utilizado el número de fondos ofertados por el grupo (FAM) y la cuota patrimonial que maneja el grupo financiero (CUOTAG, siendo esta la variable recogida en el cuadro 4). El resultado empírico no confirma la relación –positiva– esperada: ninguna de las variables con las que se desea contrastar la existencia del «efecto familia» alcanza el umbral de significación estadística, siendo además negativo el signo asociado a esta relación. La evidencia empírica previa parece apuntar hacia la existencia de este fenómeno en el mercado norteamericano. Rockinger (1995) encuentra un «efecto familia» positivo, aunque hay que tener en cuenta que el tratamiento de la variable difiere respecto al de nuestro modelo puesto que es tomada como tiempo independiente. Sirri y Tufano (1998) observan que los fondos miembros de grandes familias crecen más rápidamente, resultado que interpretan debido a que estos grandes grupos reducen los costes de búsqueda de fondos para el consumidor. Para el mercado es-

(18) Véase Sirri y Tufano (1998).

pañol, los resultados no son concluyentes: en el trabajo de Ciriaco, Del Río y Santamaría (2002), el número de fondos de la gestora no tiene significación estadística sobre la variable dependiente, mientras que Torre y García (2001) encuentran una significativa y positiva relación entre el patrimonio de la gestora y el crecimiento patrimonial de los fondos, avalando la existencia de un efecto reputación¹⁹.

Tampoco ha mostrado incidencia en el crecimiento patrimonial el tipo de grupo financiero de adscripción del fondo (banco, caja y resto de entidades). El resultado es coincidente con Torre y García (2001). Por último, las variables que han sido tenidas en cuenta como representativas de ciertas características del estilo inversor del fondo (LIQ, SAL y OPC) no han mostrado incidencia sobre el crecimiento patrimonial.

Los distintos contrastes de especificación del modelo son altamente favorables. Los tests de Wald que contrastan la importancia de los «efectos tiempo» y los «efectos clase» de fondo rechazan, con fuerte evidencia, la hipótesis nula de no significatividad de estas variables: se presentan términos independientes heterogéneos según el año y la clase de fondo. Ello implica que la TCP media de los fondos difiere significativamente según la clase de inversiones que realiza, y que es afectada por los cambios macroeconómicos globales que de forma agregada afectan al mercado de fondos. Atendiendo a los coeficientes de estas variables *dummies*, podemos construir los distintos términos independientes para cada año y clase de fondo (son calculados según los valores presentados en la ecuación final para la TCP y mostrados en el cuadro 5). El término correspondiente al grupo de control definido por las categorías excluidas, a_0 , es un fondo de inversión de renta fija en 1996 y que, teniendo en cuenta la relevancia estadística de la variable CAMBIO, no ha cambiado de grupo financiero, de forma que el término independiente para cada año t y clase de fondo c viene dado por $\alpha_0 + d_t + d_c$. Si el fondo ha cambiado de grupo financiero, la tasa de crecimiento patrimonial se ve incrementada en 0,16 décimas.

Se observa el importante crecimiento patrimonial ocurrido hasta 1998, año record en suscripciones netas, en un contexto de convergencia hacia el euro y alta rentabilidad financiero-fiscal. Los fondos con participación de renta variable son el destino preferido del dinero nuevo. En 1999 comenzó a ralentizarse esta expansión (año en que cambios tributarios redujeron las ventajas fiscales de este producto), viéndose en 2000 y 2001 reembolsos netos, condicionados en buena medida por el comportamiento adverso de los mercados financieros.

En cuanto al resto de contrastes de especificación, merece destacarse que los estadísticos de correlación serial sobre los residuos diferenciados (evidencia de autocorrelación negativa de primer orden y no evidencia de autocorrelación de segundo orden) indican que el término de error en niveles v_{it} es una perturbación serialmente incorrelada. El test de Sargan contrastando la validez de los instrumentos utilizados en la estimación acepta la validez de los mismos. Queda contrastar el supuesto de partida inicial, ya que el modelo ha sido estimado partiendo de la

(19) Las autoras creen que este resultado es debido a las ventajas competitivas que obtienen gracias a su extensa red comercial, dada la alta concentración del mercado de fondos en gestoras dependientes de las grandes entidades de crédito.

existencia de una heterogeneidad inobservable, propia de cada fondo y constante en el tiempo, potencialmente relacionada con las variables observables. Sobre la ecuación final (columna 3), se realiza un contraste de especificación tipo Hausman²⁰ y el test diferencial de Sargan²¹. Ambos apuntan en la misma dirección: se constata la existencia de “efectos fondo individuales” inobservables, relacionados con los regresores. Por tanto, la especificación inicial es correcta.

Cuadro 5: TÉRMINOS INDEPENDIENTES DE LA ECUACIÓN SOBRE LA TASA DE CRECIMIENTO PATRIMONIAL

	RF	RFI	RFM	RFMI	RVM	RVMI	RV	RVI
1996	-0,36	-0,48	-0,40	-0,41	-0,30	-0,40	-0,16	-0,27
1997	0,14	0,02	0,10	0,09	0,20	0,10	0,34	0,23
1998	0,55	0,43	0,51	0,50	0,61	0,51	0,75	0,64
1999	0,07	-0,05	0,03	0,02	0,13	0,03	0,27	0,16
2000	-0,01	-0,13	-0,05	-0,06	0,05	-0,05	0,19	0,08
2001	-0,20	-0,32	-0,24	-0,25	-0,14	-0,24	0,00	-0,11

Grupo de control: fondo de renta fija en 1996 que no ha cambiado de grupo financiero.

Fuente: Elaboración propia.

3.2. Rentabilidad

En la segunda ecuación del modelo, la variable dependiente es la rentabilidad anual (RENT) alcanzada por cada fondo de inversión. La aplicación de la metodología descrita sobre la ecuación propuesta [2] para la rentabilidad proporciona los resultados que aparecen en el cuadro 6. De forma análoga al anterior epígrafe, inicialmente se busca una ecuación básica que ponga de manifiesto la relación entre la

(20) Básicamente, se trata de estimar de forma conjunta un sistema con las ecuaciones en desviaciones y en niveles, añadiendo al conjunto de explicativas otro grupo de regresores que toman valor cero para las ecuaciones en desviaciones y reproducen los niveles de las series para las ecuaciones en niveles. Estos contrastes pueden verse en más detalle en Arellano y Bond (1991) y Arellano (1993). El test de Wald sobre los coeficientes de los regresores adicionales rechaza la hipótesis nula de no significación, o lo que es lo mismo, se acepta la existencia de correlación entre el conjunto de variables explicativas y los efectos individuales de los fondos (existencia de «efectos fijos» en la terminología tradicional de datos de panel). El valor del test de Wald es 32,45 con 8 grados de libertad, y el p-valor asociado es 0,00.

(21) El test diferencial de Sargan compara los valores de este estadístico obtenidos en el modelo MGM en desviaciones (ecuación 3 del cuadro 4) y el sistema que incluye el anterior modelo más las ecuaciones en niveles, imponiendo en este último ortogonalidad entre los regresores y los errores de las ecuaciones en niveles. De ahí que la diferencia entre ambos valores del estadístico contraste la validez de estos instrumentos adicionales en niveles, o lo que es lo mismo, la ausencia de correlación entre las variables explicativas y los efectos individuales. El test diferencial de Sargan es 30,63 y se distribuye como una χ^2 con 14 grados de libertad. Su p-valor asociado es de 0,01. Este contraste puede verse, con más detalle, en Arellano y Bover (1990).

variable dependiente, RENT, y las variables principales de comportamiento del fondo: riesgo (VOL) y crecimiento patrimonial (TCP). Teniendo en cuenta la frecuencia anual de los datos con la que se trabaja, ambas variables son consideradas endógenas en el modelo. Además, se trata la posible dinamicidad de la ecuación vía significatividad de retardos de la variable dependiente, en el consiguiente marco de endogeneidad. Como en la ecuación anterior, la existencia de «efectos tiempo y clase» de fondo es incorporada desde el inicio del proceso. Dado que se intenta explicar la rentabilidad, no predecirla, los potenciales factores determinantes son tomados de forma contemporánea a la variable dependiente (con una excepción, la TCP).

La ecuación básica en el cuadro 6 (columna 1) muestra un modelo dinámico: la rentabilidad presenta un coeficiente autorregresivo de primer orden, de bajo valor cuantitativo pero estadísticamente significativo. Este es un resultado importante puesto que descubre cierta memoria en las rentabilidades conseguidas por los fondos, de tal forma que los resultados alcanzados un año no son independientes de los del año anterior. Este resultado es coherente con la hipótesis de persistencia de rentabilidades, y consistente con el hallado en trabajos empíricos previos. Este fenómeno, también conocido como «manos calientes», *hot hands*, ha originado abundante literatura en el mercado de fondos a nivel internacional, aunque las conclusiones obtenidas son diversas. Así, en algunos estudios como los de Brown *et al.* (1992), Hendricks, Patel y Zeckhauser (1993), Goetzmann e Ibbotson (1994), Brown y Goetzmann (1995), Wermers (1996), Gruber (1996) y Droms y Walker (2001) se hallan evidencias a favor de la persistencia de rentabilidades en horizontes temporales de corto plazo, uno a tres años. Otten y Bams (2002) concluyen que la mayoría de fondos europeos evidencian persistencia de corto plazo, débil en Italia, Alemania y Francia, y fuerte en Reino Unido. Otras investigaciones como las de Grinblat y Titman (1992), Elton *et al.* (1993) y Elton, Gruber y Blake (1996b) presentan evidencia de este fenómeno en horizontes temporales de más largo plazo, cinco a diez años, basándose en las diferencias de información entre los gestores de fondos de inversión o en el talento para la selección de los títulos que integran los fondos. Modelos teóricos más recientes como el de Lynch y Musto (2000) o Berk y Green (2002) no sostienen la persistencia de las rentabilidades.

Ciñéndonos a los trabajos más importantes en este tema para el mercado español, la coincidencia abunda sobre todo en la persistencia de los fondos extremos. Rubio (1993) obtiene unos resultados que son consistentes con la persistencia de la *performance*, independientemente del índice utilizado en el modelo. Álvarez (1995) no encuentra evidencia a favor de la habilidad en la gestión de los fondos, si bien para los fondos extremos constata cierta persistencia de resultados. Concluye que es la suerte quien desempeña un importante papel a la hora de explicar el –por otro lado, pobre– comportamiento de los fondos. En Mayorga y Marcos (1996) sobre FIAMM y FIM de renta variable nacionales, los resultados apuntan a cierta persistencia en los fondos monetarios, tanto positivos como negativos, mientras que en la categoría de renta variable sólo se aprecia persistencia en los fondos de peor comportamiento. Con datos de frecuencia semanal, Ferrando y Lassala (1998) sólo encuentran persistencia significativa en los FIAMM, no así en los fondos de renta fija. Basarrate y Rubio (1999) documentan resultados contra-

Cuadro 6: VARIABLE DEPENDIENTE: RENTABILIDAD.
ESTIMACIÓN MGM EN DESVIACIONES ORTOGONALES

	Ecuación 1	Ecuación 2	Ecuación 3
Constante _t	0,03 (12,48)*	0,01 (0,62)	0,03 (11,43)*
RENT _{it-1}	0,10 (7,41)*	0,09 (6,35)*	0,08 (5,77)*
VOL _{it}	0,74 (16,31)*	0,77 (16,55)*	0,79 (16,75)*
TCP _{it-1}	-0,00 (-1,21)	-0,00 (-1,24)	
COMIBR _{it}		-0,27 (-1,32)	
COMINT _{it}		-0,38 (-2,03)*	-0,48 (-2,45)*
ANT _{it}		-0,01 (-1,24)	
PATC _{it}		-0,77 (-2,32)*	-0,69 (-2,25)*
CUOTAG _{it}		-0,06 (-0,80)	
CAMBIO _{it}		-0,00 (-0,71)	
BCO _{it}		-0,03 (-3,06)*	-0,03 (-2,67)*
CAJ _{it}		-0,02 (-3,34)* /a/	-0,02 (-3,27)* /b/
LIQ _{it}		-0,04 (-2,10)*	-0,05 (-2,25)*
SAL _{it}		-0,06 (-1,00)	
OPC _{it}		1,11 (3,26)*	1,14 (3,39)*
D-1997	0,04	0,04	0,04
D-1998	0,00	0,01	0,00
D-1999	-0,01	0,00	-0,01
D-2000	-0,02	-0,01	-0,02
D-2001	-0,06	-0,04	-0,06
D-RFI	-0,01	-0,01	-0,01
D-RFM	0,02	0,02	0,02
D-RFMI	0,03	0,02	0,03
D-RVM	0,06	0,06	0,06
D-RVMI	0,08	0,08	0,09
D-RV	0,12	0,13	0,13
D-RVI	0,14	0,14	0,14
Wald (λ_c)	1.531,45 [0,00]	632,18 [0,00]	1.205,92 [0,00]
Wald (ξ_c)	2.106,49 [0,00]	1.758,99 [0,00]	1.535,27 [0,00]
Test r(1)	-5,58 [0,00]	-5,55 [0,00]	-5,50 [0,00]
Test r(2)	1,29 [0,20]	1,23 [0,22]	1,24 [0,21]
Test Sargan	51,32 [0,78]	50,66 [0,80]	46,75 [0,21]

Estimación MGM con VI: retardos hasta t-2 de RENT, VOL y TCP, y *dummies* de tiempo y clase de fondo. Estimaciones robustas en dos etapas. Coeficientes: valor del mismo y t-ratios en paréntesis robustos a heterocedasticidad y correlación serial. Significatividad al 5% (*) y al 10% (**).

Resto de estadísticos: el p-valor entre corchetes indica la probabilidad de rechazar la hipótesis nula. El test de Wald contrasta la significación conjunta de los efectos tiempo y la significación conjunta de los efectos clase de fondo. Se distribuyen como una χ^2 con 6 y 7 grados de libertad respectivamente. Los test r(1) y r(2) contrastan la ausencia de autocorrelación de primer y segundo orden sobre los residuos en primeras diferencias, y se distribuyen asintóticamente como variables N(0,1). El test de Sargan contrasta la validez de los instrumentos utilizados.

/a/ Test de Wald contrastando la significación conjunta de los coeficientes BCO y CAJ es igual a 13,57 (2 grados de libertad) con un p-valor asociado de 0,00. /b/ Test de Wald contrastando la significación conjunta de los coeficientes BCO y CAJ es igual a 11,68 (2 grados de libertad) con un p-valor asociado de 0,00.

1) Ecuación básica. 2) Ecuación ampliada. 3) Ecuación final.

Fuente: Elaboración propia.

ditorios sobre la persistencia del exceso de rentabilidad: mientras que el modelo incondicional presenta una significativa persistencia positiva en la habilidad de gestión, no ocurre lo mismo en el modelo condicional. La utilización o no de la valoración simultánea de activos en cartera e índices de referencia tampoco afecta a los resultados hallados sobre persistencia. Menéndez y Álvarez (2000) analizan los resultados ajustados por el riesgo de fondos de renta variable organizados por quintiles según la rentabilidad obtenida el año anterior, y afirman que no se constata la persistencia en los resultados, salvo en el caso de los fondos menos rentables, que tienden a persistir en su rentabilidad negativa²². En suma, el resultado hallado indica que la rentabilidad lograda por un fondo en un año no es casual o aleatoria: su dependencia histórica estaría señalando la existencia de otros factores diferenciales que hacen que rentabilidades pasadas sean en este mercado indicadores válidos de rentabilidades futuras. La cuestión subyacente es si uno de esos factores es la habilidad del gestor de fondos²³. Por otro lado, este resultado validaría la decisión del inversor que, como hemos visto en la ecuación anterior, elige fondo, entre otros factores, por la rentabilidad lograda en el período anterior.

En cuanto a la volatilidad del rendimiento obtenido (VOL), queda subrayada la estrecha relación del binomio rentabilidad / riesgo. Una mayor asunción de riesgo ha estado asociada a una mayor rentabilidad en el período estudiado. A este respecto, la evidencia empírica previa es concluyente. En el mercado español, Lassala (1998) encuentra que la volatilidad es una de las variables relevantes con capacidad para explicar (positivamente) la rentabilidad de los fondos de renta fija. Rodríguez y Amigo (2001) modelizan la relación rentabilidad / riesgo a través de la heterocedasticidad condicional del rendimiento con datos mensuales sobre una muestra de fondos de renta fija. Los autores constatan una relación dinámica creciente y convexa entre rentabilidad y riesgo, concluyendo que los fondos que obtienen unas rentabilidades superiores están sujetos a un mayor nivel de variabilidad, mientras que los más conservadores obtienen unas rentabilidades más exiguas. En el mercado americano, Droms y Walker (1995) concluyen que la positiva y significativa relación observada entre rendimiento obtenido y riesgo incurrido en fondos de renta variable es consistente con la teoría del CAPM (*capital asset pricing model*).

(22) Hay que señalar que, en los anteriores trabajos referenciados, el colectivo de fondos de interés difiere, las técnicas de análisis son muy variadas, y la medición de la variable de interés, el rendimiento del fondo, es diversa: en algunos es la rentabilidad obtenida (como en el presente estudio), en otros la rentabilidad se ajusta por diversos factores, principalmente el riesgo.

(23) Una interesante línea de investigación trata de hallar los orígenes de tal persistencia. Entre éstos, Malkiel (1995) encuentra el sesgo de supervivencia –muy habitual en las muestras de fondos de inversión– responsable de gran parte de la persistencia en resultados; Carhart (1997) documenta que la predictibilidad de la *performance* ajustada de los fondos es explicada casi toda por diferencias sistemáticas en los gastos de los fondos y por los costes de transacción incurridos, menos para los fondos de peor rendimiento, cuya persistencia no queda suficientemente explicada; Detzel y Weigand (1998) atribuyen toda la persistencia de los resultados a las características de los títulos mantenidos por el fondo y al estilo inversor del gestor. Grinblat, Titman y Wermers (1995) y Wermers (1999) atribuyen la persistencia a cierto efecto rebaño entre los fondos de inversión. En definitiva, estos autores sugieren que la persistencia de resultados existe, pero es debida a factores entre los que no se encuentra la habilidad del gestor.

Los datos no muestran evidencia de la existencia de un efecto *smart money* o dinero inteligente, por el cual existirían inversores activos en el mercado con habilidad real para seleccionar fondos de inversión. Si esto es así, es decir, si los inversores aciertan en su elección de fondos, aquéllos que reciben flujos positivos de dinero, posteriormente, se comportarían de forma significativa mejor que aquellos que lo pierden. Asimismo, los fondos con flujos negativos de dinero tendrían un peor comportamiento que aquellos con flujos positivos. Este efecto se traduciría, por tanto, en una relación positiva entre la tasa de crecimiento patrimonial actual y la rentabilidad futura, pero no es refrendado por los datos de este estudio, implicando una ausencia de dinero inteligente en nuestro mercado. Este resultado no es coincidente con el positivo efecto *smart money* que parece existir en el mercado americano. Gruber (1996) encuentra evidencia de rendimientos superiores a la media en fondos que previamente habían recibido nuevos flujos de dinero. En la línea iniciada por Gruber, Zheng (1999) documenta que el inversor tiene habilidades de selección de fondos, concluyendo la existencia del efecto *smart money* en el mercado norteamericano²⁴. Un análisis muy similar al de Zheng, realizado por Ciriaco, Del Río y Santamaría (2002) no revela la presencia de habilidades de selección en el mercado español. Por otro lado, modelos teóricos recientes han mostrado que la relación entre los flujos y las rentabilidades futuras de los fondos es más compleja. Berk y Green (2002) muestran que si existen rendimientos decrecientes en la gestión activa de fondos, los mejores recibirán más flujos, pero no podrán mantener sus resultados superiores en periodos posteriores. Adicionalmente a este motivo, el no hallazgo de dinero inteligente en el mercado español puede resultar esperable dadas las características de nuestro mercado. Como se señala en Ciriaco, Del Río y Santamaría (2002), la especial fiscalidad sobre las plusvalías patrimoniales durante gran parte del período considerado, unido a las comisiones de reembolso y la alta concentración en el canal de comercialización, han podido generar incentivos a la falta de movilidad entre fondos, inhibiendo la aparición de este fenómeno en nuestro mercado. En este sentido, cabe esperar que la liberalización fiscal del movimiento patrimonial entre fondos (en vigor desde enero de 2003) pueda traer consecuencias al respecto.

Una segunda fase da entrada al resto de variables, exógenas en el marco de la aplicación. Sin duda, uno de los factores de mayor interés en su posible incidencia sobre la rentabilidad obtenida por los fondos de inversión, es las comisiones aplicadas.

Los resultados estimados a partir del modelo propuesto, para todo el mercado de fondos y en el período analizado, son coincidentes con los trabajos españoles previos: la gestión en el mercado de fondos no es eficiente. Las variables que conforman las comisiones netas (gestión sobre patrimonio GSP, sobre resultados GSR y depositario, DEP) son, tanto consideradas de forma independiente o agregada (COMINT), estadísticamente significativas en su relación negativa con la rentabilidad ofrecida al partícipe. Esto indica que los fondos que cargan mayores

(24) Señala además que el fenómeno del dinero inteligente se produce principalmente en los fondos de pequeño tamaño. Según el autor, este efecto, de corta duración temporal, es en gran parte explicado por la estrategia de apostar por los ganadores. Es decir, la persistencia de resultados estaría detrás de este fenómeno, pero no son fenómenos equivalentes.

comisiones netas (cobrando más caro sus servicios de gestión y depósito), no obtienen a su vez rentabilidades brutas superiores que compensen ese mayor coste, repercutiendo en peores rentabilidades para el partícipe. Si la gestión del fondo fuera eficiente, éste debería obtener una rentabilidad bruta total suficiente como para compensar el coste adicional que carga al partícipe. Por tanto, los coeficientes asociados a estas variables no deberían diferir de cero estadísticamente. En este sentido, podemos concluir que la gestión en el mercado de fondos español no es eficiente. Este resultado es coincidente con anteriores evidencias empíricas: el estudio de Álvarez (1995) sobre fondos de renta fija encuentra que la rentabilidad en términos netos depende en gran medida de las comisiones aplicadas por los fondos, concluyendo que las comisiones cobradas por las gestoras no quedan justificadas y son las responsables del bajo rendimiento de los fondos. Freixas *et al.* (1997) determinan que las comisiones de gestión y depósito tienen una responsabilidad importante en los negativos resultados que ofrece la rentabilidad ajustada por riesgo de los fondos españoles de renta variable y renta variable mixta. Lassala (1998) encuentra que las comisiones de gestión y depósito aplicadas por los fondos de renta fija constituyen un factor determinante a la hora de clasificar un fondo como más rentable o menos rentable. En el mercado norteamericano se encuentran conclusiones de distinto signo: Ippolito (1989) modeliza un panel de fondos donde la variable endógena es el exceso de rendimiento del fondo sobre un activo libre de riesgo. Los coeficientes asociados a comisiones de gestión y depósito, rotación de cartera y otros gastos son estadísticamente nulos, lo que indica que los fondos generan rendimientos suficientemente altos como para pagar gastos más altos, resultado consistente con la hipótesis de eficiencia en la gestión de los fondos. En la misma dirección, Gruber (1996) no encuentra relación entre las comisiones cargadas y las rentabilidades –ajustadas por una serie de factores– de los fondos. En sentido contrario, podemos encontrar trabajos como los de Elton *et al.* (1993) y Carhart (1997), en los que fondos con mayores comisiones no se comportan tan bien como los fondos de comisiones menores.

En cuanto a las comisiones brutas, se ha analizado el efecto de ambas individualmente (comisión de suscripción, SMX, y comisión de reembolso, RMX) así como su agregación, COMIBR, que representa la carga máxima total aplicable al movimiento del partícipe. Puesto que la rentabilidad publicada (la variable dependiente) no incluye estos gastos de suscripción y reembolso, el coeficiente asociado a estas variables debería ser significativamente positivo, mostrando con ello que los fondos con este tipo de cargas obtienen rendimientos netos comparativamente más altos, y así compensan estos costes extras al partícipe. En los resultados estimados, en ningún caso se encuentra significación estadística de sus coeficientes, que además presentan signo negativo. Es decir, los fondos con este tipo de costes extras no compensan al partícipe con mayores rentabilidades netas. Los resultados nos confirmarían de nuevo que la gestión en el mercado español de fondos no es eficiente. Por el contrario, Ippolito (1989) encuentra esta relación positiva y estadísticamente significativa, concluyendo que queda justificado en el mercado americano el cobro de estos peajes de entrada y/o salida, puesto que compensan al inversor con mayores rentabilidades netas. Ello volvería a confirmar, según este autor, una gestión eficiente en el mercado norteamericano. En los trabajos citados anteriormente sobre el mercado español este tipo de comisiones no es tenido en cuenta.

¿Cómo interpretar el resultado de no eficiencia del sector? Hay que tener en cuenta que este mercado se caracteriza por un elevado grado de concentración desde el lado de la oferta, donde las grandes entidades de crédito son las empresas dominantes del sector. Por otro lado, el factor fiscal, uno de los principales condicionantes del desarrollo del mercado de fondos en nuestro país, ha conducido a una importante cautividad del partícipe durante buena parte del periodo considerado. Ambas características, la alta concentración y la cautividad fiscal, en términos de competencia alejan a la industria de fondos española de una situación de contabilidad, a pesar de tratarse de un mercado con un producto homogéneo y con un elevado número de oferentes. Esta falta de competitividad en el sector puede ser la causa de encontrarnos con comisiones elevadas sin recompensa en rendimientos.

Por otro lado, la hipótesis habitual de la eficiencia en cuanto a información gratuita de los mercados sostiene que los precios de los activos deben incorporar toda la información existente [véase Fama (1970)]; es decir, el precio de los valores refleja una información completa. Por el contrario, si la obtención y aplicación de la información son costosas, el mercado es eficiente si las transacciones de los inversores informados se producen a unos precios lo suficientemente diferentes como para compensarles por el coste de adquirir información [Grossman (1976)]. En esa situación, el precio de los activos refleja una información incompleta. Esta teoría implica que cualquier agente que invierta recursos en obtener mayor información obtendrá una rentabilidad adicional que servirá para compensar el precio pagado por dicha información. Suponiendo que la aplicación de mayores comisiones responda a una inversión adicional en búsqueda de información, a la vista de los resultados obtenidos en el modelo la gestión en el mercado de fondos no es eficiente: aquellos FIM que cobran mayores comisiones no obtienen una rentabilidad en términos brutos superior a otros fondos que invierten menos recursos en información adicional y que, por ello, repercuten menores costes. Desde el punto de vista del mercado financiero, este resultado apoyaría la versión de eficiencia informativa: toda la información va incorporada en el precio de los activos, un mercado con información completa.

Otra de las razones que sustentan la creación y desarrollo de los fondos de inversión como patrimonios colectivos es el aprovechamiento de economías de escala en la gestión del patrimonio. En suma, un «efecto tamaño» positivo estaría recogiendo la idea de que fondos con un mayor volumen patrimonial puedan tener, por ejemplo, acceso a mejores condiciones de negocio que, a su vez, conduzcan a rentabilidades comparativamente mayores a las de otros fondos con menor poder de mercado. Con cualquiera de las dos alternativas disponibles para recoger el «efecto tamaño» (DECPAT y PATC), el resultado empírico confirma la existencia de dicho efecto, aunque de un modo contrario a la hipótesis expuesta. Los datos indican que el tamaño patrimonial y la rentabilidad tienen una relación negativa: los fondos pequeños son más eficientemente gestionados y obtienen resultados comparativamente mejores. Este resultado no entra en contradicción con trabajos previos. En el mercado español, Álvarez (1995) encuentra evidencia de que los fondos con mayor tamaño son los menos rentables, mientras que en el trabajo de Lassala (1998), esta variable no resulta discriminante entre fondos más o menos rentables. En la investigación de Carhart (1997) sobre el mercado norteamericano, el tamaño del fondo,

aunque de signo negativo, no es una variable estadísticamente significativa sobre la *performance* del fondo. Por otro lado, Berk y Green (2002) muestran, en un modelo dinámico, que si los rendimientos son decrecientes en una gestión activa, los mejores fondos crecerán al recibir más flujos, pero no podrán mantener sus mejores resultados en periodos posteriores, lo que implicaría una relación negativa entre tamaño patrimonial y rentabilidad.

Quizás para explicar este efecto negativo haya que tener en cuenta una variable adicional en la relación entre tamaño y rentabilidad: el riesgo. El factor tamaño parece estar negativamente asociado al riesgo incurrido. Como señalan Droms y Walker (1995), este resultado es consistente con la hipótesis de que fondos de mayor tamaño tienen una inversión más diversificada, por lo que riesgo y tamaño de activo deberían estar inversamente relacionadas²⁵. En el trabajo de Matallín y Fernández (2001), si bien no se afirma que exista una clara relación positiva entre eficiencia y tamaño, sí se advierte que la inversión en fondos con menores niveles de patrimonio es un factor de riesgo adicional. En suma, puesto que rentabilidad y riesgo tienen una estrecha relación positiva, el significativo «efecto tamaño» negativo sobre la rentabilidad encontrado en la investigación podría estar dirigido por la inversa relación entre tamaño y riesgo. Para corroborar esta hipótesis se introduce en el modelo una variable que capte la posible interacción entre tamaño y riesgo, pero es rechazada por los datos.

El tipo de grupo financiero al que pertenece el fondo (clasificado en banco, caja u otros) es una variable discriminante sobre la rentabilidad obtenida. Es más, la lectura de los coeficientes nos indica que las rentabilidades obtenidas por fondos bancarios y por fondos de cajas de ahorros son comparativamente menores a las obtenidas por los fondos del resto de grupos, dado el resto de variables del modelo. Este resultado es coherente con las rentabilidades medias obtenidas por los distintos grupos en el período de análisis 1994-2001. A este respecto, el resultado encontrado no es coincidente con Lassala (1998), en cuyo modelo exclusivo para fondos de renta fija, se asocian mayores rentabilidades a los fondos vinculados a bancos y cajas²⁶. En el mercado norteamericano, el trabajo de Frye (2001) examina el crecimiento y rendimiento de los fondos gestionados por bancos, no encontrando evidencia de un peor (ni mejor) comportamiento de estos fondos respecto a los no bancarios.

De entre las variables tenidas en cuenta como representativas de ciertas características del estilo inversor del fondo (LIQ, SAL y OPC), tanto la inversión en derivados como el nivel de liquidez han mostrado incidencia sobre la rentabilidad. Las compras de opciones (OPC) han tenido un efecto positivo sobre la rentabilidad alcanzada, mientras que el mantenimiento de patrimonio en liquidez (LIQ) es un factor que efectivamente drena rentabilidad. En Lassala (1998) se contemplan

(25) Medidas de asociación sobre las dos variables en la base de datos así lo corroboran. Droms y Walker (1995) encuentran determinante del riesgo incurrido por los fondos a la variable tamaño del fondo, con un significativo coeficiente negativo.

(26) El autor interpreta este resultado como debido en buena parte a que estos fondos llevan una política de gestión más orientada hacia los títulos públicos, siendo el porcentaje de cartera en activos públicos una variable discriminante entre los fondos más o menos rentables.

estas tres variables, y sólo el porcentaje de liquidez resulta ser un factor discriminante (con sesgo negativo) entre las rentabilidades de los fondos.

Cabe comentar los factores que no han mostrado poder explicativo sobre la rentabilidad. No se ha verificado un «efecto familia», entendido éste como poder de mercado del grupo financiero al que pertenece el fondo. La idea subyacente es que en grupos relativamente grandes pueden producirse economías de escala en la gestión del patrimonio manejado que conlleven mayores rentabilidades para los fondos de su pertenencia. Ninguna de las dos variables introducidas para captar este efecto, el número de fondos pertenecientes a un mismo grupo o familia (FAM) y la cuota de patrimonio que mantiene el grupo en el mercado (CUOTAG), han mostrado poder explicativo sobre la variable dependiente, siendo reseñable que el signo negativo resultante es contrario a lo esperado. Respecto a la antigüedad (ANT, factor que puede ser considerado como sinónimo de experiencia), los resultados no muestran influencia alguna de esta variable sobre los rendimientos obtenidos por los fondos. En este aspecto el resultado coincide con el encontrado en Lassala (1998), donde la antigüedad del fondo es un factor no explicativo de las diferencias de rentabilidad entre fondos. Fuera de nuestro mercado, para una muestra de fondos de renta variable doméstica de países europeos, sólo en dos (Alemania y Reino Unido) se capta una significativa relación negativa entre la edad del fondo y la rentabilidad ajustada por riesgo y otros factores [Ottens y Bams (2002)]. En cuanto a la variable cualitativa que recoge un cambio de grupo de adscripción del fondo (CAMBIO), ésta no resulta significativa en el modelo: un cambio en el equipo gestor no ha producido variaciones significativas en la rentabilidad obtenida por el fondo.

En cuanto a los tests de especificación del modelo, destaca la fuerte significatividad de los «efectos clase de fondo» y «efectos agregados temporales». Ello implica que las rentabilidades medias obtenidas difieren de forma significativa según la categoría de inversión del fondo y del escenario macroeconómico agregado, de tal forma que nos encontramos con términos independientes heterogéneos según año y categoría de fondo. Atendiendo a los coeficientes de estas variables *dummies* podemos construir los distintos términos independientes para cada año y clase de fondo. El término correspondiente al grupo de control definido por las categorías excluidas, α_0 , es un fondo de inversión de renta fija en 1996 perteneciente a una entidad no crediticia (teniendo en cuenta la relevancia estadística del tipo de grupo financiero de adscripción), de forma que el término independiente para cada año t y clase de fondo c viene dado por $\alpha_0 + d_t + d_c + g_i$, siendo g_i el coeficiente asignado a bancos ($g_{i=1}$) y a cajas ($g_{i=2}$). El cuadro 7 recoge los términos independientes para cada año y clase de un fondo perteneciente a una entidad no crediticia (basados en las estimaciones de la ecuación final del cuadro 6).

Un fondo de origen bancario tendría una rentabilidad inferior en tres décimas ($g_1 = -0,03$), y en dos si el fondo está ligado a una caja de ahorros ($g_2 = -0,02$). Se evidencia la mayor rentabilidad obtenida por los fondos con predominio de renta variable, en comparación con aquellos de inversión mayoritaria en renta fija, y que, como hemos visto, ha tenido su reflejo en las tasas de crecimiento neto patrimonial. De hecho se alcanzaron las rentabilidades más altas en 1997, produciéndose el máximo de suscripciones netas en el año siguiente. El año 1999 supuso un punto de inflexión que dio paso a dos años de rendimientos negativos en el mercado de fondos.

Cuadro 7: TÉRMINOS INDEPENDIENTES DE LA ECUACIÓN SOBRE LA RENTABILIDAD

	RF	RFI	RFM	RFMI	RVM	RVMI	RV	RVI
1996	0,03	0,02	0,05	0,06	0,09	0,12	0,16	0,17
1997	0,07	0,06	0,09	0,10	0,13	0,16	0,20	0,21
1998	0,03	0,02	0,05	0,06	0,09	0,12	0,16	0,17
1999	0,02	0,01	0,04	0,05	0,08	0,11	0,15	0,16
2000	0,01	0,00	0,03	0,04	0,07	0,10	0,14	0,15
2001	-0,03	-0,04	-0,01	0,00	0,03	0,06	0,10	0,11

Grupo de control: fondo de renta fija en 1996 perteneciente a una entidad no crediticia.

Fuente: Elaboración propia.

Los estadísticos de correlación serial sobre los residuos diferenciados (evidencia de autocorrelación negativa de primer orden y ausencia de autocorrelación de segundo orden) indican que el término de error en niveles v_{it} es una perturbación serialmente incorrelada. El test de Sargan contrastando la validez de los instrumentos utilizados en la estimación acepta la viabilidad del modelo. Sobre la ecuación final, el test de Wald basado en el contraste de las diferencias entre estimaciones en niveles y en desviaciones ortogonales y el test diferencial de Sargan constatan la existencia de efectos individuales inobservables relacionados con los regresores, por lo cual la especificación inicial es correcta²⁷.

3.3. Estimación del modelo por categorías de inversión

La especificación aplicada en los dos epígrafes anteriores permite que los fondos tengan una tasa de crecimiento patrimonial o una rentabilidad media distinta para cada categoría de inversión, pero se presume la misma respuesta ante variaciones de las variables explicativas. Es decir, existen términos independientes heterogéneos pero pendientes homogéneas. Recordemos que, con ello, se pretende cubrir uno de los objetivos primordiales de este trabajo, el de formular un modelo único para el conjunto del mercado de fondos. Pero cabe preguntarse, por ejemplo, si la elasticidad de la demanda de fondos ante la rentabilidad pasada difiere según la tipología del fondo. Es decir, si las pendientes de las variables explicativas son heterogéneas. Para ello, se llevan a cabo regresiones individualizadas en cada grupo de inversión²⁸.

(27) El valor del test de Wald es 126,47 con 9 grados de libertad, y el p-valor asociado es 0,00. El test diferencial de Sargan es 31,55, distribuyéndose como una χ^2 con 8 grados de libertad. Su p-valor asociado es 0,00.

(28) Para verificar esta hipótesis se ha tenido en cuenta otra posibilidad, introduciendo interacciones entre las *dummies* clase de fondo y las variables explicativas. Debido al número de categorías y de variables, y al tratamiento adecuado en la estimación de las interacciones con variables endógenas, nos encontrábamos ante un modelo con un elevado número de coeficientes y con problemas para poder llevar a cabo una estimación consistente del mismo. Las pruebas llevadas a cabo mostraban unos resultados bastante inestables, por lo que esta opción fue finalmente desechada a favor de

Dado que en algunas de las ocho categorías iniciales el número de fondos es relativamente pequeño, éstas se han reducido a seis, agrupando las categorías originales de renta fija mixta y renta variable mixta bajo un único grupo de fondos de renta mixta (RM), y las categorías de renta fija mixta internacional y renta variable mixta internacional bajo el grupo de fondos de renta mixta internacional (RMI). En definitiva, ahora son seis los grupos considerados para llevar a cabo las regresiones independientes²⁹:

- RF: fondos de renta fija nacional
- RFI: fondos de renta fija internacional
- RM: fondos de renta fija mixta y renta variable mixta nacional
- RMI: fondos de renta fija mixta internacional y renta variable mixta internacional
- RV: fondos de renta variable nacional
- RVI: fondos de renta variable internacional

En los cuadros 8 y 9 puede observarse el número de fondos y el total de datos que conforman cada nuevo panel. Recordemos que la técnica de estimación aplicada es asintótica en N (número de fondos), por lo que los resultados correspondientes a clases de fondos de tamaño relativamente pequeño –las categorías internacionales– hay que tomarlos con cierta reserva. Otra consecuencia es que, en alguna regresión, se ha tenido que reducir el número de instrumentos utilizados en la estimación de las variables endógenas del modelo.

3.3.1. Tasa de crecimiento patrimonial por categorías de inversión

El cuadro 8 muestra el modelo estimado para las seis categorías de fondos consideradas, incluyendo a efectos comparativos los resultados de la estimación para el conjunto de todos los fondos (columna 1), equivalente a la ecuación 2 del cuadro 4. En todas ellas los «efectos tiempo» son relevantes.

El resultado general que podemos observar es la heterogeneidad de las pendientes o respuestas según la categoría inversora. Esta heterogeneidad es llamativa en ciertas variables, cuyo efecto sobre la tasa de crecimiento patrimonial llega a mostrar coeficientes significativos de distinto signo. Es el caso del riesgo, donde los inversores de RV se muestran adversos al mismo mientras que para la RF la relación es positiva. La explicación puede deberse a que los inversores de RF perciben como menos arriesgado este tipo de fondos. Dado el tipo de activos de la cartera, los partícipes asumen desde el inicio un nivel de riesgo prácticamente acotado, y en ese rango, no se muestran adversos al riesgo, sino al contrario. Por otro lado, la amplia banda en que puede moverse la volatilidad de las carteras de RV consigue mostrar la aversión al riesgo del inversor.

la estimación individualizada por grupos de inversión. Cabe decir que contrastes preliminares sobre la hipótesis nula de homogeneidad de las pendientes, eran fuertemente rechazados por los datos.

(29) Al agrupar los fondos surge el problema de que, en numerosas ocasiones, el fondo no permanece en una misma categoría durante todo el período de estudio. En estos casos, lo habitual es que hayan pasado por categorías colindantes (por ejemplo, de renta fija a renta fija mixta). A efectos clasificatorios, estos fondos son adscritos bajo la categoría que haya sido predominante en su trayectoria.

Cuadro 8: ESTIMACIÓN POR CATEGORÍAS DE INVERSIÓN. VARIABLE DEPENDIENTE: TASA DE CRECIMIENTO PATRIMONIAL. ESTIMACIÓN MGM EN DESVIACIONES ORTOGONALES

	Ecuación Conjunta	RF	RFI	RM	RMI	RV	RVI
Constante _t	-0,40 (-9,23)*	-0,58 (-6,97)*	-1,66 (-6,74)*	-0,55 (-9,32)*	0,08 (0,62)	-0,72 (19,65)*	-3,04 (-2,69)*
TCP _{t-1}	0,02 (5,19)*	0,12 (40,51)*	-0,08 (-23,45)*	0,01 (3,25)*	0,06 (7,51)*	-0,12 (-88,11)*	0,40 (1,84)**
RENT _{it-1}	0,74 (7,45)*	2,30 (3,95)*	-0,00 (-0,00)	0,39 (2,26)*	0,24 (0,63)	0,76 (7,37)*	-1,45 (-0,90)
VOL _{it-1}	-2,89 (-7,04)*	29,20 (8,63)*	-11,05 (-4,63)*	-4,85 (-9,41)*	12,64 (8,15)*	-4,06 (-9,77)*	-15,51 (-0,85)
COMIBR _{it}	-3,20 (-2,23)*	-30,93 (-10,3)*	-12,02 (-2,10)*	-0,54 (-0,68)	19,03 (1,33)	18,22 (0,95)	199,1 (1,59)
COMINT _{it}	-1,81 (-0,88)	-3,81 (-0,58)	12,65 (4,72)*	-5,58 (-2,30)*	-60,52 (-3,28)*	9,37 (3,68)*	121,3 (1,84)**
IANI _{it}	2,14 (5,01)*	2,65 (5,00)*	14,50 (8,96)*	2,11 (4,51)*	-0,65 (-1,20)	4,96 (19,46)*	-8,20 (-1,35)
PATC _{it}	18,25 (0,93)	46,87 (4,07)*	-49,62 (-0,61)	23,93 (1,14)	-87,78 (-2,83)*	-111,6 (-5,04)*	-160,5 (-0,56)
CUOTAG _{it}	-0,80 (-0,86)	-6,54 (-4,76)*	-15,24 (-1,01)	0,56 (0,71)	-1,97 (-1,71)**	-0,86 (-2,26)*	-12,69 (-1,37)
CAMBIO _{it}	0,17 (3,25)*	0,08 (1,59)	0,13 (0,99)	0,57 (10,79)*	0,08 (0,90)	0,23 (8,39)*	0,17 (0,09)
BCO _{it}	0,12 (1,68)**	-0,14 (-1,26)	1,02 (8,51)*	0,29 (3,67)*	-0,22 (-1,33)	0,10 (1,65)**	0,04 (0,01)
CAJ _{it}	-0,02 (-0,25)	0,19 (2,72)*	0,73 (3,68)*	0,14 (0,82)	-0,49 (-3,03)*	0,78 (5,58)*	-3,27 (-0,28)
LIQ _{it}	-0,34 (-1,17)	-0,69 (-2,50)*	1,11 (1,18)	-1,95 (-4,22)*	0,91 (1,21)	-3,15 (-22,92)*	22,44 (2,28)*
SAL _{it}	-1,69 (-1,29)	-1,11 (-1,55)	-12,05 (-5,97)*	-2,77 (-3,69)*	-4,77 (-2,48)*	-0,84 (-0,35)	-6,71 (-0,55)
OPC _{it}	0,56 (0,34)	-292,8 (-2,53)*	-111,81 (-0,39)	5,60 (3,32)*	-1,43 (-0,13)	-3,81 (-4,02)*	125,73 (0,76)
D-1997	0,51	0,67	0,47	0,84	0,38	0,58	0,25
D-1998	0,91	0,54	2,29	1,64	1,58	1,42	2,38
D-1999	0,46	0,54	0,87	0,78	0,19	0,64	2,22
D-2000	0,39	0,55	1,19	0,74	0,06	1,04	5,92
D-2001	0,21	0,37	1,48	0,39	0,21	0,38	1,49

**Cuadro 8: ESTIMACIÓN POR CATEGORÍAS DE INVERSIÓN. VARIABLE DEPENDIENTE:
TASA DE CRECIMIENTO PATRIMONIAL. ESTIMACIÓN MGM EN DESVIACIONES ORTOGONALES (continuación)**

	Ecuación Conjunta	RF	RFI	RM	RMI	RV	RVI
N° fondos	625	244	49	186	42	80	24
N° datos	4.527	1.761	355	1.353	302	585	171
Wald (λ_4)	309,81 [0,00]	170,09 [0,00]	252,64 [0,00]	783,17 [0,00]	157,91 [0,00]	2.134,6 [0,00]	47,26 [0,00]
Test r(1)	-2,50 [0,01]	-2,22 [0,03]	-2,85 [0,00]	-1,61 [0,11]	-2,00 [0,04]	-1,85 [0,06]	-2,43 [0,01]
Test r(2)	-1,41 [0,16]	-1,31 [0,19]	-0,06 [0,96]	0,59 [0,55]	0,16 [0,875]	-1,22 [0,22]	-2,37 [0,02]
Test Sargan	65,68 [0,29]	70,23 [0,17]	42,64 [0,96]	72,04 [0,14]	24,72 [1,00]	68,98 [0,20]	4,80 [0,99]

Estimación MGM con VI. Estimaciones robustas en dos etapas. Coeficientes: valor del mismo y t-ratios en paréntesis robustos a heterocedasticidad y correlación serial. Significatividad al 5% (*) y al 10% (**). Resto de estadísticos: el p-valor entre corchetes indica la probabilidad de rechazar la hipótesis nula. El test de Wald contrasta la significación conjunta de los efectos tiempo, se distribuye como una χ^2 con 6 grados de libertad. Los test r(1) y r(2) contrastan la existencia de autocorrelación de primer y segundo orden sobre los residuos en primeras diferencias, y se distribuyen asintóticamente como variables $N(0,1)$. El test de Sargan contrasta la validez de los instrumentos utilizados.

Fuente: Elaboración propia.

No deja de ser sorprendente la distinta percepción que sobre las comisiones tiene un inversor de RF y de RV. El cliente de fondos de RF se muestra minimizador de costes, sobre todo si se trata de las comisiones de entrada y salida del mercado. En cambio, para el inversor de RV las comisiones no muestran el signo negativo esperado, llegando a ser estadísticamente significativa la influencia de las comisiones netas. Definitivamente, los inversores de RV no interpretan estas comisiones como un coste. Una posible explicación es que estén interpretando erróneamente las comisiones como un indicativo de mayor calidad. Otra posibilidad, sugerida por Sirri y Tufano (1998) es que en algunos fondos de RV mayores comisiones son debidas a un mayor esfuerzo en márketing que se refleja en mayores suscripciones, ya que los consumidores compran aquellos fondos que son más fáciles o menos costosos de identificar para ellos³⁰. Otras variables también muestran efectos bastante heterogéneos por categorías, como la demanda patrimonial pasada, el tamaño relativo del fondo (PATC), el tipo de grupo al que pertenece (banco, caja o resto de grupos) y el porcentaje patrimonial en liquidez (LIQ) y opciones (OPC), sin que parezca extraíble un patrón de comportamiento dependiente de la categoría de inversión.

En cuanto a una de las variables clave, la rentabilidad, es destacable que los inversores de fondos internacionales no tengan en cuenta el resultado pasado en su decisión de inversión. Asimismo, llama la atención la elevada elasticidad de la demanda respecto a la rentabilidad que muestran los inversores más conservadores.

3.3.2. Rentabilidad por categorías de inversión

El cuadro 9 muestra el modelo estimado para las seis categorías de fondos consideradas, siendo ahora la rentabilidad la variable dependiente. Los resultados de la estimación para el conjunto de todos los fondos (columna 1) es equivalente a la ecuación 2 del cuadro 6. En todas las regresiones es aceptada, con evidencia, la existencia de «efectos tiempo» en cada categoría, lo que implica rentabilidades medias diferentes para cada año, manteniendo constantes el resto de variables del modelo.

Uno de los resultados más llamativos que se desprende del análisis por categorías de inversión es el hecho de que la conclusión de persistencia de rentabilidades que obteníamos en el epígrafe anterior obedece a las categorías de inversión nacional. De hecho, los fondos internacionales muestran un signo negativo que indica una gran inestabilidad de los resultados obtenidos en estas categorías. Una respuesta más homogénea se observa respecto al riesgo incurrido, al tener esta variable una relación positiva con la rentabilidad en todas las categorías de inversión.

En general, la aplicación de comisiones brutas no viene acompañada de efectos relevantes sobre la rentabilidad ofrecida por el fondo, salvo en la RM, única categoría donde parece existir cierta compensación de esta carga extra. Por otro lado, en todas las categorías de inversión las comisiones netas aplicadas tienen un efecto negativo sobre la rentabilidad finalmente alcanzada, pero es en los grupos internacionales y de renta variable donde este efecto es realmente significativo.

(30) La investigación de Capon, Fitzsimons y Prince (1996), basada en encuestas al partícipe, muestra que uno de los tres factores principales que influyen en la elección de un fondo de inversión es la publicidad del fondo.

Cuadro 9: ESTIMACIÓN POR CATEGORÍAS DE INVERSIÓN. VARIABLE DEPENDIENTE: RENTABILIDAD. ESTIMACIÓN MGM EN DESVIACIONES ORTOGONALES

Ecuación Conjunta	RF	RFI	RM	RMI	RV	RVI	
Constante _t	0,01 (0,62)	0,05 (8,28)*	-0,06 (-1,93)**	0,07 (1,33)	-0,06 (-0,74)	0,13 (1,73)**	0,61 (3,01)*
RENT _{it-1}	0,09 (6,35)*	0,01 (1,71)*	-0,11 (-4,31)*	0,42 (22,11)*	-0,10 (-2,55)*	0,17 (9,00)*	-0,37 (-2,08)**
VOL _{it}	0,77 (16,55)*	0,31 (5,91)*	0,41 (3,40)*	0,79 (9,50)*	0,47 (2,65)*	0,62 (9,07)*	0,55 (0,72)
TCP _{it-1}	-0,00 (-1,24)	-0,00 (-8,07)*	0,00 (2,79)*	0,00 (2,89)*	-0,00 (-0,18)	-0,00 (-6,18)*	-0,00 (-0,70)
COMIBR _{it}	-0,27 (-1,32)	-0,09 (-1,13)	0,65 (1,53)	0,27 (1,81)**	-2,20 (-1,34)	-0,03 (-0,16)	0,87 (0,24)
COMINT _{it}	-0,38 (-2,03)*	-0,27 (-1,27)	-1,29 (-6,46)*	-0,36 (-0,80)	-22,63 (-4,81)*	-0,51 (-4,31)*	-3,17 (-0,99)
ANT _{it}	-0,01 (-1,24)	0,00 (0,25)	-0,02 (-2,31)*	-0,00 (-0,11)	-0,03 (-1,03)	0,03 (1,49)	0,12 (4,89)*
PATC _{it}	-0,77 (-2,32)*	-0,23 (-1,81)**	4,85 (1,43)	-13,12 (-5,51)*	-2,76 (-0,87)	2,36 (1,79)**	17,48 (2,58)*
CUOTAG _{it}	-0,06 (-0,80)	0,09 (0,89)	-0,15 (-2,20)*	-0,25 (-2,80)*	-0,12 (-0,72)	-0,40 (-6,02)*	6,51 (1,75)**
CAMBIO _{it}	-0,00 (-0,71)	-0,00 (-2,30)*	-0,01 (-2,10)*	0,00 (0,31)	-0,02 (-1,14)	0,01 (1,45)	-0,31 (-2,48)*
BCO _{it}	-0,03 (-3,06)*	-0,01 (-1,62)**	0,04 (9,24)*	-0,01 (-0,46)	-0,00 (-0,13)	-0,02 (-0,90)	0,93 (2,11)*
CAJ _{it}	-0,02 (-3,34)*	-0,01 (-3,06)*	0,05 (4,16)*	0,00 (0,07)	0,07 (2,85)*	0,03 (2,89)*	2,43 (1,98)*
LIQ _{it}	-0,04 (-2,10)*	-0,03 (-5,01)*	0,03 (0,90)	-0,09 (3,41)*	-0,07 (-1,40)	-0,17 (-7,97)*	-2,26 (-1,27)
SAL _{it}	-0,06 (-1,00)	-0,03 (-0,53)	-0,45 (-11,29)*	-0,15 (-3,09)*	0,12 (1,87)**	0,00 (0,09)	1,94 (0,82)
OPC _{it}	1,11 (3,26)*	1,21 (1,00)	-23,21 (-1,37)	1,24 (2,47)*	3,46 (3,43)*	-0,04 (-0,22)	24,81 (1,52)
D-1997	0,04	0,01	0,05	0,05	0,07	0,24	0,09
D-1998	0,01	-0,03	0,06	0,00	0,10	0,21	0,24
D-1999	0,00	-0,02	0,03	0,00	0,08	0,17	0,17
D-2000	-0,01	-0,07	0,04	-0,04	0,13	0,01	0,20
D-2001	-0,04	-0,05	0,07	-0,09	0,08	-0,14	-0,31

Cuadro 9: ESTIMACIÓN POR CATEGORÍAS DE INVERSIÓN. VARIABLE DEPENDIENTE: RENTABILIDAD. ESTIMACIÓN MGM EN DESVIACIONES ORTOGONALES (continuación)

	Ecuación Conjunta	RF	RFI	RM	RMI	RV	RVI
N° fondos	625	244	49	186	42	80	24
N° datos	4.527	1.761	355	1.353	302	585	171
Wald (λ_i)	632,18 [0,00]	1.931,9 [0,00]	184,89 [0,00]	482,46 [0,00]	108,15 [0,00]	4.388,5 [0,00]	162,43 [0,00]
Test r(1)	-5,55 [0,00]	-2,28 [0,02]	-3,94 [0,00]	-3,81 [0,00]	-3,63 [0,00]	-4,82 [0,00]	-3,29 [0,00]
Test r(2)	1,23 [0,22]	1,40 [0,16]	-1,16 [0,25]	0,94 [0,35]	0,86 [0,39]	-1,64 [0,10]	-0,72 [0,47]
Test Sargan	50,66 [0,80]	61,43 [0,42]	38,25 [0,98]	75,08 [0,09]	23,73 [1,00]	52,40 [0,75]	3,51 [1,00]

Estimación MGM con VI. Estimaciones robustas en dos etapas. Coeficientes: valor del mismo y t-ratios en paréntesis robustos a heterocedasticidad y correlación serial. Significatividad al 5% (*) y al 10% (**). Resto de estadísticos: el p-valor entre corchetes indica la probabilidad de rechazar la hipótesis nula. El test de Wald contrasta la significación conjunta de los efectos tiempo, se distribuye como una χ^2 con 6 grados de libertad. Los test r(1) y r(2) contrastan la existencia de autocorrelación de primer y segundo orden sobre los residuos en primeras diferencias, y se distribuyen asintóticamente como variables N(0,1). El test de Sargan contrasta la validez de los instrumentos utilizados.

Fuente: Elaboración propia.

Ello implica ineficiencias en la gestión, ya que estas categorías, por otro lado las que aplican mayores comisiones medias, no obtienen rentabilidades brutas superiores que compense ese mayor coste.

Muy heterogéneo puede calificarse el «efecto tamaño» sobre la rentabilidad (PATC), observándose signos contrapuestos según la categoría de inversión: la RV nacional e internacional presentan economías de escala positivas, contrario a lo observado en el resto de categorías. El hecho de que sean precisamente las clases de RV y RVI las de menor patrimonio medio por fondo, puede indicar la existencia de un tamaño óptimo intermedio, ya que en las categorías de mayor patrimonio medio, como la RF, se producen economías de escala negativas.

Diversidad de signo también en la respuesta de la rentabilidad respecto al tipo de grupo financiero de pertenencia del fondo (banco, caja o resto de grupos). Puede observarse que, en las categorías internacionales, el resultado obtenido por los fondos no pertenecientes a entidades crediticias es mejor que el de bancos y cajas.

Otras variables como la antigüedad, el tamaño del grupo financiero del fondo (CUOTAG), la cuota de patrimonio mantenido en saldo neto (SAL) o en opciones (OPC), también muestran efectos bastante heterogéneos por categorías, sin que sea extrañable un patrón claro de comportamiento entre las mismas.

4. CONCLUSIONES

El trabajo desarrollado analiza el mercado de fondos de inversión desde dos enfoques: el inversor y el gestor de fondos. A diferencia de anteriores investigaciones donde usualmente se restringe la aplicación a una única categoría de inversión homogénea, en esta investigación se incluyen todos los fondos (a excepción de los garantizados) ya que se quiere captar los determinantes de la demanda y de la rentabilidad de un fondo de inversión tratado como un único activo-producto. De esta manera se refleja más fielmente la realidad del inversor, ya que éste puede estar valorando la inversión entre categorías alternativas de fondos.

Desde la perspectiva del partícipe, se ha realizado un análisis de cuáles son los factores relevantes de la decisión de invertir en uno u otro fondo del mercado español, encontrándose que las variables financieras son las esenciales. El inversor utiliza las rentabilidades y volatilidades históricas como indicador relevante de rentabilidades y volatilidades futuras, y a diferencia de trabajos previos, se muestra claramente adverso al riesgo. Por otro lado, el partícipe es racional mostrándose minimizador de costes, pero curiosamente al valorar las comisiones sólo influye en su función de decisión aquellas que expresamente paga: las comisiones de suscripción y reembolso. Este resultado denota cierta miopía financiera al no ser sensible al resto de comisiones (de gestión y depósito) que son descontadas en el rendimiento logrado sobre el patrimonio del fondo, y que además merman de forma efectiva la rentabilidad del partícipe.

La no evidencia de dinero inteligente en el mercado español, según lo cual el inversor no tendría habilidad en la selección de los fondos, es un resultado esperable dadas las características de nuestro mercado. Principalmente, la especial fiscalidad que sobre las plusvalías patrimoniales ha existido durante gran parte del período considerado, unido a las comisiones de reembolso, han podido generar

incentivos a la falta de movilidad entre fondos, inhibiendo la aparición de este fenómeno en el mercado español. En este sentido, será interesante comprobar si la liberalización fiscal del movimiento patrimonial entre fondos (en vigor desde enero de 2003) trae nuevas conclusiones al respecto.

Es esperable que conocer las variables utilizadas por los inversores para discriminar entre fondos, permitirá a las gestoras orientar sus estrategias, tanto de actuación como de publicidad, hacia el fortalecimiento de las características discriminantes. En este sentido, a la vista de los resultados anteriores, una gestora que persiga mejorar sus cifras de ingresos debería tener en cuenta la insensibilidad del inversor a las comisiones de gestión y depósito. Para obtener mayores ingresos vía gestión de mayor volumen patrimonial, la entidad debería lograr la máxima rentabilidad posible incurriendo en el menor riesgo, y reducir las comisiones de suscripción y reembolso. Por último, recordar que estas acciones no sólo le repercutirán contemporáneamente, sino también en el futuro próximo debido a la dinámica que muestra la tasa de crecimiento patrimonial.

Desde la perspectiva del gestor, su actuación se traduce en el rendimiento obtenido para el partícipe sobre el patrimonio aportado. El trabajo trata de identificar los factores determinantes de la rentabilidad obtenida por los fondos de inversión. El modelo muestra una inercia en los rendimientos coherente con la hipótesis de persistencia de rentabilidades y coincidente con la mayor parte de la literatura previa. De otro lado, el análisis de las comisiones aplicadas y su repercusión sobre los rendimientos obtenidos por el partícipe ofrece conclusiones decepcionantes. Las comisiones de gestión y depósito drenan de forma significativa la rentabilidad ofrecida al partícipe, mientras que los fondos con comisiones de suscripción y reembolso no compensan con mayores rentabilidades estos costes extras. Ambos resultados señalan una ineficiente gestión de los fondos de inversión. Para interpretar este resultado, hay que tener en cuenta que el mercado español se caracteriza por un elevado grado de concentración desde el lado de la oferta (dominado por las grandes entidades de crédito) y por una importante cautividad fiscal del partícipe durante buena parte del periodo considerado. Ambas características alejan, en términos de competencia, a la industria de fondos española de una situación de contestabilidad, a pesar de tratarse de un mercado con un producto homogéneo y con un elevado número de oferentes. En suma, la falta de competitividad en el sector puede ser la causa de encontrarnos con comisiones elevadas sin recompensa en rendimientos: una ineficiente gestión en el mercado de fondos.

El negativo «efecto tamaño» identificado en la ecuación de rentabilidad es contrario a la hipótesis de existencia de economías de escala positivas en la gestión, si bien este resultado no entra en contradicción con trabajos empíricos previos.

Finalmente, cabe destacar que la observación simultánea de las ecuaciones estimadas sobre los flujos patrimoniales y sobre las rentabilidades, nos permite realizar un interesante ejercicio de análisis acerca de la función de decisión del inversor. En concreto, el interés radica en comprobar si las variables relevantes para el inversor a la hora de discriminar entre fondos, son efectivamente las variables determinantes de la rentabilidad del mismo. De la misma forma, podemos observar qué variables no está teniendo en cuenta el partícipe, pero debería incorporar

en su función de decisión por ser determinantes de la rentabilidad. Así, se observa que el inversor actúa correctamente:

- Al tener en cuenta las rentabilidades obtenidas el año anterior, ya que el rendimiento pasado es efectivamente un indicador del rendimiento actual. Además, no sólo influye la rentabilidad del año anterior, sino también la histórica debido a la persistencia que muestra la rentabilidad.
- Acierta al castigar los fondos con mayores comisiones de suscripción y reembolso puesto que no recompensan este coste extra con una mayor rentabilidad.

Pero debería replantearse ciertos parámetros:

- El inversor debería relajar su aversión al riesgo, puesto que éste es un factor fuertemente unido a la rentabilidad. En la realidad, el inversor tiene un límite predefinido del riesgo que está dispuesto a asumir, y ese límite no es fácilmente modificable.

Y tener en cuenta otros parámetros adicionales que debería incorporar a su función de decisión:

- Las comisiones de gestión y depósito, puesto que repercuten drenando la rentabilidad final del fondo de forma efectiva.
- El tamaño del fondo, puesto que el volumen patrimonial muestra una asociación negativa con la rentabilidad.
- El tipo de grupo financiero de adscripción del fondo, ya que la rentabilidad de los fondos vinculados a grupos de bancos y cajas ha sido inferior a la del resto de grupos.

ANEXO

Cuadro A1: ESTADÍSTICOS BÁSICOS

Variable	Media	Mediana	Desv. Típ.	Asimetría	Curtosis	Mínimo	Máximo
RENT	0,064	0,050	0,118	0,97	7,13	-0,559	1,149
TCP	0,424	-0,036	2,758	14,76	132,07	-1,092	70,043
RK	446	379	323	0,89	0,16	1	1.562
VOL	0,063	0,032	0,070	1,65	3,08	0,000	0,505
ANT	7,030	6,600	3,922	1,63	4,50	1,003	34,66
IANT	0,205	0,152	0,158	2,39	6,07	0,029	0,997
FAM	32,27	16,00	45,49	2,79	3,18	1	231
CUOTAG	0,041	0,009	0,062	1,84	-0,12	1,05E-08	0,232
PATC	0,001	4,29E-04	0,003	7,60	57,73	1,05E-08	0,054
DECPAT	6,29	7	2,7	-0,35	-0,79	1	10
SMX	0,001	0	0,005	7,20	53,60	0	0,050
RMX	0,007	0	0,011	1,71	1,38	0	0,050
GSP	0,016	0,015	0,005	-0,12	-0,34	0	0,025
GSR	0,003	0	0,016	5,62	82,63	0	0,100
DEP	0,002	0,002	0,001	1,16	-0,44	0	0,015
COMIBR	0,008	0,000	0,013	2,42	13,24	0	0,100
COMINT	0,017	0,017	0,006	-0,14	-0,18	0	0,030
OPC	0,001	0	0,007	12,19	94,15	0	0,15
SAL	0,008	0,003	0,039	4,10	164,22	-0,649	0,886
LIQ	0,048	0,032	0,064	4,79	82,53	-0,703	1

Número de datos: 4.527. Número de fondos: 625. RENT es la variación porcentual entre el valor liquidativo al final del período considerado (mas beneficios distribuidos durante dicho período) y el valor liquidativo al principio del período. TCP es la variación relativa entre el patrimonio a final del año t y el patrimonio a final del año $(t-1)$, corregido éste por la rentabilidad obtenida en el año t . RK es el lugar jerárquico ocupado por la rentabilidad obtenida sobre el conjunto de todos los fondos. A igual rentabilidad, obtendrá mejor *ranking* el de menor volatilidad. VOL o riesgo es la desviación típica de las rentabilidades mensuales del fondo en los 12 meses del año, anualizada. ANT es la antigüedad o diferencia entre instante t y la fecha de registro del fondo en la CNMV, siendo IANT su inversa. FAM es el número de fondos de inversión que pertenecen al mismo grupo financiero, mientras que CUOTAG es la cuota del patrimonio administrado por el grupo financiero sobre total patrimonio FIM. Ambas son variables *proxy* del poder de mercado del grupo. PATC es la cuota patrimonial del fondo sobre el volumen de patrimonio total en el mercado. DECPAT es el decil al que pertenece el fondo según su patrimonio. Un 1 indica que pertenece al 10% de fondos de menor patrimonio. SMX es la comisión máxima aplicada sobre el patrimonio del inversor en el momento de entrar al fondo. RMX es la comisión aplicada sobre el patrimonio del inversor en el momento de salir del fondo. GSP es la comisión de gestión aplicada sobre el patrimonio. GSR es

la comisión de gestión aplicada sobre el resultado obtenido. DEP es la comisión que cobra el depositario de los títulos en que está invertido el fondo. Las comisiones GSP, GSR y DEP son calculadas diariamente sobre el patrimonio gestionado, por lo que la rentabilidad ofrecida (publicada) es neta de esta comisión. COMIBR o comisión bruta es la suma de la comisión de suscripción y la comisión de reembolso. COMINT o comisión neta es la suma de la comisión de gestión sobre patrimonio y la comisión de depósito. OPC es la proporción de la inversión de cartera a valor efectivo en opciones nacionales compradas y *warrants* sobre volumen total de patrimonio del fondo. SAL es la proporción que supone la diferencia entre los saldos de las cuentas de deudores y acreedores (saldo neto) sobre el volumen total del patrimonio del fondo. LIQ es la proporción que supone el saldo de las cuentas de tesorería sobre el volumen total del patrimonio del fondo.

Fuente: Elaboración propia.

Cuadro A2: CORRELACIONES ENTRE LAS VARIABLES EXPLICATIVAS

RK	VOL	ANT	IANT	FAM	CUOTAG	DECPAT	PATC	GSP	GSR	SMX	RMX	DEP	COMIBR	COMINT	LIQ	SAL	OPC
RK	0,071	0,232	-0,231	0,213	0,065	-0,026	-0,060	-0,005	0,023	-0,017	-0,045	-0,036	-0,045	-0,012	0,026	0,033	0,026
VOL		0,077	-0,070	0,110	0,071	0,014	-0,107	0,362	0,136	0,024	0,216	0,027	0,194	0,258	0,003	-0,004	0,176
ANT			-0,713	0,175	0,104	0,269	0,135	0,138	0,022	-0,032	-0,002	-0,038	-0,015	0,065	0,007	-0,007	0,074
IANT				-0,162	-0,075	-0,236	-0,113	-0,088	-0,009	0,027	0,002	0,031	0,013	-0,037	-0,008	0,009	-0,039
FAM					0,843	0,198	0,063	-0,058	-0,020	0,118	0,143	-0,095	0,172	-0,047	-0,010	0,010	0,146
CUOTAG						0,249	0,230	-0,010	-0,040	0,128	0,198	-0,065	0,222	-0,048	-0,010	0,010	0,136
DECPAT							0,447	0,021	-0,072	-0,006	0,064	0,002	0,052	-0,063	-0,030	0,029	0,059
PATC								0,020	-0,049	-0,018	0,009	0,002	0,000	-0,041	-0,006	0,006	0,011
GSP									-0,120	-0,122	0,249	0,204	0,160	0,238	-0,015	0,015	0,032
GSR										-0,002	0,011	-0,069	0,009	0,933	-0,002	0,003	0,062
SMX											0,136	-0,059	0,537	-0,048	-0,002	0,003	0,010
RMX												0,111	0,909	0,104	-0,009	0,009	0,034
DEP													0,070	0,078	-0,003	0,003	-0,019
COMIBR														0,068	-0,009	0,009	0,034
COMINT															-0,008	0,008	0,070
LIQ																-0,072	-0,002
SAL																	0,002
OPC																	

Fuente: Elaboración propia.



REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- Álvarez, J. (1995): "Análisis de los fondos de inversión de renta fija en España", *Investigaciones Económicas*, vol. XIX (3) septiembre, págs. 475-488.
- Arellano, M. (1988): "An alternative transformation for fixed effects models with predetermined variables", *Applied Economics Discussion Paper*, 57, Oxford.
- Arellano, M. (1993): "On the testing of correlated effect with panel data", *Journal of Econometrics*, 59, págs. 87-97.
- Arellano, M. y S. Bond (1991): "Some tests of specification for panel data: Monte carlo evidence and an application to employment equations", *Review of Economics Studies*, 58, págs. 277-297.
- Arellano, M. y S. Bond (1998): "Dynamic panel data estimation using DPD98 for GAUSS", <http://www.cemfi.es>.
- Arellano, M. y O. Bover (1990): "La econometría de datos de panel", *Investigaciones Económicas*, vol. 14, n.º 1, págs. 3-45.
- Arellano, M. y B. Honoré (1999): "Panel data models. Some recent developments", en J. Heckman y E. Leamer (eds.): *Handbook of Econometrics*, vol. 5.
- Baltagi, B.H. (1995): *Econometric analysis of panel data*, Wiley.
- Basarrate, B. y G. Rubio (1999): "Nonsimultaneous prices and the evaluation of management portfolios in Spain", *Applied Financial Economics*, 9, págs. 273-281.
- Berk, J. y R.C. Green (2002): "Mutual fund flows and performance in rational markets", 13th annual Utah Winter Finance Conference, <http://ssrn.com/abstract=383061>.
- Brown, S. y W. Goetzmann (1995): "Performance persistence", *Journal of Finance*, 48, págs. 93-130.
- Brown, S., W. Goetzman, R. Ibbotson y S. Ross (1992): "Survivorship bias in performance studies", *Review of Financial Studies*, 5, págs. 553-580.
- Capon, N., G. Fitzsimons y R. Prince (1996): "An individual level analysis of the mutual fund investment decision", *Journal of Financial Services Research*, 10, págs. 59-82.
- Carhart, M. (1997): "On persistence in mutual fund performance", *Journal of Finance*, 52, págs. 57-82.
- Carhart, M., J.N. Carpenter, A.W. Lynch y D.K. Musto (2000): "Mutual fund survivorship", <http://ssrn.com/abstract=238713>.
- Chamberlain, G. (1984): "Panel data", en Z. Griliches y M.D. Intriligator (eds.): *Handbook of Econometrics*, vol. 2, Elsevier Science.
- Ciriaco, A., C. Del Río y R. Santamaría (2002): "El inversor ante la elección de fondos de inversión. Algunos datos para la reflexión", *Papeles de Economía Española*, n.º 94.
- Comisión Nacional del Mercado de Valores: "Informe anual", años 1993, 1994, 1995, 1996, 1997, 1998, 1999, 2000 y 2001.
- Comisión Nacional del Mercado de Valores: "Informe trimestral sobre instituciones de inversión colectiva", años 1993, 1994, 1995, 1996, 1997, 1998, 1999, 2000 y 2001.
- Del Guercio, D. y P. Tkac (2002): "The determinants of the flow of funds of manager portfolios: mutual funds vs. pension funds", *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 37 (4), págs. 523-557.
- Detzel, F.L. y R.A. Weigang (1998): "Explaining persistence in mutual fund performance", *Financial Service Review*, 7 (1), págs. 45-55.
- Droms, W.G. y D.A. Walker (1995): "Determinants of variation in mutual fund returns", *Applied Financial Economics*, 5, págs. 383-389.
- Droms, W.G. y D.A. Walker (2001): "Persistence of mutual fund operating characteristics: returns, turnover rates and expense ratios", *Applied Financial Economics*, 11 (4), págs. 457-466.

- Elton, E., M. Gruber y C.R. Blake (1996a): "Survivorship bias and mutual fund performance", *Review of Financial Studies*, 9, págs. 1097-1120.
- Elton, E., M. Gruber y C.R. Blake (1996b): "The persistence of risk-adjusted mutual fund performance", *Journal of Business*, 69, págs. 133-157.
- Elton, E., M. Gruber, S. Das y M. Hlavka (1993): "Efficiency with costly information: A re-interpretation of evidence from managed portfolios", *Review of Financial Studies*, 6, págs. 1-21.
- Fama, E. (1970): "Efficient capital markets: a review of theory and empirical work", *Journal of Finance*, 25, págs. 383-417.
- Ferrando, M. y C. Lassala (1998): "Evaluación de la gestión de los FIAMM y de los FIM de renta fija en España en el período 1993-1995", *Revista Española de Financiación y Contabilidad*, 94, págs. 197-231.
- Freixas, X., J. Marín, M. Martínez y G. Rubio (1997): *La evaluación de los fondos de inversión en España*, Biblioteca Civitas de Economía y Empresa.
- Frye, M.E. (2001): "The performance of bank-managed mutual funds", *Journal of Financial Research*, 24 (3), págs. 419-442.
- Goetzmann, W. y R. Ibbotson (1994): "Do winners repeat? Patterns in mutual fund behavior", *Journal of Portfolio Management*, winter, págs. 9-18.
- Griliches, Z. y J.A. Hausman (1986): "Error in variables in panel data", *Journal of Econometrics*, 31, págs. 93-118.
- Grinblat, M. y S. Titman (1992): "The persistence of mutual fund performance", *Journal of Finance*, 47, págs. 1977-1984.
- Grinblat, M., S. Titman y R. Wermers (1995): "Momentum investment strategies, portfolio performance and herding: A study of mutual fund behavior", *American Economic Review*, 85, págs. 1088-1105.
- Grossman, S. (1976): "On the efficiency of competitive stock markets when trades have diverse information", *Journal of Finance*, 31, págs. 573-585.
- Gruber, M.J. (1996): "Another puzzle: the growth in actively managed mutual funds", *Journal of Finance*, 51 (3), págs. 783-810.
- Hansen, L.P. (1982): "Large sample properties of generalized method of moments estimators", *Econometrica*, 50, págs. 1029-1054.
- Hendricks, D., J. Patel y R. Zeckhauser (1993): "Hot hands in mutual funds: short-run persistence of relative performance 1974-1988", *Journal of Finance*, 48, págs. 93-130.
- Hsiao, C. (1986): *Analysis of panel data*, Cambridge University Press.
- Ippolito, R.A. (1989): "Efficiency with costly information: A study of mutual fund performance", *Quarterly Journal of Economics*, 104, 1-23.
- Ippolito, R.A. (1992): "Consumer reaction to measures of poor quality: Evidence from the mutual fund industry", *Journal of Law and Economics*, 35, págs. 45-70.
- Jain, P.C. y J.S. Wu (2000): "Truth in mutual fund advertising: evidence on future performance and fund flows", *Journal of Finance*, 55 (2), págs. 937-958.
- Lassala, C. (1998): "Factores explicativos de las diferencias de rentabilidad financiera en los FIM de renta fija", *Revista Española de Financiación y Contabilidad*, vol. XXVI, n.º 97, págs. 1005-1031.
- Lynch, A.W. y D.K. Musto (2000): "How investors interpret past fund returns", <http://ssrn.com/abstract=219006>.
- Malkiel, B. (1995): "Returns from investing in equity mutual funds, 1971 to 1991", *Journal of Finance*, 50 (2), págs. 549-572.

- Marco, R. (2003): "Los fondos de inversión en España: determinantes de la rentabilidad y del crecimiento patrimonial desde una perspectiva microeconómica", *Tesis Doctoral*, Universidad Autónoma de Madrid.
- Matallín, J.C. y M.A. Fernández (2001): "La evaluación de los FIM de renta variable: un enfoque endógeno y multiperíodo", *Revista Española de Financiación y Contabilidad*, 30 (107), págs. 67-102.
- Mayorga, J.A. y J.M. Marcos (1996): "Rentabilidad y costes de los fondos de inversión", *Perspectivas del Sistema Financiero*, n.º 55.
- Menéndez, S. y S. Álvarez (2000): "La rentabilidad y la persistencia de los resultados de los fondos de inversión españoles de renta variable", *Revista Española de Financiación y Contabilidad*, 103, págs. 15-36.
- Nickell, S. (1981): "Biases in dynamic models with fixed effects", *Econometrica*, 49, págs. 1417-1426.
- Otten, R. y D. Bams (2002): "European mutual fund performance", *European Financial Management*, march, 8 (1), págs. 75-101.
- Rockinger, M. (1995): "Determinants of capital flows to mutual funds", *Chambre de commerce et d'industrie de Paris. Fondation HEC*. CR 548/1995.
- Rodríguez de Prado, F. y L. Amigo (2001): "Modelización de la relación intertemporal entre rentabilidad y riesgo de los fondos de inversión mobiliaria de renta fija a través de la heterocedasticidad condicional de su rendimiento", *Revista Europea de Dirección y Economía de la Empresa*, 10 (3), págs. 167-188.
- Rubio, G. (1993): "Performance measurement of management portfolios: a survey", *Investigaciones Económicas*, 17 (1), págs. 3-41.
- Sirri, E. y P. Tufano (1998): "Costly search and mutual flows", *Journal of Finance*, 53, págs. 1589-1622.
- Torre, B. y M. García (2001): "Investment companies as alternative institutions to traditional banks: an empirical analysis of Spanish reaction to the mutual funds market", *Social Science Research Network*, Working Paper, abril.
- Wermers, R. (1996): "Momentum investment strategies of mutual funds, performance persistence and survivor bias", *Working Paper*, Graduate School of Business and Administration. Universidad de Colorado en Boulder, Boulder, Col.
- Wermers, R. (1999): "Mutual fund herding and the impact on stock prices", *Journal of Finance*, 54, 581-622.
- Zheng, L. (1999): "Is money smart: A study of mutual fund investors' fund selection ability", *Journal of Finance*, 54 (3), págs. 901-933.

Fecha de recepción del original: junio, 2004

Versión final: octubre, 2005

ABSTRACT

The aim of this paper is to analyse the mutual fund market through the two sides implicated: the investor and management. First, the relevant factors of investment decisions are determined based on the fund flows patterns. In the demand function, past returns and volatility are important indicators for investors, whose choice also takes into account the applied fees. Second, the variables that determine the return obtained by this type of assets are identified. Performance persistence, the positive relationship between return and risk and the existence of a negative size effect, together with inefficient mutual fund management due to the amount of fees are some of the conclusions reached.

Key words: mutual fund, fund flows, performance, fees, investor.

JEL classification: G23.