



Rentabilidad de los fondos de inversión españoles: un análisis de sus determinantes

M^a Isabel Cambón Murcia

Documentos de Trabajo
Nº 48

Rentabilidad de los fondos de inversión españoles: un análisis de sus determinantes

M^a Isabel Cambón Murcia

Documentos de Trabajo

Nº 48

Junio 2011

La autora agradece la ayuda de José Luis Cano, la colaboración de Miryam Santos y José Luis Manrique y los comentarios de sus compañeros del Departamento de Estudios, Estadísticas y Publicaciones. Los errores son responsabilidad exclusiva de la autora. Las opiniones expresadas en este documento reflejan exclusivamente la opinión de la autora y no deben ser atribuidas a la Comisión Nacional del Mercado de Valores.

M^a Isabel Cambón, Research, Statistics and Publications Department.

The opinions in this Working Paper are the sole responsibility of the authors and they do not necessarily coincide with those of the CNMV.

The CNMV publishes this Working Paper Series to spread research in order to contribute to the best knowledge of the stock markets and their regulation.

The CNMV distributes its reports and publications via the Internet at www.cnmv.es

© CNMV. The contents of this publication may be reproduced, subject to attribution.

M^a Isabel Cambón, Departamento de Estudios, Estadísticas y Publicaciones de la CNMV.

Las opiniones expresadas en este documento reflejan exclusivamente el criterio de los autores y no deben ser atribuidas a la Comisión Nacional del Mercado de Valores.

La Comisión Nacional del Mercado de Valores, al publicar esta serie, pretende facilitar la difusión de estudios que contribuyan al mejor conocimiento de los mercados de valores y su regulación.

La Comisión Nacional del Mercado de Valores difunde la mayoría de sus publicaciones a través de la red Internet en la dirección www.cnmv.es

© CNMV. Se autoriza la reproducción de los contenidos de esta publicación siempre que se mencione su procedencia.

ISSN (edición impresa): 2172-6337

ISSN (edición electrónica): 2172-7147

Depósito Legal: BI-2910-2010

Maqueta e imprime: Composiciones Rali, S.A.

Resumen

Este documento de trabajo analiza la rentabilidad de los fondos de inversión españoles en el periodo 2000-2009 en función de un conjunto de variables que caracterizan a estas instituciones. El modelo planteado, que incluye variables inobservables que relacionamos con la habilidad del gestor del fondo, se estima mediante la técnica del método generalizado de los momentos (MGM) aplicada a datos de panel. Los resultados de la estimación no permiten concluir que exista persistencia sistemática en la rentabilidad de los fondos de inversión. Tampoco se encuentra que los fondos que cargan mayores comisiones de gestión y depósito ofrezcan un rendimiento mayor. Algunas variables que caracterizan a las gestoras sí parecen tener influencia sobre la rentabilidad del fondo. Por ejemplo, se obtiene que cuanto mayor es la cuota de mercado de la gestora del fondo, menor tiende a ser su rentabilidad, y que los fondos de gestoras pertenecientes a bancos y a cajas también tienden a mostrar rentabilidades superiores. En cambio, variables propias del fondo, tales como el tamaño o la edad, no parecen tener influencia sobre su rendimiento.

Índice general

1	Introducción	11
<hr/>		
2	Revisión de la literatura de referencia	13
<hr/>		
3	Datos y metodología	19
<hr/>		
3.1	Datos	20
<hr/>		
3.2	Descripción del modelo	26
<hr/>		
4	Resultados	27
<hr/>		
4.1	Resultados para el conjunto de la industria y comparación entre fondos de orientación pura y orientación mixta	28
<hr/>		
4.2	Resultados basados en la orientación geográfica del fondo	35
<hr/>		
5	Conclusiones	39
<hr/>		
	Referencias bibliográficas	41
<hr/>		
	Anexo	45
<hr/>		

Índice de cuadros

CUADRO 1	Rentabilidad anual de los fondos de inversión (%)	19
CUADRO 2	Número de observaciones por año	21
CUADRO 3	Número de fondos con un número determinado de observaciones	22
CUADRO 4	Estimación de la ecuación de los determinantes de la rentabilidad para el conjunto de los fondos de inversión	29
CUADRO 5	Estimación de la ecuación de los determinantes de la rentabilidad: vocaciones puras vs. vocaciones mixtas	31
CUADRO 6	Estimación de la ecuación de los determinantes de la rentabilidad según la orientación geográfica del fondo	37

Índice de gráficos

GRÁFICO 1	Patrimonio de la industria de fondos de inversión	14
GRÁFICO 2	Representatividad de la muestra en términos de patrimonio (%)	22
GRÁFICO 3	Promedios de algunas variables de la muestra	24

1 Introducción

La industria de los fondos de inversión (FI) tiene un papel importante dentro del sistema financiero, ya que proporciona la posibilidad de canalizar el ahorro de diferentes tipos de inversores, con tamaño y grado de sofisticación dispares, hacia instrumentos financieros de una amplia variedad de mercados, acceder a una gestión profesional y obtener las ventajas de la diversificación.

Existe un debate, que se reabre con cierta frecuencia, sobre la idoneidad de las rentabilidades que ofrecen los fondos de inversión. Este debate, que también se produce en el ámbito internacional, ha dado lugar a un nutrido grupo de trabajos académicos que se centran en esta cuestión. Los análisis, que mayoritariamente se han realizado sobre la categoría de fondos de renta variable, concluyen, en general, que los rendimientos de la industria de fondos de inversión son relativamente reducidos. A pesar de ello, la industria ha vivido un periodo de expansión realmente intenso en el ámbito nacional e internacional a lo largo de las últimas décadas, que resultaría difícil de comprender si las rentabilidades de estos fondos no fueran razonables¹. Esta paradoja ha dado lugar a numerosos trabajos que han investigado los factores explicativos de la rentabilidad de los fondos de inversión e identificado determinados comportamientos inversores que no están dirigidos exclusivamente por consideraciones de rentabilidad/riesgo en sentido estricto.

Este artículo se centra en la anterior paradoja y trata de explicar la rentabilidad que ofrecen los fondos en función de algunas variables relevantes de estas instituciones como, por ejemplo, la volatilidad, las rentabilidades pasadas, las comisiones aplicadas, el tamaño del fondo o de la gestora, la orientación del fondo, la edad, etc. Para ello, se plantea un modelo empírico que se estima por medio del método generalizado de momentos (MGM) aplicado a datos de panel, desarrollado por Arellano y Bond (1991). Esta metodología permite introducir en el modelo una variable inobservable constante, que en este contexto asimilamos a la habilidad de los gestores, y proporciona estimaciones consistentes y asintóticamente eficientes. El modelo utilizado permite contrastar algunas hipótesis investigadas por trabajos anteriores (por ejemplo, la persistencia de la rentabilidad o la relación entre la rentabilidad y las comisiones aplicadas) y otras de carácter relativamente novedoso, como la relación entre la rentabilidad del fondo y su orientación minorista o institucional, entre otras.

Los resultados de las estimaciones sugieren que, para el conjunto de los fondos, las rentabilidades actuales no están sistemáticamente relacionadas con rentabilidades pasadas. También se ha comprobado que fondos con comisiones de gestión y depó-

1 Para evaluar la razonabilidad de la rentabilidad de los fondos, la mayoría de los trabajos comparaban alguna medida de rentabilidad (ajustada o no por el riesgo) de los fondos con una referencia del mercado (*benchmark*).

sito mayores no siempre tienden a compensar a los partícipes con rentabilidades netas más elevadas, mientras que, por el contrario, mayores comisiones de suscripción y reembolso sí parecen estar relacionadas con fondos de rendimientos mayores. Asimismo, se detecta una relación negativa entre la cuota de la gestora del fondo y la rentabilidad del mismo. Finalmente, se obtiene que los fondos de gestoras pertenecientes a bancos y cajas tienden a alcanzar rentabilidades netas superiores, particularmente en las vocaciones de renta variable.

El documento de trabajo se estructura de la siguiente manera. En el capítulo 2 se revisa la literatura académica existente acerca de la rentabilidad de los fondos de inversión. En el capítulo 3 se presenta la descripción de la muestra de datos utilizada en el estudio y el modelo a estimar. El capítulo 4 presenta los resultados de la estimación tanto para el conjunto de los fondos de inversión como para los diferentes segmentos de fondos, atendiendo al carácter puro o mixto de los fondos y a su orientación geográfica. Finalmente, en el capítulo 5 se ofrecen las principales conclusiones del estudio.

2 Revisión de la literatura de referencia

La literatura relacionada con el mundo de los fondos de inversión ha aumentado de forma significativa en las últimas décadas a escala internacional y también, aunque con algo más de retraso, nacional, impulsada por la fuerte expansión del sector de la inversión colectiva. Los primeros trabajos empíricos relacionados con la rentabilidad de los fondos datan de la década iniciada en 1960 y estaban centrados, sobre todo, en el segmento de fondos de renta variable del mercado estadounidense. Básicamente, estos primeros trabajos trataban de contrastar si las rentabilidades que obtenían los fondos de inversión a lo largo de un periodo de tiempo eran razonables.

Casi todos los trabajos empíricos que han tratado de evaluar la rentabilidad de los fondos de inversión han utilizado alguna referencia de mercado (*benchmark*), bien para comparar directamente con ella la rentabilidad de los fondos, bien para construir alguna(s) medida(s) de rendimiento (*performance*) del fondo de las que extraer conclusiones. Las medidas de rendimiento más frecuentes son el alfa de Jensen, la ratio de Treynor o la ratio de Sharpe, aunque existen otras². La evidencia encontrada por estos trabajos fue, en términos generales, negativa, es decir, los fondos de inversión (generalmente de renta variable) no eran capaces de superar el rendimiento del mercado³ elegido (ajustado o no por el riesgo). Los estudios sobre la idoneidad de las rentabilidades de los fondos de inversión españoles obtuvieron resultados similares⁴.

Los estudios basados en *benchmarks* presentan el inconveniente de que los resultados dependen de la referencia elegida. Como demuestra Roll (1978), las conclusiones de estos estudios pueden ser completamente diferentes en función de la referencia elegida, una característica poco deseable ya que añade una gran dosis de ambigüedad a las conclusiones que se pueden extraer de los análisis. A raíz de estas críticas, surgió una literatura de evaluación de fondos asociada a la composición de la cartera de los fondos y no a una referencia determinada. Las conclusiones de algunos de estos trabajos fueron algo más satisfactorias⁵.

A pesar de que, en términos generales, el rendimiento alcanzado por los fondos de inversión parece decepcionante, el hecho es que el crecimiento de la industria de los fondos de inversión ha sido realmente sustancial en el ámbito internacional y nacional a lo largo de las últimas décadas. Como se observa en el gráfico 1, en EE.UU. y en

2 Véase, por ejemplo, Ruiz (2007), donde se ofrece un resumen sobre este tipo de medidas.

3 Véase Sharpe (1966), Jensen (1968), Grinblatt y Titman (1989) o, más recientemente, Malkiel (1995), Droms y Walker (1995), Ackermann, McNally y Ravenscraft (1999), Detzler (1999) y Edelen (1999).

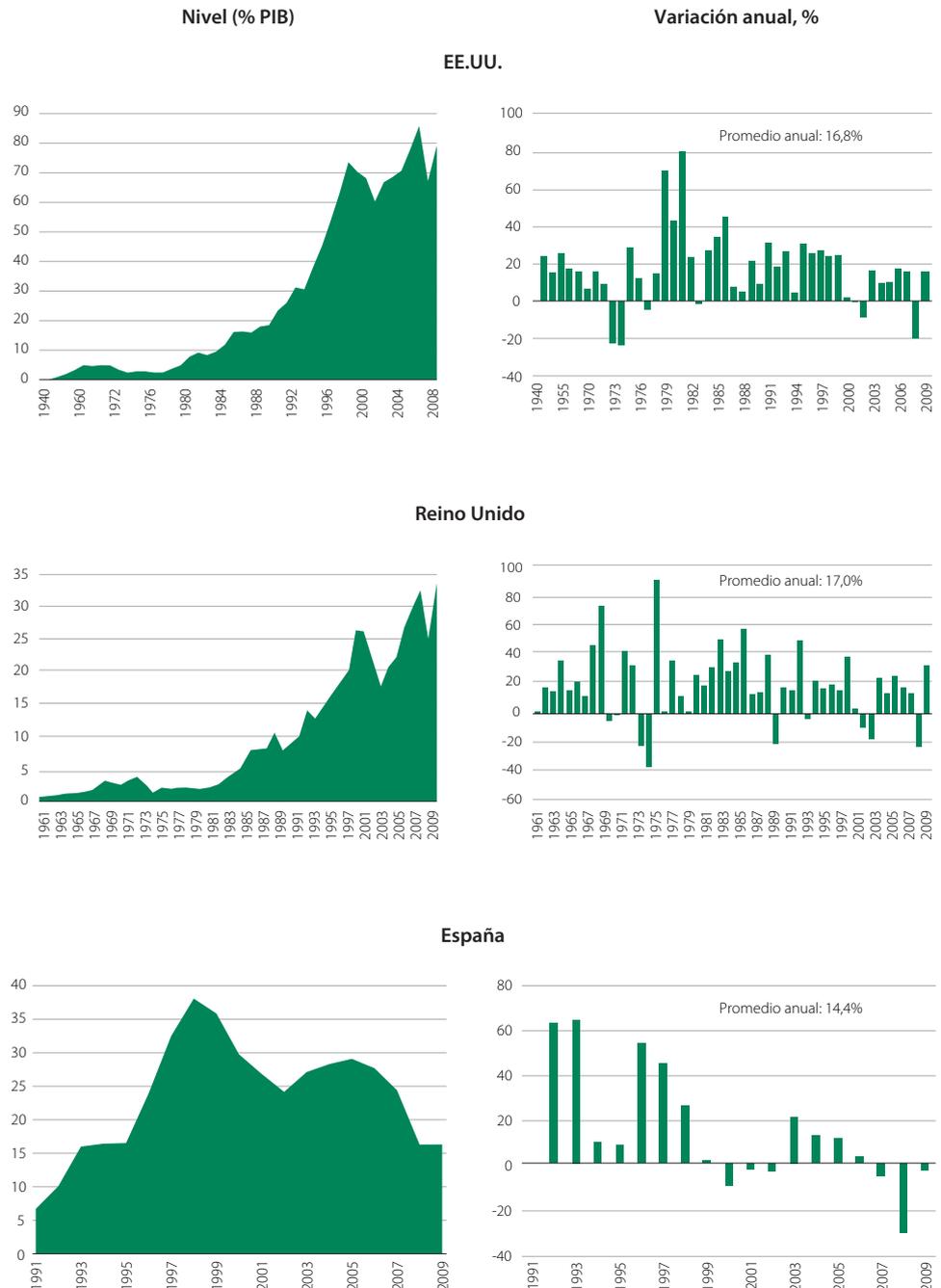
4 Véase Ferrando y Lassala (1998), Basarrate y Rubio (1999), Matallín y Fernández (1999), Menéndez y Álvarez (2000), Martínez (2001), Fernández et ál. (2007) y Palacios (2010).

5 Por ejemplo, Grinblatt y Titman (1993) obtienen que los cambios temporales en las carteras de un conjunto de fondos de inversión estadounidenses de renta variable en el periodo 1974-1984 proporcionan resultados positivos.

el Reino Unido, que son las economías en las que la industria de la inversión colectiva comenzó a expandirse de forma más temprana, el crecimiento medio anual del patrimonio de los fondos de inversión asciende al 17%. En España, donde el desarrollo de esta industria comenzó en la década de los noventa, la evolución del patrimonio de los fondos de inversión ha sido algo más irregular, al mostrar una fuerte expansión a lo largo de aquella década, para sufrir con más intensidad los efectos de la crisis actual. Con todo, el crecimiento medio anual del patrimonio de los fondos de inversión españoles ha sido superior al 14%.

Patrimonio de la industria de fondos de inversión

GRÁFICO 1



Fuente: 2010 Investment Company Fact Book (EE.UU.), Investment Management Association (Reino Unido), CNMV (España) y Thomson Datastream.

Los trabajos que ayudan a conocer las piezas de esta paradoja tratan de explicar la rentabilidad de los fondos de inversión a través de diversas variables, así como de identificar determinados comportamientos inversores que no están dirigidos exclusivamente por el binomio rentabilidad/riesgo obtenido por los fondos. Entre los trabajos que tratan de explicar la rentabilidad de los fondos, son especialmente relevantes aquéllos que analizan la persistencia de las rentabilidades de los fondos, es decir, aquéllos que intentan contrastar si los fondos que obtienen mejores (peores) resultados tienden a mantener esta mejor (peor) posición relativa. El fenómeno de la persistencia de las rentabilidades fue denominado “fenómeno de *hot hands*”⁶ o de “manos calientes” en el estudio de Hendricks et ál. (1993). Los trabajos más relevantes, generalmente efectuados sobre fondos de renta variable estadounidenses, encontraron persistencia en las rentabilidades en periodos cortos de tiempo, entre dos y tres años⁷, y, generalmente, en fondos de peores resultados⁸. La persistencia de rentabilidad en plazos más largos (de hasta diez años) ha sido documentada con muy poca frecuencia.

En Europa, los trabajos más relevantes, que mayoritariamente se han efectuado sobre el mercado de fondos del Reino Unido, han obtenido conclusiones similares⁹. Los estudios más importantes sobre la industria de fondos en España¹⁰ también encuentran evidencia de persistencia en las rentabilidades de los fondos, incluso en los de renta fija, especialmente en los fondos más extremos, es decir, entre los fondos mejores y entre los peores.

Una segunda vía en el marco de los estudios que tratan de explicar la rentabilidad de los fondos es aquélla que intenta evaluar la relación entre la rentabilidad que obtienen los fondos de inversión y las comisiones que cargan. En principio, el hecho de que un fondo de inversión cobre mayores comisiones (principalmente de gestión) que otro fondo de riesgo similar estaría justificado por una mayor habilidad de los gestores del primer fondo, que en último término se reflejaría en una rentabilidad mayor (ajustada por el riesgo). Esta relación positiva esperada entre rentabilidad y comisiones no encuentra apoyo empírico, con carácter general, en los estudios más importantes¹¹. Recientemente, Gil-Bazo y Ruiz Verdú (2009), en un estudio sobre fondos de inversión de renta variable estadounidenses para el periodo 1961-2005, constatan de forma robusta la existencia de una relación negativa entre la rentabilidad antes de comisiones de los FI y las comisiones que cargan. Proponen

6 La expresión “tener *hot hands*” tiene origen en el ámbito deportivo estadounidense. Se basa en la creencia de que un jugador que en un encuentro determinado es capaz de conseguir más tantos que sus compañeros tiene mayor probabilidad de seguir consiguiéndolos porque tiene *hot hands* (aunque a priori no fuera así). De forma paralela, un fondo de inversión que obtiene mejores (peores) rentabilidades tendería a seguir teniéndolas en el futuro. Este fenómeno se puede relacionar de forma indirecta con las estrategias de “momentum” en los mercados de renta variable, en los que la inercia de las compras de los inversores contribuye a sostener el precio de los valores que en un momento determinado mostraban rentabilidades superiores y que son capaces de mantener ese mejor comportamiento relativo incluso ante cambios en sus fundamentales.

7 Véanse los trabajos de Grinblatt y Titman (1989), Ippolito (1989), Malkiel (1995), Hallahan y Faff (2001), Carhart, Carpenter, Lynch y Musto (2000), Brown y Goetzman (1995) y Droms y Walker (2001).

8 Carhart (2002).

9 Véanse los trabajos de Blake, Lunde y Timmermann (1998), Blake y Timmermann (1998) y Allen y Tan (1999).

10 Véanse Menéndez y Álvarez (2000), Matallín y Fernández (2001), Ciriaco y Santamaría (2005), Ferruz et ál. (2003), Toledo y Marco (2006), Ferruz et ál. (2007), Ruiz (2007) y Marco (2007).

11 Véanse Gruber (1996) y Carhart (1997).

dos explicaciones para este resultado: (i) que puedan existir variables omitidas en las regresiones y/o (ii) que sea producto del comportamiento estratégico de los fondos a la hora de establecer sus comisiones en función de sus rentabilidades pasadas o esperadas. Estos autores argumentan que los fondos con menor rendimiento histórico o esperado elevan sus comisiones de forma óptima y se dirigen a inversores relativamente poco sensibles al rendimiento, ya que anticipan que no van a poder competir con los fondos mejores en el mercado de los inversores más sofisticados. En España también hay trabajos que encuentran evidencia de esta relación negativa entre rentabilidad y comisiones¹².

Finalmente, cabe señalar una línea de investigación que trata de comprobar si los fondos que reciben una mayor proporción de dinero en un periodo de tiempo tienden a ser más rentables en los periodos siguientes. Se trata de la teoría del *smart money* o dinero inteligente, que supuestamente fluye hacia los mejores fondos. Los trabajos más relevantes¹³ de corte internacional concluyen que los inversores tienen habilidad en la selección de fondos. En el caso español no se encuentra evidencia sobre esta habilidad¹⁴ y se atribuye el resultado parcialmente a las características propias del mercado español de fondos, en particular a la cautividad fiscal existente hasta 2003, a las elevadas comisiones de reembolso y a la notable concentración en el canal de comercialización de estos productos.

La literatura que trata la modelización de la demanda de fondos de inversión es igualmente extensa, con aproximaciones muy dispares, si bien todas ellas parten de la idea general de que en la elección de un fondo conviven factores racionales, que valoran el binomio rentabilidad/riesgo, y factores “emocionales”, que son muy difíciles de capturar. Esta combinación de factores en la elección de un fondo por parte de los inversores podría dar lugar a diferentes tipos de comportamientos en la demanda de estas instituciones. La literatura ha encontrado evidencia sobre los siguientes tipos de comportamientos: a) tendencia a apostar por los “mejores fondos”, es decir, a invertir en los fondos con mejores rendimientos en periodos anteriores¹⁵; b) asimetría irracional del comportamiento inversor, es decir, las entradas de recursos en los mejores fondos no son proporcionales a las salidas de recursos de los fondos peores¹⁶; c) tendencia a tomar decisiones en función de información poco especializada por parte de determinados tipos de inversores, bajo la influencia de campañas publicitarias o de la coyuntura del mercado¹⁷; y d) flujos de demanda que responden únicamente a comportamientos imitadores¹⁸.

Para el mercado español, también encontramos diversos estudios que han tratado de modelizar la demanda de fondos de inversión con diferentes aproximaciones. Entre los trabajos más importantes destacan el de Ciriaco, Del Río y Santamaría (2002), que encuentran una covariación significativa y positiva entre rentabilidades pasadas y entradas presentes de dinero en fondos de inversión; el de Toledo y Marco

12 Véanse Álvarez (1995), Freixas et ál. (1997), Lassala (1998) y más recientemente Marco (2007).

13 Véanse Gruber (1996) y Zheng (1999).

14 Véanse Ciriaco, Del Río y Santamaría (2002) y Marco (2007).

15 Véanse Carhart (1997) y Zheng (1999).

16 Véanse Gruber (1996), Sirri y Trufano (1993) y (1998), Goetzman y Peles (1997).

17 Véase Capon, Fitzsimons y Prince (1996).

18 Véase Patel, Zeckhauser y Hendricks (1991).

(2006), que además de encontrar relación positiva entre buenas rentabilidades pasadas y entradas de dinero actuales, observan un claro comportamiento asimétrico (no lineal) entre el premio que se otorga a los fondos mejores y la penalización que obtienen los peores; y el de Marco (2007), que encuentra que el inversor tiene en cuenta en su decisión las rentabilidades y volatilidades históricas de los fondos y sólo las comisiones que paga expresamente (suscripción y reembolso), no las que desembolsa de forma implícita (principalmente de gestión y depósito).

3 Datos y metodología

A lo largo de la última década la rentabilidad anual agregada (en términos netos, es decir, descontando los gastos) del conjunto de los fondos de inversión españoles ha oscilado entre valores del -4,2% y el 5,7% (véase cuadro 1). Las diferencias de

Rentabilidad anual de los fondos de inversión (%)

CUADRO 1

	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009
Total¹	-1,9	-1,6	-3,6	4,2	3,4	5,0	5,6	2,7	-4,2	5,7
R. fija ²	3,3	3,7	2,7	1,8	1,7	1,5	2,0	2,7	2,1	1,9
R. fija mixta ³	-0,1	-1,0	-3,6	3,7	3,8	5,0	4,2	1,9	-7,1	6,9
R. variable mixta ⁴	-6,9	-7,3	-17,0	10,1	6,2	11,9	10,3	2,7	-22,2	16,5
R. variable euro ⁵	-11,0	-13,8	-30,1	23,8	15,3	21,4	27,3	6,1	-39,8	32,4
R. variable internacional ⁶	-15,8	-20,6	-33,2	12,8	7,0	25,6	13,4	1,5	-41,7	37,3
Gar. renta fija	3,8	4,4	4,5	2,4	2,6	1,7	0,8	2,8	3,3	3,8
Gar. renta variable ⁷	-1,2	0,1	1,1	3,3	4,1	4,0	4,7	2,4	-2,6	3,6
Fondos globales	-6,1	-11,8	-12,7	4,8	2,2	6,2	4,1	1,5	-8,6	10,9
Pro memoria⁸:										
Ibex 35	-21,7	-7,8	-28,1	28,2	17,4	18,2	31,8	7,3	-39,4	29,8
Eurostoxx 50	-2,7	-20,2	-37,3	15,7	6,9	21,3	15,1	6,8	-44,4	21,1
Letras del Tesoro (1-3 m)	4,7	3,1	2,7	2,0	2,0	2,5	3,5	3,9	1,8	0,4
Letras del Tesoro (12 m)	4,5	3,2	2,6	2,2	2,2	2,8	3,8	4,1	1,9	0,9
Deuda del Estado (10 a)	5,2	5,1	4,3	4,3	3,6	3,3	4,0	4,4	3,9	4,0
Renta fija privada (12 m)	4,8	3,4	2,9	2,4	2,5	3,0	4,1	4,8	3,3	1,4

Fuente: Thomson Datastream, Banco de España y CNMV.

- 1 No se incluyen los fondos de gestión pasiva ni los de retorno absoluto, de creación en 2009, ya que no se dispone ni siquiera de un año completo de datos.
- 2 Hasta 1T09 incluye: renta fija corto plazo, renta fija largo plazo, renta fija internacional, monetarios y FIAMM (estos últimos hasta 2006). Desde 2T09 incluye: renta fija euro, renta fija internacional y monetarios.
- 3 Hasta 1T09 incluye: renta fija mixta y renta fija mixta internacional. Desde 2T09 incluye: renta fija mixta euro y renta fija mixta internacional.
- 4 Hasta 1T09 incluye: renta variable mixta y renta variable mixta internacional. Desde 2T09 incluye: renta variable mixta euro y renta variable mixta internacional.
- 5 Hasta 1T09 incluye: renta variable nacional y renta variable euro. Desde 2T09 incluye renta variable euro (que ya incluye renta variable nacional).
- 6 Hasta 1T09 incluye: RVI Europa, RVI Japón, RVI EE.UU., RVI Emergentes y RVI Otros. Desde 2T09: RVI.
- 7 Hasta 1T09: GRV. Desde 2T09: GRV y garantía parcial.
- 8 Se ofrece la tasa de variación anual de los índices de renta variable (Ibex 35 y Euro Stoxx 50) y los tipos de interés a 31 de diciembre de cada año en los instrumentos de renta fija.

rentabilidad entre las diferentes categorías de fondos son sustanciales, como consecuencia del diferente grado de riesgo asumido en cada una de ellas. Los fondos de renta fija han mostrado una rentabilidad de carácter más estable, que ha oscilado entre el 1,5% y el 3,7%. Por el contrario, las rentabilidades de los fondos de renta variable han sufrido oscilaciones realmente significativas a lo largo de la década, con ejercicios de pérdidas próximas al 40%, en los momentos álgidos de la crisis, o de ganancias superiores al 30%, todo ello en función del patrón bursátil de referencia. Las rentabilidades de los fondos de carácter mixto (de renta fija o variable) se han situado en un rango intermedio, dependiendo de la importancia relativa de las inversiones en renta fija o variable. Finalmente, la rentabilidad de los fondos garantizados, dependiendo de su composición, ha oscilado entre el 0,8% y el 4,5% en la categoría de renta fija y entre el -2,6 y el 4,7% en la categoría de renta variable.

3.1 Datos

El análisis que se presenta a continuación se ha realizado a partir de la información que las sociedades gestoras de IIC envían de forma periódica a la CNMV. Se han tomado datos anuales de todos los fondos de inversión existentes entre los años 2000 y 2009, excepto los fondos garantizados, por entenderse que los determinantes de la rentabilidad de estos fondos responden a factores de diferente naturaleza respecto a los que se van a contemplar en este trabajo.

Se toman los datos de todos los fondos para los que contamos con un mínimo de cinco observaciones (cinco años), es decir, no exigimos que los fondos hayan vivido a lo largo de la década del estudio, pero sí que tengan un periodo de vida suficiente para la estimación. Se reduce así el sesgo de supervivencia presente en algunos estudios anteriores.

Permitimos e incorporamos al estudio los procesos de fusiones de fondos y los cambios de vocaciones a lo largo del periodo considerado. Como consecuencia del elevado número de vocaciones presente en la industria de fondos, se ha optado por agrupar dichas vocaciones en un número más reducido, a saber:

- 1) Renta fija: incluye los fondos monetarios (también los antiguos FIAMM) y los de renta fija a corto plazo, renta fija a largo plazo y renta fija internacional según la clasificación existente antes del 1 de abril de 2009. Incluye los monetarios, los de renta fija euro y renta fija internacional bajo la nueva clasificación¹⁹.
- 2) Renta fija mixta: incluye los fondos de renta fija mixta y renta fija mixta internacional bajo la antigua clasificación y los fondos de renta fija mixta euro y renta fija mixta internacional bajo la nueva.
- 3) Renta variable mixta: incluye los fondos de renta variable mixta y renta variable mixta internacional bajo la antigua clasificación y los fondos de renta variable mixta euro y renta variable mixta internacional bajo la nueva.

19 Circular 1/2009, de 4 de febrero, de la Comisión Nacional del Mercado de Valores, sobre las categorías de instituciones de inversión colectiva en función de su vocación inversora.

- 4) Renta variable euro: incluye renta variable nacional y renta variable euro bajo la antigua clasificación y renta variable euro junto con IIC de gestión pasiva bajo la nueva clasificación.
- 5) Renta variable internacional: incluye renta variable internacional Europa, EE.UU., Japón, emergente y otros bajo la antigua clasificación y renta variable internacional bajo la clasificación vigente.
- 6) Globales: incluye fondos globales bajo la antigua clasificación y globales junto con retorno absoluto bajo la nueva.

Para evitar que la existencia de datos atípicos distorsione los resultados del estudio empírico, se han realizado diversos estudios de detección de valores atípicos. En primer lugar, se ha analizado para cada variable y año la existencia de datos atípicos extremos, considerando como tales los que superen en tres veces el rango intercuartílico a la mediana. Para el conjunto de variables endógenas se ha aplicado la técnica denominada “winsorización²⁰”, mediante la cual los valores extremos inferiores y superiores se reemplazan por los valores más pequeño y más grande, respectivamente, que no son extremos para esa variable en ese periodo de tiempo.

Después de aplicar todos estos criterios, disponemos de una muestra de 1.782 fondos con un total de 15.076 observaciones. En el cuadro 2 se detalla el número de observaciones que tenemos para cada año, incluyendo el desglose por vocación. El número de observaciones por año ha oscilado entre las 1.218 del año 2000 y las 1.722 del año 2005.

Número de observaciones por año

CUADRO 2

	Número de observaciones	RF (%)	RFM (%)	RVM (%)	RVE (%)	RVI (%)	GL (%)
2000	1.218	39	16	15	13	13	5
2001	1.385	35	15	15	12	17	5
2002	1.509	34	14	15	12	18	7
2003	1.569	34	13	14	12	19	8
2004	1.721	34	13	13	11	18	12
2005	1.722	33	12	13	11	18	13
2006	1.534	26	12	14	13	20	16
2007	1.606	31	11	12	13	17	16
2008	1.523	32	11	12	13	16	16
2009	1.289	32	11	12	14	15	16
Total	15.076	33	13	13	12	17	11

Nº fondos 1.782

Fuente: CNMV. Nótese que no se proporcionan los totales de fondos por vocaciones para el conjunto del periodo, ya que se han permitido cambios en las vocaciones de los mismos.

RF: renta fija, RFM: renta fija mixta, RVM: renta variable mixta, RVE: renta variable euro, RVI: renta variable internacional y GL: fondos globales

20 Véanse los trabajos de Flannery y Rangan (2006) y Yale y Forsythe (1976).

En el cuadro 3 se desglosa el número de fondos según el número de observaciones disponibles. Como puede apreciarse, en más del 70% de los fondos se dispone, como mínimo, de ocho observaciones. En particular, el número de fondos con observaciones para todos los años de la década contemplada supone el 41% del total y para el 20% de los fondos se dispone de nueve observaciones.

Número de fondos con un número determinado de observaciones

CUADRO 3

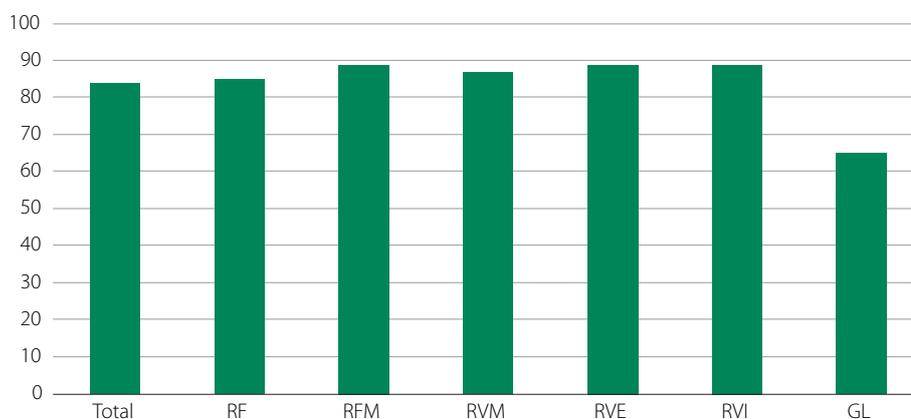
Número de observaciones	Número de fondos	Número total de observaciones
5	179	895
6	183	1.098
7	131	917
8	180	1.440
9	364	3.276
10	745	7.450
Total	1.782	15.076

Fuente: CNMV.

La representatividad de la muestra final del estudio en términos de patrimonio es elevada. Como se observa en el gráfico 2, el patrimonio de los fondos incluidos en la muestra representa en torno al 84% del patrimonio total de los fondos, en valor promedio para la década analizada. La representatividad es elevada en todas las categorías de fondos, al oscilar el patrimonio entre el 85% y el 89% del total, salvo en los fondos globales, donde este porcentaje se reduce hasta el 65% debido a la relativa juventud de esta categoría de fondos (recuérdese que se exige un mínimo de cinco observaciones anuales durante el periodo muestral).

Representatividad de la muestra en términos de patrimonio¹ (%)

GRÁFICO 2



Fuente: CNMV.

¹ Porcentaje del patrimonio de la muestra sobre el patrimonio total de los fondos o de cada categoría. RF: renta fija, RFM: renta fija mixta, RVM: renta variable mixta, RVE: renta variable euro, RVI: renta variable internacional y GL: fondos globales.

En cuanto a las variables del modelo, la variable dependiente es la rentabilidad neta anual del fondo, y_t , que se define como la variación porcentual del valor liquidativo de la participación entre el cierre de un ejercicio dado y el cierre del ejercicio anterior. Las variables explicativas del modelo tienen que ver con diversas características del fondo, a saber:

- Volatilidad (VOL_t), definida como la desviación típica anualizada de los rendimientos mensuales del fondo a lo largo de los doce últimos meses. Se trata de una medida estándar de riesgo utilizada para valorar el perfil de riesgo de los fondos de inversión.
- Suscripciones netas (SN_t), definidas como el cociente entre los flujos netos de inversión en los fondos (suscripciones netas para valores positivos y reembolsos netos para valores negativos) durante el periodo considerado y el patrimonio del fondo al comienzo del periodo.
- Comisiones explícitas e implícitas. Consideramos los dos tipos de comisiones que soportan los fondos de inversión: las comisiones implícitas (CGD_t), que son las comisiones de gestión (sobre patrimonio o resultados) y la comisión de depósito, y las comisiones explícitas, que son las de suscripción y reembolso (CSR_t). La diferencia entre ambos tipos de comisiones radica en el hecho de que las rentabilidades netas que ofrecen los fondos de inversión ya tienen en cuenta las comisiones implícitas, es decir, el cálculo del valor liquidativo de la participación del fondo ya descuenta los gastos devengados por la gestión del fondo y por la depositaria de sus valores. En cambio, las comisiones explícitas solamente se devengan cuando los inversores entran o salen del fondo, es decir, cuando suscriben o reembolsan participaciones.
- Edad del fondo ($EDAD_t$): número de años de vida del fondo.
- Tamaño del fondo ($PATF_t$): patrimonio del fondo a final de cada año.
- Cuota de mercado de la sociedad gestora del fondo ($CUOTAG_t$): patrimonio administrado por la gestora, en porcentaje sobre el patrimonio total de la industria.
- Porcentaje del patrimonio del fondo en manos de inversores institucionales ($INSTIT_PATRIM_t$): esta variable trata de capturar la orientación de un fondo de inversión respecto al tipo de cliente objetivo del mismo. Para facilitar el análisis se ha considerado inversor institucional a todas las personas jurídicas, aunque en términos estrictos estas figuras no son completamente coincidentes²¹.
- Tipo de grupo al que pertenece la sociedad gestora del fondo, diferenciando si éste pertenece a un banco ($BANCO_t$), a una caja ($CAJA_t$) o a un grupo financiero independiente.
- Cambios experimentados por los fondos de inversión durante el periodo considerado: fusiones ($FUSIÓN_t$) y cambios de vocación ($CAMBIOVOC_t$).

21 Por ejemplo, las sociedades no financieras son personas jurídicas que no tienen la consideración de inversor institucional.

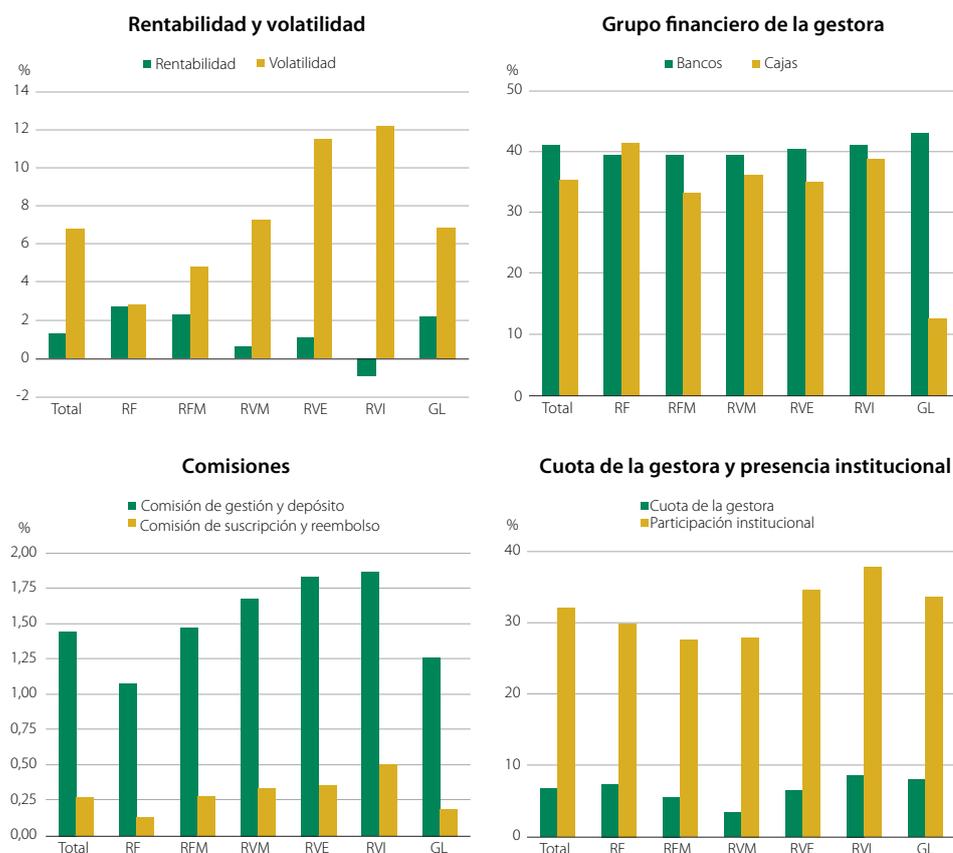
El anexo, que contiene los principales estadísticos descriptivos de las variables que van a ser utilizadas en la estimación para el conjunto de fondos y para cada una de las vocaciones, revela patrones interesantes. En los paneles del gráfico 3 se exponen los promedios de las variables más relevantes.

En primer lugar, es importante señalar que la rentabilidad media anual de los fondos de la muestra en el periodo de referencia 2000-2009 es del 1,3%. Por encima de este promedio destacan los fondos de renta fija pura y mixta, que muestran un 2,7% y un 2,3%, respectivamente, y los fondos globales, con un 2,1%. Las turbulencias de los mercados financieros a lo largo de los primeros años de la década y a finales de la misma, a raíz de la crisis financiera, han reducido la rentabilidad de los fondos más arriesgados hasta el 1,1% en renta variable euro, el 0,6% en renta variable mixta e incluso hasta terreno negativo, como en el caso de los fondos de renta variable internacional (-0,9%).

El promedio de la volatilidad de la rentabilidad de los fondos de la muestra en la década ha sido del 6,8%. Los fondos de carácter más arriesgado han mostrado una volatilidad superior (con un máximo del 12,2% para los de renta variable internacional), mientras que los fondos más conservadores, particularmente los de renta fija pura, han mostrado una volatilidad media del 2,7%.

Promedios de algunas variables de la muestra

GRÁFICO 3



Fuente: CNMV.

RF: renta fija, RFM: renta fija mixta, RVM: renta variable mixta, RVE: renta variable euro, RVI: renta variable internacional y GL: fondos globales.

Las suscripciones netas anuales han sido negativas en el promedio de la década para el conjunto de fondos. Las turbulencias de los mercados y la competencia de otros instrumentos financieros como los depósitos bancarios de alta remuneración han dado lugar a un volumen sustancial de reembolsos durante este periodo. Por vocaciones, observamos los mayores reembolsos relativos en los fondos globales, un resultado que puede estar influenciado por su menor tamaño, consecuencia, a su vez, de su relativa juventud. Sin tener en cuenta esta vocación, podemos decir que los mayores reembolsos netos en términos relativos se han producido en las categorías de renta fija.

La comisión media de gestión y depósito de los fondos se ha situado en el 1,45%. Por encima de ella se sitúan todos los fondos de renta variable, con un máximo del 1,9% en los fondos de renta variable internacional y del 1,8% en los fondos de renta variable euro, mientras que las comisiones de gestión y depósito más reducidas pertenecen a los fondos de renta fija pura, con el 1,1%. La comisión media de suscripción y reembolso es del 0,27%. De nuevo, es superior en los fondos de renta variable (0,50% en renta variable internacional) y menor en los de renta fija (0,13% en renta fija pura).

La variable edad revela que, en promedio, los fondos de renta fija de la muestra tienen un periodo de vida superior al de los fondos de renta variable y los fondos globales. El tamaño de los fondos de renta fija también es superior en promedio a los de renta variable, salvo los de renta variable euro, donde los fondos de modalidad nacional elevan la media.

La variable cuota de la gestora revela que las gestoras de mayor tamaño están más presentes en los fondos de renta fija pura y en los fondos de renta variable pura y global.

El porcentaje de patrimonio en manos de inversores institucionales en la muestra de fondos es del 32%. En este caso, las categorías de renta variable muestran un porcentaje de participación institucional superior (casi del 38% en los fondos de renta variable internacional), mientras que en las de renta fija se sitúa por debajo del 30%.

Sobre el grupo financiero de la gestora a la que pertenece el fondo, conviene señalar que el 41% de las observaciones de la muestra se correspondían con fondos que pertenecían a bancos, y casi el 36% a cajas de ahorro. La proporción de bancos es más uniforme entre vocaciones, con valores que oscilan entre el 39,5% y el 43%, mientras que la proporción de cajas está más concentrada en fondos de renta fija pura y renta variable pura y es mucho más reducida en fondos globales.

La proporción de fondos que han sufrido uno o más procesos de fusión en el periodo considerado asciende al 27% para el conjunto de la muestra. Por vocaciones, la importancia relativa de las fusiones ha sido mayor en los fondos de renta fija mixta y de renta variable internacional. Finalmente, algo más de un 19% de los fondos han sufrido algún cambio de vocación entre 2000 y 2009 dentro de las seis clasificaciones que se contemplan en este trabajo.

3.2 Descripción del modelo

El modelo que se propone para estimar los determinantes de la rentabilidad de los fondos de inversión españoles es el siguiente:

$$y_{i,t} = \alpha y_{i,t-1} + x_{i,t}'\beta + \lambda_t\gamma + \eta_i + u_{i,t}, \quad |\alpha| < 1 \quad (1)$$

para $i=1, \dots, N$ y $t=1, \dots, T$, donde $y_{i,t}$ es la rentabilidad (neta) del fondo i en el periodo t , $x_{i,t}$ es un vector fila de regresores, λ_t representa el vector de *dummies* temporales (2000-2009) y η_i representa una característica permanente no observable (heterogeneidad inobservable) del fondo i -ésimo que, en este marco, podría asociarse a la habilidad del gestor.

El vector de regresores $x_{i,t}$ contiene un conjunto de variables que caracterizan el fondo i en el periodo t y que ya se han comentado en el apartado anterior, a saber: $VOL_{i,t-1}$, $SN_{i,t-1}$, $CGD_{i,t}$, $CSR_{i,t}$, $EDAD_{i,t}$, $PATF_{i,t}$, $CUOTAG_{i,t}$, $INSTIT_PATRIM_{i,t}$, $BANCO_{i,t}$, $CAJA_{i,t}$, $FUSIÓN_{i,t}$ y $CAMBIOVOC_{i,t}$. Nótese que la volatilidad (VOL) y las suscripciones netas se introducen con un retardo para contrastar si los fondos que han sido más volátiles o han recibido un mayor volumen de suscripciones netas relativas en el periodo anterior tienden a ser más rentables en el periodo siguiente. Las variables relativas a edad (EDAD) y patrimonio (PATF) se introducen en logaritmos. BANCO, CAJA, FUSIÓN y CAMBIOVOC son variables *dummy* que toman valor 1 si se cumple la condición contemplada y cero en caso contrario.

$u_{i,t}$, el término de error de la ecuación, satisface los supuestos clásicos, es decir, es una variable aleatoria independiente e idénticamente distribuida con media cero y varianza σ_v^2 .

4 Resultados

Bajo este epígrafe se ofrecen los resultados de la estimación de la ecuación de los determinantes de la rentabilidad para el conjunto de los fondos de inversión españoles y para determinados subgrupos basados en las vocaciones. La estimación se ha realizado mediante el método generalizado de los momentos (MGM) aplicado a datos de panel, que permite obtener estimadores consistentes y asintóticamente eficientes²². Los estimadores MGM en primeras diferencias para el modelo AR(1) utilizando datos de panel fueron desarrollados por Arellano y Bond (1991) y Holtz-Eakin, Newey y Rosen (1998). En este estudio se utiliza una transformación muy útil alternativa a la de las primeras diferencias, propuesta por Arellano y Bover (1995), que considera las variables expresadas en desviaciones ortogonales:

$$y_{it}^o = \alpha y_{it-1}^o + v_{it}^o, \quad (2)$$

donde la transformación tiene en cuenta el promedio ponderado de las observaciones futuras de la variable de interés de acuerdo con la siguiente expresión:

$$y_{it}^o = \left(\frac{T-t+1}{T-t+2} \right)^{1/2} \left[y_{it-1} - \frac{1}{T-t+1} (y_{i,t} + y_{i,t+1} + \dots + y_{i,T}) \right] \quad (3)$$

Puede demostrarse que el estimador óptimo MGM que se obtiene de cualquier transformación de la ecuación original en niveles (no sólo ésta de desviaciones ortogonales), que satisfaga dos restricciones: (i) que elimine η_i , y (ii) que no introduzca *shocks* con retardos superiores a un periodo en el error transformado, es el mismo que se obtiene de la estimación tradicional MGM en primeras diferencias. En casos de paneles incompletos como el nuestro, resulta más apropiado utilizar desviaciones ortogonales, que evitan los problemas que aparecen en las primeras diferencias cuando falta alguna observación y minimizan los eventuales errores de medida de las variables.

En el apartado 4.1 se establece una primera comparación de los resultados de la estimación entre las categorías puras y mixtas de renta variable y renta fija y entre éstas y los fondos globales (véanse los criterios de clasificación por vocaciones en el apartado 3.1). Dentro de los fondos de renta variable puros se distingue, también, entre los que invierten en la zona del euro y los que lo hacen en el resto del mundo. En el apartado 4.2 no se tendrá en cuenta el carácter puro o mixto de los fondos sino su orientación geográfica: nacional versus internacional.

Antes de exponer los resultados de la estimación es importante realizar dos precisiones. La primera es que, dentro de cada vocación, sólo se han considerado los fondos que han tenido esa vocación al menos en cinco periodos y se ha prescindido de la

22 Véase Hansen (1982).

información de los periodos en los que su vocación ha sido distinta con el fin de obtener las estimaciones más representativas posibles de cada una de las categorías. Este criterio implica que la suma del número de fondos considerados en el análisis por vocaciones es inferior al número de fondos de la muestra total. En segundo lugar, es preciso recordar que las propiedades del estimador que se utiliza son asintóticas, por lo que los resultados de las vocaciones con un menor número de fondos habría que tomarlos con mayor cautela.

4.1 Resultados para el conjunto de la industria y comparación entre fondos de orientación pura y orientación mixta

Los resultados de la estimación de la ecuación (1) mediante la técnica MGM en desviaciones ortogonales para el conjunto de los fondos de inversión y para los subgrupos basados en el carácter puro o mixto de las vocaciones se presentan en los cuadros 4 y 5, respectivamente.

En particular, en el cuadro 4 se presentan dos estimaciones de la ecuación para el conjunto de fondos de inversión, que se diferencian únicamente en la forma de presentar la variable relacionada con la cuota de mercado de la gestora. La primera contiene la variable tal y como se definió en el apartado 3.1, mientras que la segunda distingue en función del tipo de grupo al que pertenece la gestora (banco, caja o entidad independiente).

Con carácter previo, y tanto para el conjunto de fondos como para las diferentes clasificaciones de fondos, se ha estimado la ecuación aplicando tanto mínimos cuadrados ordinarios (MCO) como el método intragrupos (WG). La utilidad de estos métodos de estimación radica en el hecho de que el sesgo de los mismos nos proporciona un límite superior (MCO) y un límite inferior (WG) para la estimación del coeficiente autoregresivo de la ecuación, que en nuestro caso identificamos con la persistencia de la rentabilidad de los fondos de inversión.

Estimación de la ecuación de los determinantes de la rentabilidad para el conjunto de los fondos de inversión

CUADRO 4

	MGM d.o. ¹	MGM d.o. ¹
Rentabilidad en t-1, Y_{t-1}	0,009 (0,941)	0,012 (0,929)
Volatilidad en t-1, VOL_{t-1}	-0,488 (0,404)	-0,350 (0,585)
Suscripciones netas en t-1, SN_{t-1}	0,010 (0,945)	0,088 (0,479)
Comisión de gestión y depósito t, CGD_t	-0,137 (0,822)	0,029 (0,963)
Comisión de suscripción y reembolso en t, CSR_t	2,112*** (0,004)	2,220*** (0,003)
Edad del fondo en t, $EDAD_t$	-0,007 (0,910)	0,036 (0,520)
Patrimonio del fondo en t, $PATF_t$	-0,019 (0,906)	-0,068 (0,418)
Cuota de mercado de la gestora en t, $CUOTAG_t$	-0,149** (0,023)	
Cuota de mercado de la gestora en t (BANCO)		-0,179** (0,015)
Cuota de mercado de la gestora en t (CAJA)		-0,099 (0,352)
Cuota de mercado de la gestora en t (INDEP)		3,214** (0,037)
Porcentaje de patrimonio en manos de inversores institucionales en t, $INSTIT_PATRIM_t$	-0,413** (0,029)	-0,362* (0,066)
$BANCO_t$	7,851*** (0,000)	7,371*** (0,001)
$CAJA_t$	4,013*** (0,001)	4,817*** (0,005)
$FUSIÓN_t$	-0,180 (0,894)	0,083 (0,957)
$CAMBIOVOC_t$	-0,429 (0,542)	-0,260 (0,698)
Contrastes de hipótesis		
m1	-2,19 (0,028)	-2,04 (0,042)
m2	-1,88 (0,060)	-1,66 (0,097)
Sargan	35,33 (0,105)	35,76 (0,121)

1 Estimación MGM en desviaciones ortogonales robusto a heteroscedasticidad y correlación serial. Como variables instrumentales se utilizan retardos hasta t-2 de la variable yt (rentabilidad), snt (suscripciones netas) y vt (volatilidad).

Coefficientes estimados y p-valor del estadístico t entre paréntesis.

* Significatividad al 10%.

** Significatividad al 5%.

*** Significatividad al 1%.

m1 y m2 se corresponden con los contrastes sobre la correlación serial de primer y segundo orden, respectivamente, sobre los errores en primeras diferencias. Se ofrece el p-valor.

Sargan es un test que contrasta la validez de los instrumentos utilizados. Se ofrece el p-valor. La hipótesis nula que se contrasta es "el conjunto de instrumentos utilizados es válido", por tanto un p-valor suficientemente elevado (por ejemplo, superior al 0,05) no rechazaría la validez de los mismos

Persistencia. Para el conjunto de los fondos de inversión, los resultados del MCO y de intragrupos indican que cualquier estimación consistente del parámetro α debería estar entre los valores 0,026 y -0,075. Como se observa en la primera fila del cuadro 4, el coeficiente de α que se deriva de las dos estimaciones MGM se encuentra dentro del intervalo marcado por MCO y WG. También se advierte que, en ambos casos, no es significativamente distinto de cero, es decir, no se encuentra evidencia de persistencia en la rentabilidad de los fondos de inversión. Tampoco se encuentra evidencia de persistencia en la rentabilidad de los fondos en ninguna de las categorías de fondos contempladas (véase cuadro 5).

Como se comentó en el capítulo 2, los estudios sobre fondos de inversión españoles detectan, de forma mayoritaria, cierta persistencia en las rentabilidades a corto plazo, sobre todo en renta variable y en los fondos extremos, es decir, entre los fondos con rentabilidades más altas y aquéllos con rendimientos más bajos. Si la persistencia de rentabilidades tiende a estar concentrada en fondos de renta variable extremos y en periodos de tiempo relativamente cortos, parece razonable que el coeficiente relacionado con la persistencia de la rentabilidad de nuestro modelo para el universo de los fondos de inversión a lo largo de una década no resulte significativo.

Volatilidad. El modelo tampoco encuentra un efecto positivo y estadísticamente significativo de la volatilidad pasada en la rentabilidad actual del fondo. No obstante, el hecho de que a lo largo de la década se hayan producido varios periodos de turbulencias de diversa naturaleza que han mermado sustancialmente los rendimientos de los fondos de inversión más arriesgados puede estar condicionando la relación observada entre ambas variables. Para el conjunto de fondos, la relación posiblemente sería más evidente tomando un periodo de tiempo suficientemente amplio. Por categorías, sí se detecta esta relación positiva en los fondos de renta fija, en línea con Lassala (1998), y de renta variable internacional.

Suscripciones netas relativas. En cuanto a la relación entre las suscripciones netas previas y la rentabilidad posterior, el rechazo de un efecto positivo no permite avalar la teoría del *smart money* o dinero inteligente, según la cual el dinero fluye hacia los mejores fondos, a diferencia de los primeros estudios de Gruber (1996) y Zheng (1999) para el mercado norteamericano. En cambio, este resultado está en línea con los estudios anteriores sobre el mercado nacional de fondos. Como se indicó en el capítulo 2, algunos autores vinculan los resultados para el mercado nacional a las características concretas de éste. Concretamente aluden a la fiscalidad sobre las plusvalías de los fondos (algo que cambió en 2003 pero que no parece haber tenido un efecto considerable en este sentido), a las elevadas comisiones de reembolso y a la alta concentración en el canal de comercialización de los fondos, factores que pueden limitar la movilidad de los partícipes entre los fondos. Por categorías, únicamente se observa una relación significativa y positiva entre las suscripciones netas y la rentabilidad de los fondos en la categoría de renta fija mixta (se obtienen resultados más interesantes en la comparación ente fondos con vocación nacional y vocación internacional).

**Estimación de la ecuación de los determinantes de la rentabilidad:
vocaciones puras vs. vocaciones mixtas**

CUADRO 5

	TOTAL FI	RF	RFM	RVM	RVE	RVI	GL
Rentabilidad en t-1, Y_{t-1}	0,009 (0,941)	-0,209 (0,372)	-0,144 (0,529)	-0,062 (0,788)	-0,006 (0,980)	0,029 (0,732)	-0,234 (0,101)
Volatilidad en t-1, VOL_{t-1}	-0,488 (0,404)	2,079** (0,042)	3,153** (0,010)	1,622 (0,163)	2,199 (0,141)	1,729*** (0,000)	-0,125 (0,766)
Suscripciones netas en t-1, SN_{t-1}	0,010 (0,945)	0,047 (0,479)	0,205** (0,043)	-0,027 (0,856)	0,043 (0,772)	0,065 (0,387)	-0,034 (0,688)
Comisión de gestión y depósito t, CGD_t	-0,137 (0,822)	0,067 (0,557)	0,251 (0,168)	0,729* (0,081)	-1,168** (0,040)	0,379 (0,202)	-0,660* (0,099)
Comisión de suscripción y reembolso en t, CSR_t	2,112*** (0,004)	0,004 (0,953)	-0,027 (0,641)	0,894* (0,087)	-0,029 (0,576)	0,265* (0,059)	-0,080 (0,631)
Edad del fondo en t, $EDAD_t$	-0,007 (0,910)	-0,094** (0,028)	0,312 (0,229)	-1,062* (0,051)	-0,023 (0,476)	0,276 (0,174)	0,209 (0,275)
Patrimonio del fondo en t, $PATF_t$	-0,019 (0,906)	-0,010 (0,789)	-0,122* (0,062)	-0,070 (0,485)	0,058 (0,660)	-0,160*** (0,003)	-0,128* (0,069)
Cuota de mercado de la gestora en t, $CUOTAG_t$	-0,149** (0,023)	0,001 (0,897)	0,008 (0,618)	0,012 (0,741)	-0,024** (0,045)	-0,014** (0,018)	-0,004 (0,823)
Porcentaje de patrimonio en manos de inversores institucionales en t, $INSTIT_PATRIM_t$	-0,413** (0,029)	-0,817* (0,099)	0,012 (0,962)	-2,403 (0,139)	-2,139* (0,052)	0,169 (0,172)	-0,111 (0,625)
BANCO _t	7,851*** (0,000)	4,218* (0,067)	0,158 (0,729)	1,872 (0,189)	2,860** (0,015)	1,632*** (0,009)	-0,341 (0,406)
CAJA _t	4,013*** (0,001)	1,992** (0,038)	-0,226 (0,565)	-0,592 (0,616)	1,414** (0,021)	0,784** (0,039)	0,122 (0,289)
FUSIÓN _t	-0,180 (0,894)	-0,493 (0,220)	0,249 (0,390)	0,091 (0,842)	0,085 (0,806)	1,476*** (0,001)	0,683* (0,097)
CAMBIOVOC _t	-0,429 (0,542)						
Contrastes de hipótesis							
m1	-2,19 (0,028)	-2,08 (0,037)	-2,40 (0,016)	-2,04 (0,041)	-2,39 (0,017)	-4,70 (0,000)	-2,82 (0,005)
m2	-1,88 (0,060)	-0,71 (0,480)	0,22 (0,824)	-0,65 (0,517)	-1,38 (0,169)	-0,84 (0,400)	-1,87 (0,062)
Sargan	35,33 (0,105)	48,95 (0,073)	39,31 (0,175)	26,59 (0,227)	19,19 (0,158)	23,50 (0,172)	56,73 (0,078)
Pro memoria:							
Número de fondos	1.782	585	207	215	202	309	218
Número de observaciones	15.076	4.838	1.744	1.813	1.693	2.484	1.489

Estimación MGM en desviaciones ortogonales robusto a heteroscedasticidad y correlación serial. Como variables instrumentales se utilizan retardos hasta t-2 de la variable y_t (rentabilidad), snt (suscripciones netas), vt (volatilidad) y $patf$ (patrimonio).

Coefficientes estimados y p-valor del estadístico t entre paréntesis.

* Significatividad al 10%.

** Significatividad al 5%.

*** Significatividad al 1%.

m1 y m2 se corresponden con los contrastes sobre la correlación serial de primer y segundo orden, respectivamente, sobre los errores en primeras diferencias. Se ofrece el p-valor.

Sargan es un test que contrasta la validez de los instrumentos utilizados. Se ofrece el p-valor. La hipótesis nula que se contrasta es "el conjunto de instrumentos utilizados es válido", por tanto un p-valor suficientemente elevado (por ejemplo, superior al 0,05) no rechazaría la validez de los mismos.

Comisiones. Especialmente relevantes son los resultados de la estimación relacionados con las comisiones que cargan los fondos de inversión, bien de forma implícita (las de gestión y depósito) o bien de forma explícita (las de suscripción y reembolso). En principio, un fondo que cobra mayores comisiones a sus partícipes debería recompensar este encarecimiento con una rentabilidad superior a la del resto de los fondos. En este punto es preciso aclarar que la rentabilidad que se ha tomado como referencia para el análisis es una rentabilidad neta, es decir, descuenta las comisiones de gestión y depósito del fondo, que se devengan diariamente, pero no las de suscripción y reembolso, que únicamente se tienen que satisfacer en los momentos de entrada y salida de los fondos. El hecho de utilizar rentabilidades brutas o netas en este tipo de análisis ha sido objeto de amplio debate en la literatura académica, que por el momento no ha llegado a un consenso claro. En este estudio se ha optado por incluir rentabilidades netas que, al final, son las que observan los partícipes (reales o potenciales) de los fondos de inversión.

El hecho de incluir rentabilidades netas introduce algunos matices en el signo esperado de los coeficientes asociados a las variables CGD y CSR. Dado que la rentabilidad neta descuenta las comisiones de gestión y depósito pero no las de suscripción y reembolso, se esperaría a priori una relación nula o positiva entre la rentabilidad del fondo y las comisiones de gestión y depósito y una relación positiva con las comisiones de suscripción y reembolso. En el caso de las comisiones de gestión y depósito, la relación sería nula si el exceso de rendimiento bruto que consigue el gestor fuera relativamente similar al exceso de comisión que cobra respecto a otro fondo (por tanto, se anularía en términos netos). Sin embargo, si el exceso de rendimiento bruto fuera superior al exceso de comisión, la relación debería tener signo positivo.

Como se observa en el cuadro 4, la relación entre la rentabilidad de los fondos y las comisiones de gestión y depósito no es significativamente distinta de cero para el conjunto de los fondos de inversión, es decir, en términos generales, parece que los fondos que cargan mayores comisiones de este tipo son capaces de obtener rendimientos brutos superiores, pero de una magnitud relativamente similar a la del aumento de la comisión. Esto es, el aumento de la comisión de gestión y depósito anula el aumento del rendimiento bruto obtenido por el fondo.

Por vocaciones, resulta interesante comprobar la heterogeneidad de los resultados obtenidos. De las seis vocaciones contempladas, el coeficiente resulta significativo en tres de ellas pero con signos diferentes. En la vocación de renta variable mixta es de signo positivo, mientras que en los fondos de renta variable euro y en los fondos globales el coeficiente es de signo negativo. Estos resultados sugieren que, en los fondos algo más conservadores, un incremento en las comisiones de gestión y depósito es compensado en forma de un mayor rendimiento en términos brutos y netos. Por el contrario, en los fondos más arriesgados el incremento de las comisiones de gestión y depósito anula completamente el posible exceso de rentabilidad obtenido por los fondos.

Como se comentó con anterioridad, la esperada relación positiva entre la rentabilidad de los fondos y las comisiones que se aplican no ha encontrado apoyo en los estudios empíricos más importantes. De hecho, algunos estudios recientes, como Gil-Bazo y Ruiz Verdú (2009), para el mercado de fondos de renta variable norteamericanos, o Marco (2007), para el conjunto de fondos españoles, encuentran una relación negativa entre la rentabilidad que ofrecen los fondos y las comisiones que cargan.

Gil-Bazo y Ruiz Verdú (2009), para explicar la relación negativa que encuentran entre las comisiones y los rendimientos de los fondos de inversión de renta variable estadounidense, sugieren que los fondos con menor rendimiento histórico o esperado elevan sus comisiones de forma óptima y se dirigen a inversores “menos sensibles al rendimiento”, ya que anticipan que no van a poder competir con los fondos mejores en el mercado de los inversores más sofisticados. En este sentido, no es descartable que este mecanismo pueda estar también operando en el mercado español de fondos, en el que existe un elevado grado de concentración y en el que las entidades pueden ser capaces de distinguir la sensibilidad de los inversores al rendimiento y, consecuentemente, segmentar y orientar de una manera óptima su oferta de fondos.

Otra posible explicación sobre esta relación negativa que se detecta entre las comisiones que muestran los fondos y su rentabilidad, que no es completamente independiente de la anterior y que también podría encajar en la industria de fondos española, estaría relacionada con los costes fijos de comercialización de los fondos. Los costes asociados a la comercialización de fondos a partícipes que van a realizar aportaciones relativamente más reducidas resultan proporcionalmente más elevados para la sociedad gestora de estos fondos. Por ello, estas gestoras podrían tener incentivos para incrementar la comisión de gestión y/o depósito de los fondos que adquieren estos partícipes, con el fin de recuperar, al menos parcialmente, el mayor coste que supone esta comercialización.

Por el contrario, el coeficiente estimado para las comisiones de suscripción y reembolso sí es positivo y significativamente distinto de cero, es decir, las sociedades gestoras que establecen comisiones más elevadas al entrar o salir de sus fondos sí tienden a compensar a los partícipes con un mayor rendimiento neto. Por vocaciones, encontramos esta evidencia en dos categorías de renta variable (renta variable mixta y renta variable internacional), lo cual resulta natural, ya que este tipo de comisiones son predominantes en estas categorías de fondos y prácticamente inexistentes en las de renta fija.

Edad del fondo. Las estimaciones no detectan una relación significativa entre la variable edad del fondo y la rentabilidad del mismo, es decir, fondos más recientes, cuya gestión podría estar beneficiándose de modelos posiblemente más sofisticados, no ofrecen rendimientos superiores. Este resultado es coherente con otros estudios de ámbito nacional, como el de Lassala (1998) y Marco (2007), e internacional, en los que incluso se identifica una relación negativa entre la edad del fondo y su rentabilidad en los fondos de renta variable de algunos países europeos. En este trabajo también se detecta esta relación negativa en la edad del fondo y su rentabilidad en los fondos de renta fija pura y de renta variable mixta.

Tamaño del fondo. La hipótesis del aprovechamiento de las economías de escala no encuentra sustento en las estimaciones del modelo. Así, la relación entre el tamaño del fondo y su rentabilidad no es estadísticamente distinta de cero. En este punto cabe señalar que el tamaño medio de los fondos españoles es muy reducido en comparación con los europeos y mucho más con los norteamericanos²³. Es posible que

23 A mediados de 2007, el tamaño medio de los fondos europeos era de 190 millones de euros y el de los fondos norteamericanos era superior a los mil millones de euros, mientras que los fondos españoles no alcanzaban los 100 millones de euros por fondo.

los fondos españoles no hayan alcanzado un tamaño lo suficientemente elevado como para que los beneficios derivados de las economías de escala se traduzcan en un incremento significativo de la rentabilidad de los mismos. El sustancial aumento del número de fusiones entre fondos a lo largo de los dos últimos años posiblemente dé lugar a una oferta de fondos más adecuada en el futuro.

Droms y Walker (1995) sugieren que la relación negativa entre tamaño y rentabilidad que ellos encuentran se explica por el hecho de que los fondos de mayor tamaño tienden a tener una cartera más diversificada y, por tanto, un menor riesgo y una rentabilidad también menor. Esta hipótesis es parcialmente compatible con algunos de los resultados que obtenemos en este trabajo en las estimaciones por vocaciones, en las que se obtiene esta relación positiva entre volatilidad y rentabilidad de los fondos y negativa entre tamaño y rentabilidad. Esto ocurre concretamente en las categorías de renta fija mixta y renta variable internacional.

Una última explicación para esta relación negativa entre tamaño y rentabilidad de los fondos podría estar relacionada con las características de las sociedades que gestionan los fondos de mayor tamaño. Como se observa en el apartado siguiente, la relación estimada entre el tamaño de la gestora y la rentabilidad del fondo es negativa. Si pensamos que, en general, los fondos de mayor tamaño son comercializados por gestoras de mayor cuota relativa y éstas tienden a lograr rentabilidades inferiores, entonces sería razonable el signo negativo que se obtiene para la relación entre el tamaño y la rentabilidad del fondo.

Tamaño de la gestora. La estimación del modelo identifica una relación negativa entre la rentabilidad neta del fondo y el tamaño de su gestora (medida a través de la cuota de mercado de la gestora). Los resultados de la segunda de las estimaciones para el conjunto de fondos de inversión, en la que distinguimos la cuota de mercado por tipo de grupo financiero de la gestora, son interesantes: la relación entre la rentabilidad que obtiene el fondo y el tamaño de la gestora es estadísticamente negativa cuando ésta pertenece a bancos, no significativa cuando pertenece a cajas de ahorro y positiva cuando se trata de entidades independientes²⁴.

Los resultados de ambas estimaciones sugieren que las entidades de gran tamaño, fundamentalmente bancarias, son capaces de ejercer un poder de mercado notable. Esta relación negativa entre rentabilidad y cuota de la gestora se detecta en las categorías de renta variable pura, es decir, renta variable nacional y euro y renta variable internacional, y también en renta fija nacional cuando se distingue sólo entre orientación nacional/internacional, como se hace en el apartado siguiente. Los resultados obtenidos en este apartado están en la línea de los obtenidos por Fernández Aguirreamalloa y Avendaño (2010).

*Participación de inversores institucionales*²⁵. Se obtiene una relación negativa entre la rentabilidad neta de los fondos y el porcentaje de su patrimonio en manos de inversores institucionales, es decir, aquellos fondos con mayor presencia de inversores insti-

24 Recordemos que las gestoras de entidades independientes son de un tamaño medio mucho más reducido que el de las gestoras pertenecientes a bancos y a cajas.

25 Recordemos que las sociedades no son inversores institucionales, pero están incluidos en este grupo de inversores con fines analíticos.

tucionales, que en principio son algo más sofisticados, tienden a mostrar rentabilidades menores. Esta relación se detecta para los fondos de renta fija pura y renta variable euro (véase cuadro 5). Al menos por lo que se refiere a las vocaciones de renta fija, podríamos encontrar una explicación parcial a esta relación negativa si atendemos al hecho de que una parte sustancial de las puntas de tesorería de las sociedades no financieras se invierten en fondos de renta fija a corto plazo, sobre los que posiblemente no se haga una evaluación razonable de la rentabilidad que proporcionan.

Con carácter más general, esta relación negativa entre inversión institucional y rentabilidad del fondo también puede responder al hecho de que exista una proporción determinada de inversores institucionales cuya inversión en determinados fondos no esté orientada exclusivamente por el binomio rentabilidad/riesgo esperado, sino que tengan objetivos adicionales. El compromiso de algunos inversores institucionales de invertir en determinadas instituciones de inversión colectiva, por ejemplo en fondos de inversión socialmente responsables, o el vínculo del inversor institucional con la entidad financiera que gestiona o comercializa el fondo son algunos ejemplos de factores adicionales al binomio rentabilidad/riesgo esperado que pueden influir en la decisión de inversión de los inversores institucionales. En este marco, cabría también señalar la existencia de inversiones significativas de fondos de inversión en otros fondos de inversión de la misma sociedad gestora de IIC.

Tipo de grupo financiero. Los coeficientes estimados que capturan posibles efectos asociados al grupo financiero de la sociedad gestora del fondo revelan que las gestoras pertenecientes a bancos y a cajas obtienen, si todo lo demás se mantiene constante, rentabilidades superiores a las pertenecientes al resto de grupos (grupos independientes). Por vocaciones, observamos que los bancos y las cajas obtienen mayores rentabilidades que los grupos independientes en las categorías de renta fija pura y renta variable pura. Este resultado coincide con el de Lassala (1998) y parcialmente con el de Marco (2007). El segundo encuentra mejores resultados para los grupos independientes en el conjunto de fondos; sin embargo, en su análisis por vocaciones, obtiene, en términos generales, que en las categorías de mayor riesgo, los bancos y las cajas tienden a obtener rentabilidades superiores.

Cambios de vocación y fusiones. En cuanto a las decisiones estratégicas que toman las gestoras, tales como el cambio de vocación del fondo o la fusión con otro fondo, tales decisiones no parecen tener, con carácter general, un efecto significativo sobre la rentabilidad del fondo. Por categorías, las estimaciones indican que los fondos que han experimentado uno o varios procesos de fusión a lo largo del periodo considerado acaban teniendo mayores rentabilidades en las categorías de renta variable internacional y fondos globales.

4.2 Resultados basados en la orientación geográfica del fondo

Recordemos que en esta clasificación se tiene en cuenta la orientación geográfica del fondo en lugar de su carácter puro o mixto, es decir, contemplamos fondos de renta fija nacional e internacional y renta variable nacional²⁶ e internacional, además de

26 Incluimos renta variable euro, por presentar riesgos relativamente similares.

los fondos globales que se observan de forma independiente debido a sus características especiales.

Los resultados más interesantes que se obtienen (véase cuadro 6) son los siguientes:

Persistencia. Tampoco se obtienen en este caso coeficientes significativamente distintos de cero en ninguna de las vocaciones contempladas, es decir, no se encuentra persistencia en las rentabilidades de los fondos si se distingue entre ellos por su orientación geográfica.

Suscripciones netas. Se obtiene un coeficiente positivo y significativo entre las suscripciones netas y la rentabilidad de los fondos en las categorías de carácter internacional, tanto de renta fija como de renta variable. Así, en estas vocaciones los inversores muestran habilidad en la selección de fondos, ya que aquéllos que tienden a recibir un volumen relativo mayor de recursos son los que posteriormente se comportan mejor. Sin embargo, se obtiene un coeficiente negativo y significativo entre las suscripciones netas y la rentabilidad de los fondos en la categoría de renta variable nacional.

Comisión de gestión y depósito. El coeficiente asociado a esta variable, que para el conjunto de fondos no era significativamente distinto de cero, mantiene la tendencia del apartado anterior cuando se analizan las vocaciones. Así, se obtiene una relación negativa entre estas comisiones y la rentabilidad en los fondos de renta variable nacional y en los fondos globales. De nuevo, en los fondos más arriesgados, aquéllos que cargan mayores comisiones de este tipo no compensan a los partícipes con un mayor rendimiento neto (salvo en los fondos de renta variable de carácter internacional). En el resto de las categorías, el coeficiente no resulta significativamente distinto de cero.

Comisión de suscripción y reembolso. Se detecta una relación positiva entre las comisiones explícitas y el rendimiento en los fondos de renta variable internacional. Este resultado es similar al de las estimaciones del apartado anterior, aunque es preciso aclarar que el conjunto de fondos de renta variable internacional es más amplio que en la primera clasificación, ya que incluye tanto los fondos de renta variable internacional de carácter puro como los de carácter mixto.

Tamaño de la gestora. La relación negativa que se obtiene para el conjunto de fondos entre la cuota de mercado de la gestora y la rentabilidad de los fondos se mantiene en las dos categorías de renta variable, mientras que en renta fija aparecen resultados mixtos. Así, en los fondos de renta fija de carácter nacional esta relación sigue siendo negativa, mientras que en los fondos de renta fija internacional la relación es significativamente positiva, es decir, en este conjunto de fondos un mayor tamaño de la gestora favorece la obtención de rentabilidades netas. Esto último podría explicarse por el hecho de que en esta categoría la presencia de gestoras bancarias, donde la relación negativa entre cuota de la gestora y rentabilidad es mucho más fuerte, es bastante más reducida, mientras que la proporción de gestoras pertenecientes a cajas o a grupos independientes (donde la relación entre cuota y rentabilidad es positiva) es mayor.

Estimación de la ecuación de los determinantes de la rentabilidad según la orientación geográfica del fondo

CUADRO 6

	TOTAL FI	RF	RF Int	RV	RV Int	GL
Rentabilidad en t-1, Y_{t-1}	0,009 (0,941)	-0,230 (0,317)	-0,023 (0,840)	0,021 (0,918)	0,001 (0,993)	-0,234 (0,101)
Volatilidad en t-1, VOL_{t-1}	-0,488 (0,404)	1,357* (0,094)	0,940* (0,091)	0,246 (0,738)	1,306* (0,052)	-0,125 (0,766)
Suscripciones netas en t-1, SN_{t-1}	0,010 (0,945)	0,109 (0,219)	0,150* (0,072)	-0,288* (0,073)	0,260** (0,049)	-0,034 (0,688)
Comisión de gestión y depósito t, CGD_t	-0,137 (0,822)	0,078 (0,574)	0,035 (0,504)	-1,599* (0,077)	0,184 (0,710)	-0,660* (0,099)
Comisión de suscripción y reembolso en t, CSR_t	2,112*** (0,004)	-0,242 (0,116)	-0,158 (0,157)	-0,057 (0,359)	0,476* (0,052)	-0,080 (0,631)
Edad del fondo en t, $EDAD_t$	-0,007 (0,910)	-0,075 (0,111)	-0,299** (0,026)	-0,472* (0,067)	0,338 (0,259)	0,209 (0,275)
Patrimonio del fondo en t, $PATF_t$	-0,019 (0,906)	-0,171* (0,057)	0,110*** (0,009)	0,237 (0,166)	0,004 (0,967)	-0,128* (0,069)
Cuota de mercado de la gestora en t, $CUOTAG_t$	-0,149** (0,023)	-0,031*** (0,003)	0,012* (0,058)	-0,025** (0,027)	-0,079** (0,012)	-0,004 (0,823)
Porcentaje de patrimonio en manos de inversores institucionales en t, $INSTIT_PATRIM_t$	-0,413** (0,029)	-2,669** (0,013)	-0,150 (0,119)	-3,494*** (0,006)	0,156 (0,385)	-0,111 (0,625)
BANCO _t	7,851*** (0,000)	3,763** (0,021)	-0,099 (0,342)	3,291*** (0,006)	2,089* (0,060)	-0,341 (0,406)
CAJA _t	4,013*** (0,001)	1,469** (0,040)	-0,946 (0,261)	1,419*** (0,009)	1,807** (0,025)	0,122 (0,289)
FUSIÓN _t	-0,180 (0,894)	-0,609 (0,228)	0,012 (0,929)	-0,749 (0,192)	1,798** (0,033)	0,683* (0,097)
CAMBIOVOC _t	-0,429 (0,542)					
Contrastes de hipótesis						
m1	-2,19 (0,028)	-2,72 (0,007)	-3,13 (0,002)	-2,32 (0,020)	-2,68 (0,007)	-2,82 (0,005)
m2	-1,88 (0,060)	-0,73 (0,463)	-1,27 (0,203)	-1,95 (0,052)	-0,78 (0,436)	-1,87 (0,062)
Sargan	35,33 (0,105)	42,60 (0,063)	46,46 (0,137)	16,77 (0,158)	23,44 (0,435)	56,73 (0,078)
Pro memoria:						
Número de fondos	1.782	674	116	351	374	218
Número de observaciones	15.076	5.609	903	2.968	2.979	1.489

Estimación MGM en desviaciones ortogonales robusto a heteroscedasticidad y correlación serial. Como variables instrumentales se utilizan retardos hasta t-2 de la variable yt (rentabilidad), snt (suscripciones netas), vt (volatilidad) y patf (patrimonio).

Coefficientes estimados y p-valor del estadístico t entre paréntesis.

* Significatividad al 10%.

** Significatividad al 5%.

*** Significatividad al 1%.

m1 y m2 se corresponden con los contrastes sobre la correlación serial de primer y segundo orden, respectivamente, sobre los errores en primeras diferencias. Se ofrece el p-valor.

Sargan es un test que contrasta la validez de los instrumentos utilizados. Se ofrece el p-valor. La hipótesis nula que se contrasta es "el conjunto de instrumentos utilizados es válido", por tanto un p-valor suficientemente elevado (por ejemplo, superior al 0,05) no rechazaría la validez de los mismos.

Participación en el fondo de inversores institucionales. Como se comentó con anterioridad, el modelo detecta una relación negativa entre el porcentaje de patrimonio en manos de inversores institucionales y la rentabilidad del fondo en las categorías nacionales tanto de renta fija como de renta variable. En las categorías internacionales esta relación no es estadísticamente significativa.

Tipo de grupo financiero. Se encuentra que bancos y cajas obtienen mayores rentabilidades que los grupos independientes en las categorías de renta variable y en los fondos de renta fija nacional.

Fusiones. Finalmente, las estimaciones indican que los fondos que han experimentado uno o varios procesos de fusión a lo largo del periodo considerado acaban teniendo mayores rentabilidades en las categorías de renta variable internacional y fondos globales.

5 Conclusiones

En este documento de trabajo se lleva a cabo un estudio sobre la influencia de diversos factores en la rentabilidad de los fondos de inversión españoles durante el periodo 2000-2009. Los resultados obtenidos a partir de la estimación de un modelo de datos de panel indican que, para el conjunto de los fondos, las rentabilidades actuales no están relacionadas con rentabilidades pasadas. También se ha comprobado que fondos con comisiones de gestión y depósito mayores no siempre tienden a compensar a los partícipes con rentabilidades netas más elevadas.

La presencia de fondos que aplican mayores comisiones dado un nivel de rentabilidad sugiere la presencia de ciertos factores que pueden estar limitando la movilidad de los inversores a la hora de reasignar sus ahorros entre distintos fondos, lo que se traduce en un cierto poder de mercado por parte de las gestoras, especialmente, de aquéllas con mayor tamaño²⁷. De hecho, los fondos que ofrecen estas gestoras tienden a mostrar rentabilidades relativamente inferiores. En este sentido, es posible que, tal y como se ha señalado en la literatura anterior, las gestoras ofrezcan a los inversores menos sensibles al rendimiento productos con una rentabilidad esperada más modesta, ajustando sus comisiones de forma estratégica. Por otro lado, la evidencia presentada en este artículo indica que la edad o el tamaño del fondo no parecen tener una influencia significativa sobre su rendimiento, mientras que los fondos de las gestoras pertenecientes a bancos y a cajas obtienen rentabilidades netas superiores, particularmente en las vocaciones de renta variable.

27 Recordemos que las dos gestoras de mayor tamaño concentran el 40% del patrimonio total de los fondos de inversión y las diez gestoras de mayor tamaño concentran el 70% (de un total de más de 120 gestoras).

Referencias bibliográficas

- Ackermann, C., McNally, R y Ravenscraft, D. (1999). "The performance of hedge funds: risk, return and incentive". *Journal of Finance* 54, pp. 833-874.
- Agarwal, V. y Naik, N. (2000). "Multi-period performance persistence analysis of hedge funds". *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 35, pp. 327-42.
- Allen, D.E., y Tan, M.L. (1999). "A Test of the Persistence in the Performance of UK Managed Funds". *Journal of Business Finance and Accounting*, 25, pp. 559-593.
- Álvarez, J. (1995). "Análisis de los fondos de inversión de renta fija en España". *Investigaciones Económicas*, vol. XIX (3), septiembre, pp. 475-488.
- Arellano, M. y Bond, S. R. (1991). "Some test of specification for panel data: Monte Carlo evidence and an application to employment equations". *Review of Economic Studies*, 58, pp. 277-297.
- Arellano, M. y Bover, O. (1995). "Another look al the instrumental-variable estimation of error-component models". *Journal of Econometrics*, 68, pp. 29-52.
- Basarrate, B. y Rubio, G. (1999). "Nonsimultaneous prices and the evaluation of management portfolios in Spain". *Applied Financial Economics*, 9, pp. 273-281.
- Blake, D. y Timmermann, A. (1998). "Mutual Fund Performance: Evidence from the UK". *European Finance Review*, 2, pp. 57-77.
- Blake, D., Lunde, A., y Timmermann, A. (1998). "The hazards of mutual fund under-performance: A Cox regression analysis". *Journal of Empirical Finance*, Elsevier, vol. 6(2), April, pp. 121-152.
- Brown, S. y Goetzman, W. (1995). "Performance persistence". *Journal of Finance* 50, pp. 679-698.
- Capon, N., Fitzsimons, G. y Prince, R.A. (1996). "An individual level analysis of the mutual fund investment decision". *Journal of Financial Services Research* 10, pp. 59-82.
- Carhart, M. (1997). "On persistence in mutual fund performance". *Journal of Finance* 52, pp. 57-82.
- Carhart, M., Carpenter, J., Lynch, A. y Musto, D. (2000). *Mutual fund survivorship*. <http://ssrn.com/abstract=238713> or DOI: 10.2139/ssrn.238713.

- Carhart, M., Carpenter, J., Lynch, A. y Musto, D. (2002). "Mutual Fund Survivorship". *The Review of Financial Studies*, Winter 2002, Vol. 15, No 5, pp. 1439-1463.
- Ciriaco, A., Del Río, C. y Santamaría, R. (2002). "El inversor ante la elección de fondos de inversión. Algunos datos para la reflexión". *Papeles de Economía Española*, nº 94, pp. 122-133.
- Ciriaco, A., y Santamaría, R. (2005). "Persistencia de resultados en los fondos de inversión españoles". *Investigaciones Económicas*, vol. XXIX (3), pp. 525-573.
- Detzler, M. L. (1999). "The performance of global bond mutual funds". *Journal of Banking and Finance*, 23, pp. 1195-1217.
- Droms, W.G. y Walker, D.A. (1995). "Determinants of variation in mutual fund returns". *Applied Financial Economics*, 5, pp. 383-389.
- Droms, W.G. y Walker, D.A. (2001). "Persistence of mutual fund operating characteristics: returns, turnovers rates and expense ratios". *Applied Financial Economics*, 11 (4), pp. 457-466.
- Edelen, R.M. (1999). "Investor flows and the assessed performance of open-end mutual funds". *Journal of Financial Economics*, 53, pp. 439-466.
- Fernández, P., Aguirreamalloa, J. y Avendaño, L. (2010). *Ranking of the Mutual Fund Industry in Spain: 1991-2010*. IESE. <http://ssrn.com/abstract=1746849>
- Fernández, P., Carabias, J.M. y de Miguel, L. (2007). *Rentabilidad de los fondos de inversión de renta variable nacional en España 1991-2006*. IESE. <http://ssrn.com/abstract=982821>
- Ferrando, M. y Lassala, C. (1998). "Evaluación de la gestión de los FIAMM y de los FIM de renta fija en España en el periodo 1993-1995". *Revista Española de Financiación y Contabilidad*, 94, pp. 197-231.
- Ferruz et ál. (2007). "Análisis de la persistencia en rentabilidad de los FIAMM y de los determinantes de sus comisiones". *Revista española de financiación y contabilidad*, Vol. XXXVI, no 136, octubre-diciembre 2007, pp. 689-706.
- Ferruz, L., Sarto, J. L. y Vargas, M. (2003). "Analysis of performance persistence in Spanish Short Term Fixed Interest Investment Funds (1994-2002)". *European Review of Economics and Finance*, 2(3), pp. 1-75.
- Flannery, M.J. y Rangan K. P. (2006). "Partial adjustment toward target capital structures". *Journal of Financial Economics* 79, pp. 469-506.
- Freixas, X., Marín, J., Martínez, M. y Rubio, G. (1997). *La evaluación de los fondos de inversión en España*. Editorial Civitas, Colección Economía.
- Gil-Bazo, J. y Ruiz Verdú, P. (2009). "The Relation between Price and Performance in the Mutual Fund Industry". *Journal of Finance*, 64 (5), pp. 2153-2183.

- Goetzman, W. y Peles, N. (1997). "Cognitive dissonance and mutual fund investors". *The Journal of Portfolio Research*, Vol. 20, No. 2, pp. 145-158.
- Grinblatt, M. y Titman, S. (1989). "Mutual fund performance: An analysis of quarterly portfolio holdings". *Journal of Business*, 62, pp. 393-416.
- Grinblatt, M. y Titman, S. (1993). "Performance measurement without benchmarks: An examination of mutual fund returns". *Journal of Business*, 66, pp. 47-68.
- Gruber, M.J. (1996). "Another puzzle, the growth in actively managed mutual funds". *Journal of Finance*, 51, (3), pp. 783-810.
- Hallahan, T. A. y Faff, R. W. (2001). "Induced persistence of reversals in fund performance?: the effect of survivorship bias". *Applied Financial Economics*, 11, pp. 119-26.
- Hansen, L.P. (1982). "Large sample properties of Generalised Method of Moments Estimators", *Econometrica*, 50, pp. 1029-1054.
- Hendricks, D., Patel, J. y Zeckhauser, R. (1993). "Hot hands in mutual funds: Short run persistence of performance, 1974-88". *Journal of Finance* 48, pp. 93-130.
- Holtz-Eakin, D., W. Newey y H. S. Rosen (1998). "Estimating Vector Autoregressions with Panel Data". *Econometrica* 56, pp. 1371-1396.
- Ippolito, R. (1989). "Efficiency with costly information: A study of mutual fund performance, 1965-1984". *Quarterly Journal of Economics* 104, pp. 1-24.
- Jensen, M. (1968). "The performance of mutual funds in the period 1945-1964". *Journal of Finance*, Vol. 23, No 2, pp. 389-416.
- 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, no 97, pp. 1005-1031.
- Malkiel, B. (1995). "Returns from investing in equity mutual funds 1971-1991". *Journal of Finance* 50, pp. 549-572.
- Marco, R. (2007). "Rentabilidad y crecimiento patrimonial en el mercado de fondos de inversión". *Revista de Economía Aplicada*, no 44 (vol. XV), pp. 41-84.
- Martínez, M.A. (2001). "El puzzle de los fondos de inversión en España: un enfoque de demanda". *Moneda y Crédito*, 213, pp. 129-154.
- Matallín, J.C. y Fernández M.A. (1999). "Análisis de la performance a través del estilo del fondo de inversión". *Revista Española de Financiación y Contabilidad*, 28 (99), pp. 413-442.
- Matallín, J.C. y Fernández, M.A. (2001). "La evaluación de los FIM de renta variable: un enfoque endógeno y multiperiodo". *Revista Española de Financiación y Contabilidad*, 30 (107), pp. 67-102.

Menéndez, S. y Álvarez, S. (2000). “La rentabilidad y la persistencia de los resultados de los fondos de inversión de renta variable”. *Revista Española de Financiación y Contabilidad* 103, pp. 15-36.

Palacios, J. (2010). *A vueltas con los fondos de inversión españoles: nuevas sorpresas en la década 2000-2009*. Documento de investigación DI-849. IESE.

Patel, J., Zeckhauser, R. y Hendricks, D. (1991). “The rationality struggle: illustrations from financial markets”. *American Economic Review*, no 81, mayo, pp. 232-236.

Patel, J., Zeckhauser, R. y Hendricks, D. (1991). “Non-rational Actors and Financial Market Behavior”. *Theory and Decision*, volume 31, pp. 257-287.

Roll, R. (1978). “Ambiguity when performance is measured by the securities market line”. *Journal of Finance* 33 (September), pp. 1051-69.

Ruiz, M. (2007). *Los fondos de inversión: performance y persistencia*. Monografía nº 26 de la CNMV.

Sharpe, W. (1966). “Mutual fund performance”. *Journal of Business* 39, pp. 119-138.

Sirri, R. y Trufano, P. (1993). *Buying and selling mutual funds: Flows, performance, fees and services*. Working Paper, Harvard Business School.

Sirri, R. y Trufano, P. (1998). “Costly search and mutual flows”. *Journal of Finance* 53, pp. 1589-1622.

Toledo, I. y Marco, R. (2006). “¿Persisten las rentabilidades en el mercado de fondos de inversión español? Un análisis empírico para el periodo 1994-2001”. *Estadística Española*, vol. 48, nº 161, pp. 5-38.

Yale, C. y Forsythe A.B. (1976). “Winsorized regression”. *Technometrics*, 18, pp. 291-300.

Zheng, L. (1999). “Is money smart?: A study of mutual fund investors’ fund selection ability”. *Journal of Finance*, 54 (3), pp. 901-933.

Anexo

Estadísticos descriptivos de las variables de la muestra

ANEXO 1

Media (desv. típica)	Total ⁵	RF	RFM	RVM	RVE	RVI	GL
Rentabilidad	0,013 (0,140)	0,027 (0,092)	0,023 (0,106)	0,006 (0,130)	0,011 (0,186)	-0,010 (0,194)	0,021 (0,145)
Volatilidad	0,068 (0,077)	0,027 (0,048)	0,049 (0,046)	0,073 (0,058)	0,115 (0,088)	0,122 (0,092)	0,069 (0,071)
Suscripciones netas	-0,161 (0,645)	-0,164 (0,632)	-0,169 (0,547)	-0,160 (0,438)	-0,147 (0,635)	-0,149 (0,728)	-0,192 (0,801)
% com. gestión y depósito	1,450 (0,629)	1,075 (0,496)	1,472 (0,595)	1,683 (0,598)	1,833 (0,577)	1,865 (0,567)	1,261 (0,565)
% com. susc. y reembolso	0,272 (0,546)	0,129 (0,392)	0,284 (0,498)	0,333 (0,595)	0,353 (0,600)	0,505 (0,667)	0,187 (0,484)
Edad ¹	1,913 (0,675)	2,000 (0,716)	2,030 (0,632)	2,018 (0,608)	1,972 (0,639)	1,693 (0,612)	1,802 (0,654)
Patrimonio del fondo ¹	10,100 (1,519)	10,787 (1,598)	9,980 (1,359)	9,811 (1,264)	10,144 (1,323)	9,606 (1,278)	9,626 (1,478)
% cuota de la gestora	6,755 (14,775)	7,329 (14,983)	5,619 (13,734)	3,376 (9,247)	6,460 (14,211)	8,576 (16,634)	8,046 (16,956)
Patrimonio institucional	0,320 (0,298)	0,298 (0,287)	0,275 (0,308)	0,279 (0,293)	0,345 (0,288)	0,377 (0,289)	0,335 (0,312)
Banco ²	0,412	0,395	0,396	0,395	0,405	0,412	0,430
Caja ²	0,355	0,414	0,332	0,362	0,351	0,388	0,125
Fusión ³	0,267	0,274	0,290	0,219	0,248	0,291	0,206
Cambios de vocación ⁴	0,194	-	-	-	-	-	-

Fuente: CNMV.

- 1 En logaritmos.
- 2 Porcentaje de observaciones de la muestra donde esta dummy toma valor 1.
- 3 Proporción de fondos de la muestra que han sufrido una o más fusiones.
- 4 Proporción de fondos de la muestra que han sufrido uno o más cambios de vocación (dentro de los conjuntos de vocaciones contemplados).
- 5 El promedio de las variables de las diferentes vocaciones no se corresponde con el valor promedio del total, ya que la suma de las submuestras vocacionales no coincide con el total. La razón de ello está en la exigencia de que todos los fondos de cada clasificación sólo hayan pertenecido a esa vocación en el periodo considerado, es decir, no se permiten cambios de vocación y, además, se les exige un número mínimo de observaciones.

