

Influencia de la rentabilidad en el proceso de selección en los planes de pensiones en España: un análisis de sensibilidad*

The influence of returns on the pension fund selection process in Spain: A sensibility analysis

Carmen Pilar Martí Ballester**. Universitat Jaume I

Juan Carlos Matallín Sáez. Universitat Jaume I

M.^a Ángeles Fernández Izquierdo. Universitat Jaume I

RESUMEN El objetivo del presente trabajo es doble: por un lado analizar los factores que inducen a un inversor a seleccionar un plan de pensiones concreto y por otro determinar si dichos inversores poseen habilidades de selección. Los resultados obtenidos al aplicar un análisis univariante muestran que los inversores seleccionan su plan de pensiones en función de la rentabilidad obtenida en el pasado, sin embargo, únicamente muestran capacidad de selección los partícipes más conservadores. Así mismo, los resultados obtenidos al aplicar un análisis multivariante indican que la antigüedad, el patrimonio acumulado por el plan, la rentabilidad pasada, y la naturaleza jurídica de la entidad depositaria ejercen un impacto significativo en las variaciones monetarias del plan de pensiones.

PALABRAS CLAVE Plan de pensiones; Partícipes; Variaciones monetarias; Efecto tamaño; Efecto antigüedad.

ABSTRACT The aim of the present paper is two-fold: firstly, to analyse the factors that lead investors to choose a specific pension fund, and secondly, to determine whether these investors possess selection skills. The results of a univariate analysis show that investors choose their pension fund according to the returns it has obtained in the past; however, selection capabilities are shown by only the most conservative participants. Moreover, the results of a multivariate analysis indicate that the age of the fund, its accumulated assets, its past returns and the legal status of the custodian have a significant impact on monetary variations in pension funds.

KEY WORDS Pension funds; Participants; Pension plan flows; Size effect; Age effect.

1. INTRODUCCIÓN

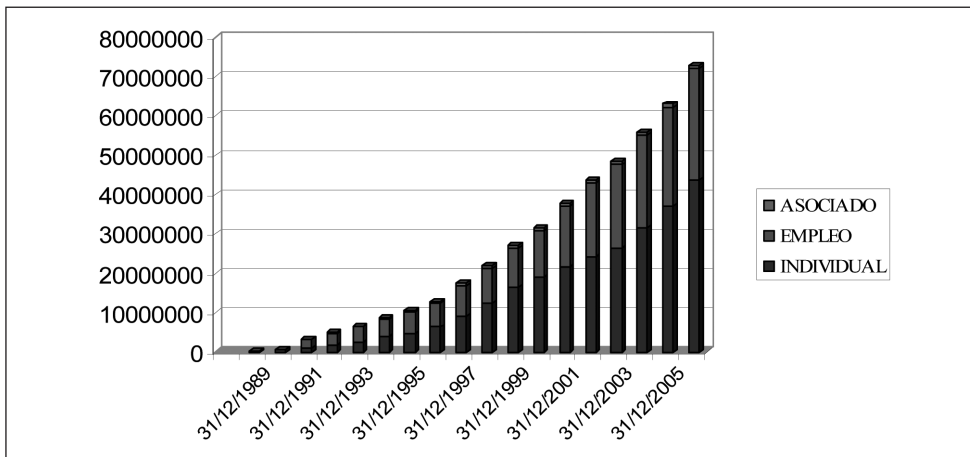
Los planes y fondos de pensiones están experimentando un importante crecimiento en los últimos años, tanto a nivel internacional como a nivel nacional. Así, a nivel mundial el patrimonio gestionado por los fondos de pensiones alcanzaba los 15.543 billones de euros a

* Este estudio es parte del proyecto de investigación GV/2007/097 de la Generalitat Valenciana. Asimismo, este trabajo ha participado de una ayuda para la contratación de personal investigador en formación cofinanciada por la Dirección General de Universidades e Investigación de la Generalitat Valenciana y el Fondo Social Europeo, así como de una ayuda postdoctoral concedida por la Universitat Jaume I. La autora quiere agradecer la valiosa colaboración de Rafael Santamaría en la elaboración de este trabajo, así como los comentarios efectuados por los evaluadores de la revista, y la disponibilidad de datos a INVERCO y a la DGSFP.

** Dirección para correspondencia: Carmen Pilar Martí Ballester, Departamento de Finanzas y Contabilidad, Universitat Jaume I, Av. Sos Baynat sn, (12080) Castellón de la Plana, Castellón, España, Tel. +34 964728569, Correo-e: cmarti@cofin.uji.es.

finales del 2005, cifra muy próxima a los 15.142 billones de euros que administraban los fondos y sociedades de inversión de todo el mundo a finales de ese mismo año, según datos de INVERCO, Asociación de Instituciones de Inversión Colectiva y Fondos de Pensiones. Sin embargo, a nivel nacional, los fondos de pensiones se encuentran en fase de desarrollo, tal y como muestra el Gráfico 1, acumulando un volumen de patrimonio de 72.910 millones de euros, a 31 de diciembre de 2005, cifra que supone el 28,90 por cien del patrimonio gestionado por los fondos de inversión, que muestran una mayor madurez dentro del mercado español.

GRÁFICO 1
EVOLUCIÓN DEL PATRIMONIO DE LOS PLANES DE PENSIONES ESPAÑOLES



Además, al comparar el patrimonio acumulado por estilos de inversión entre fondos de inversión y planes de pensiones se observa, tal y como muestra el Gráfico 2, que gran parte de los inversores de fondos de inversión se decantan por la modalidad de renta fija. Sin embargo, la mayoría de los partícipes de planes de pensiones diversifican su inversión combinando títulos de renta variable y renta fija. Ello podría deberse a que los planes de pensiones se configuran como un producto financiero de inversión a largo plazo donde la renta variable consigue mayores rentabilidades.

El importante desarrollo de los planes de pensiones y fondos de inversión ha suscitado un gran interés entre la comunidad financiera en general y entre los académicos en particular. Esto ha propiciado la aparición de numerosos trabajos, Blake (2004), Levy y Mántey (2003), Thogersen (2001), Shamsuddin (2001), Matallín y Nieto (2002) y Caporale *et al.* (2004), que tratan de explicar el papel de las instituciones de inversión colectiva en el mercado financiero y en la economía en general. Junto a estos temas, se han abordado otros relacionados con la gestión de carteras, donde la evaluación de la eficiencia de los fondos ha adquirido mayor protagonismo.

En este sentido, Sharpe (1966), Treynor y Mazuy (1966), Jensen (1968, 1972), Henriksson y Merton (1981), Bhattacharya y Pfleiderer (1983) y Grinblatt y Titman (1989) proponen diferentes medidas y modelos para evaluar los resultados de los fondos de inversión que, posteriormente, diversos autores, Coggin *et al.* (1993), Coggin (2000), Collins y Fabozzi (2000), Thomas y Tonks (2001) aplican en el análisis de la eficiencia de los fondos de pensiones. De

esta forma, dichos estudios permiten determinar si los gestores son capaces de generar riqueza para el partícipe, es decir, verificar el cumplimiento del objetivo por el que se constituye un fondo. La consecución de dicho objetivo es de especial importancia en el caso de los planes de pensiones, pues la obtención de elevados rendimientos permitirá generar riquezas para la cobertura de las contingencias de jubilación, invalidez y fallecimiento del partícipe.

GRÁFICO 2

EVOLUCIÓN DEL PATRIMONIO DE LOS PLANES DE PENSIONES Y FONDOS DE INVERSIÓN ESPAÑOLES SEGÚN EL ESTILO DE INVERSIÓN

Los Gráficos 2.1 y 2.2 muestran la evolución del patrimonio acumulado por los fondos de inversión y planes de pensiones, respectivamente, según el estilo de gestión desde 1998 hasta 2006.

Gráfico 2.1. Evolución del patrimonio de los fondos de inversión según modalidad

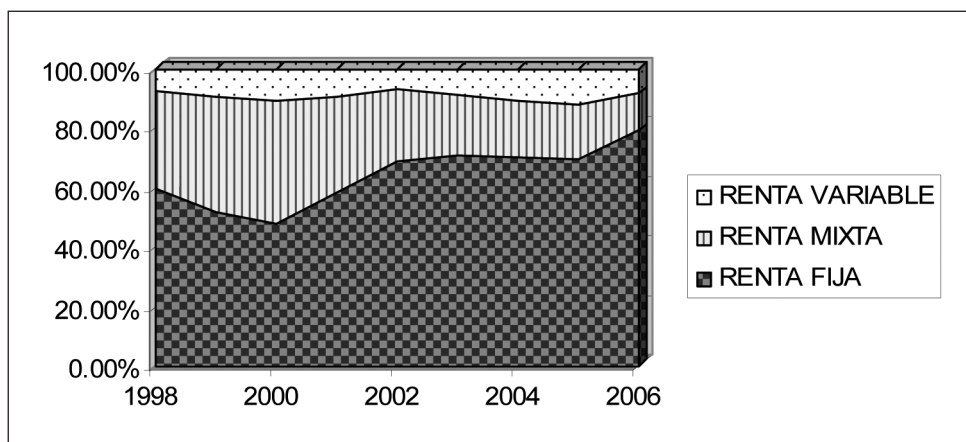
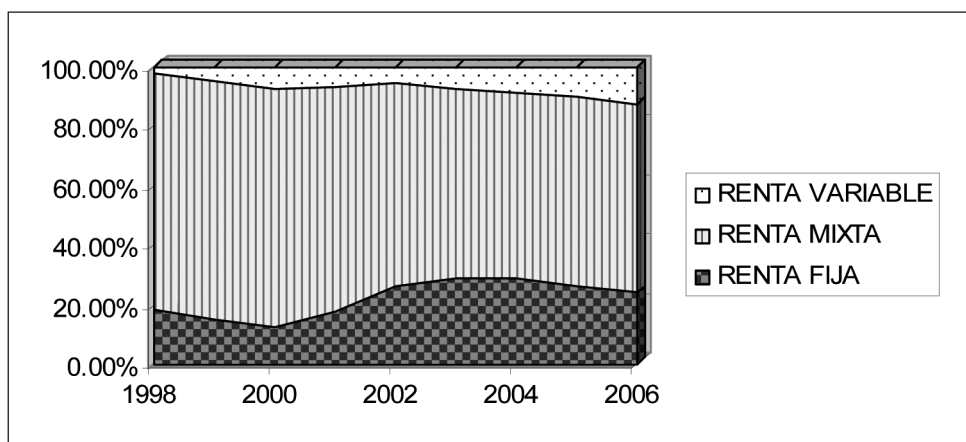


Gráfico 2.2. Evolución del patrimonio de los planes de pensiones según modalidad



Por ello, los partícipes podrían seleccionar un fondo o plan de pensiones concreto en función de los rendimientos obtenidos en el pasado, con la esperanza de que dichos resultados se mantengan en el futuro y, así, incrementar su patrimonio. No obstante, la evidencia empírica y teórica que avala dicha hipótesis es escasa, centrándose fundamentalmente en la industria de fondos de inversión del mercado norteamericano. En este sentido, Spitz (1970) y Smith (1978), pioneros en el análisis del comportamiento del inversor, examinan la relación entre los resultados obtenidos por el fondo y el incremento del patrimonio experimentado por el mismo, obteniendo evidencia empírica que avala la mencionada hipótesis.

Posteriormente, Ippolito (1992) analiza la reacción del inversor ante los resultados conseguidos por el gestor del fondo, utilizando datos de 143 fondos de inversión. Los resultados obtenidos muestran una mayor preferencia de los partícipes por aquellos fondos que fueron más eficientes en periodos anteriores, de forma que los fondos que en el pasado obtuvieron mayores rendimientos reciben entradas significativas de capital, posiblemente con la esperanza de que dichos resultados se mantengan en el futuro. Sin embargo, dichas entradas no son proporcionales a las salidas que se producen en los fondos poco eficientes, por tanto, la relación entre rendimientos pasados y variaciones monetarias del fondo es no lineal.

En la misma línea, Sirri y Tufano (1998) examinan una muestra de 690 fondos de inversión de renta variable, encontrando una relación asimétrica en las decisiones de inversión del partícipe, de forma que, los inversores adquieren participaciones de aquellos fondos más eficientes, mostrando poca sensibilidad hacia resultados pasados de fondos poco eficientes. Esta situación podría incentivar al gestor a aumentar el nivel de riesgo de su cartera cuando es poco eficiente, pues el incremento patrimonial que podría percibir mejorando el resultado del fondo es mucho mayor que la pérdida que experimentará manteniendo bajos rendimientos.

En este sentido, Chevalier y Ellison (1997) investiga el comportamiento del gestor frente al riesgo ante la demanda de los inversores, empleando para ello 3.036 fondos de inversión. Los resultados obtenidos indican que el comportamiento del inversor frente al rendimiento pasado puede generar incentivos para los gestores, que maximizarán el patrimonio administrado modificando el nivel de riesgo de sus carteras. Consistente con dicho resultado, Lynch y Musto (2003) concluyen que los gestores únicamente modifican sus estrategias de gestión tras obtener malos resultados.

Adicionalmente, diversos autores examinan el efecto que el tamaño, la antigüedad, las campañas de marketing, y los gastos soportados por el fondo ejercen en la relación demanda-rendimiento histórico. En este sentido, Sirri y Tufano (1998) y Sawicki y Finn (2002) analizan la reacción de los inversores hacia los resultados obtenidos por fondos que presentan distintas características de tamaño y antigüedad en el mercado estadounidense y australiano, respectivamente. Ambos autores coinciden al señalar que los resultados pasados constituyen un factor de mayor relevancia para aquellos fondos de menor tamaño y relativamente jóvenes. Dicho resultado es consistente con el obtenido por Chevalier y Ellison (1997) quienes examinan el comportamiento del partícipe ante los rendimientos pasados según diferentes rangos de antigüedad.

Por su parte, Sirri y Tufano (1998), Jain y Wu (2000) y Cooper *et al.* (2005) analizan el efecto que determinadas estrategias de marketing ejercen sobre las variaciones monetarias de

los fondos. Así, Sirri y Tufano (1998) y Jain y Wu (2000) concluyen que los incrementos de patrimonio están vinculados a un aumento de los gastos de marketing para anunciar buenos resultados. Sin embargo, Cooper *et al.* (2005) analiza el comportamiento del inversor ante el anuncio de un cambio de estilo de gestión del fondo, aportando evidencia empírica de un comportamiento irracional de los partícipes, que invierten influenciados por el cambio de denominación.

Sirri y Tufano (1998) y Barber *et al.* (2005), analizan también el impacto de las comisiones y gastos operativos en las variaciones monetarias de los fondos de inversión. Particularmente, Barber *et al.* (2005) demuestran que los inversores reaccionan negativamente ante un incremento de las comisiones, sin embargo, son poco sensibles a variaciones en los gastos operativos. Al analizar el efecto global de los gastos y comisiones sobre la demanda de fondos, Sirri y Tufano (1998) encuentran una relación significativamente negativa.

Los trabajos anteriormente señalados analizan la demanda de los fondos de inversión tras la obtención de rentabilidades antes de impuestos. Sin embargo, el tratamiento fiscal de la participación en fondos podría influir en la toma de decisiones del partícipe. Por ello, Bergstresser y Poterba (2002) evalúan el impacto de la imposición personal sobre la rentabilidad obtenida por los partícipes de fondos de inversión, mostrando que los fondos que soportan mayores cargas tributarias, como consecuencia de integrar en sus carteras activos que proporcionan dividendos y ganancias de capital, atraen menos partícipes que aquellos fondos con menor presión fiscal.

Si bien diversos autores se han centrado en el análisis de la relación entre los resultados y los flujos patrimoniales de los fondos de inversión, así como los efectos que las características del fondo ejercen sobre la mencionada relación, otros han examinado las consecuencias de dicha relación sobre la riqueza futura del inversor. En este sentido, Zheng (1998) analiza una muestra de 1.826 fondos de inversión, encontrando evidencia empírica de capacidad de selección de los partícipes. Sin embargo, Sapp y Tiwari (2004) mantienen, al analizar una muestra de 29.981 observaciones, que dicho efecto podría estar condicionado por el factor momentum.

Para el mercado español, Ciriaco *et al.* (2003) y Ciriaco y Santamaría (2005) analizan el comportamiento del inversor ante la rentabilidad pasada del fondo, obteniendo resultados consistentes con la literatura internacional previa. Adicionalmente, Ciriaco *et al.* (2003) analizan la capacidad de los partícipes para predecir los resultados futuros de los fondos, no encontrando evidencia empírica que respalde la hipótesis de Gruber (1996) y Zheng (1998).

Mientras la industria de los fondos de inversión ha despertado un gran interés entre los académicos, la industria de los fondos de pensiones se ha mantenido en un segundo plano, a pesar que, a nivel mundial, ambas instituciones acumulan grandes volúmenes de patrimonio muy similares. La razón fundamental de la escasez de trabajos podría deberse a la dificultad de acceder a bases de datos con información fiable. No obstante, esta situación se ha visto mejorada con los recientes criterios de transparencia establecidos en la mencionada industria, lo que ha favorecido la creación de bases de datos con información veraz y, ha incentivado el estudio de los fondos de pensiones desde la perspectiva del comportamiento del inversor.

En este sentido, Del Guercio y Tkac (2002) comparan el comportamiento del inversor de fondos de pensiones con el de fondos de inversión utilizando una muestra integrada por

2.462 gestores de fondos de pensiones y 2.677 gestores de fondos de inversión del mercado estadounidense. Los resultados obtenidos muestran dos tipos distintos de clientes que reaccionan de forma diferente ante el rendimiento y el riesgo. A nivel nacional, no tenemos constancia de la existencia de estudios similares que analicen el comportamiento del inversor de fondos de pensiones ante la información proporcionada por el mercado, así como las consecuencias de dicho comportamiento sobre el patrimonio acumulado.

La literatura previa comentada anteriormente pone de manifiesto la importancia de profundizar en el análisis del comportamiento del inversor, pues la reacción del partícipe ante determinados factores podría explicar los movimientos del patrimonio administrado por la entidad gestora e influir en las estrategias de gestión implantadas. Por ello, nuestro trabajo pretende aportar mayor evidencia empírica en el mercado español abordando, desde una perspectiva del comportamiento del inversor, el análisis de los factores que inducen al partícipe a seleccionar un plan de pensiones concreto.

De este modo, en primer lugar realizamos un análisis univariante que nos permitirá determinar si la rentabilidad pasada obtenida por el plan de pensiones influye en las variaciones monetarias del patrimonio del plan, y predice los rendimientos futuros, aplicando la metodología propuesta por Grinblatt y Titman (1993), Zheng (1999) y Ciriaco *et al.* (2003) para los fondos de inversión. Tras evaluar la implicación de dicha variable en la selección de un plan de pensiones concreto, efectuaremos un análisis multivariante implantando la metodología desarrollada por Sirri y Tufano (1998) al objeto de establecer la importancia de otras variables en el proceso de selección de un plan de pensiones concreto.

Así, dicha propuesta difiere del trabajo desarrollado por Del Guercio y Tkac (2002) en diferentes aspectos. En primer lugar, Del Guercio y Tkac (2002) analizan el mercado de los planes de pensiones de la modalidad de empleo, mientras en el estudio que se propone tomamos datos de planes de pensiones pertenecientes a la modalidad individual. Esto puede tener importantes implicaciones en los resultados obtenidos, pues el funcionamiento de los planes de pensiones de empleo difiere del de los planes individuales⁽¹⁾.

En segundo lugar, los autores anteriormente comentados centran sus investigaciones en un estilo de gestión concreto, renta variable, a diferencia del presente trabajo cuya muestra integra planes de pensiones individuales pertenecientes a diferentes categorías. Esto aporta mayor valor a nuestro trabajo, pues nos permitirá apreciar diferencias entre el comportamiento de partícipes de planes de pensiones según el estilo de gestión del mismo. En tercer lugar, Del Guercio y Tkac (2002) toman como unidad de análisis la entidad gestora frente al plan de pensiones, utilizado en el presente trabajo, lo que puede influir en los resultados obtenidos.

En cuarto lugar, el estudio previo realiza sus investigaciones sobre fondos de pensiones del mercado estadounidense, caracterizado por ser un mercado consolidado y de gran volumen, cuya experiencia en el sector de las pensiones privadas se remonta al año 1800. En cambio, nuestro trabajo se centra en el mercado de los planes de pensiones españoles, de reducido volumen, y demanda creciente, cuya tradición en el sector de las pensiones pri-

(1) Los planes de pensiones de empleo pueden ser tanto de contribución definida como de prestación definida, mientras la normativa vigente española, en materia de planes y fondos de pensiones, únicamente permite que los planes de pensiones individuales sean de aportación definida, por lo que la gestión del patrimonio de estos fondos podría ser similar a la de los fondos de inversión.

vadas es relativamente reciente, pues dicha figura surge por primera vez en el año 1988. Esto aporta evidencia empírica sobre el comportamiento de determinadas variables en un mercado en fase de desarrollo.

En quinto lugar, la investigación previa en el segmento de los fondos de pensiones utiliza metodologías basadas en datos de panel que presupone observaciones independientes. De esta forma, si el mencionado supuesto de independencia de las observaciones no se cumple, la técnica pool podría subestimar los errores estándar y, por consiguiente, sobreestimar los valores del estadístico *t*. Por ello, en el presente trabajo adoptamos, además de la medida GT de Grinblatt y Titman (1993), la técnica desarrollada por Fama y MacBeth (1973), pues según Sirri y Tufano (1998) produce estimaciones más eficientes.

Dicho estudio puede ser de gran relevancia por diferentes razones. En primer lugar, desde la perspectiva del comportamiento del inversor, proporciona información sobre la reacción del partícipe ante cambios en las condiciones del mercado y su trascendencia en las variaciones monetarias del plan. Esto puede resultar especialmente valioso para la entidad gestora dadas las repercusiones que pueden tener las mencionadas variaciones sobre la remuneración⁽²⁾ que perciben, y sobre la gestión del fondo⁽³⁾. En segundo lugar, nos permitirá profundizar en el estudio del comportamiento de la entidad gestora y determinar en qué medida se crean incentivos para establecer o modificar las diferentes estrategias de negociación.

De este modo, el presente trabajo está organizado como sigue: tras la introducción, examinamos las fuentes de obtención de los datos y definimos las variables objeto de estudio. Posteriormente, describimos la metodología utilizada y mostramos los resultados obtenidos. Finalmente presentamos las conclusiones alcanzadas y las referencias bibliográficas.

2. DATOS

Para la ejecución de los diferentes análisis propuestos empleamos una base de datos que integra una muestra de 289 planes de pensiones individuales para los que disponemos de datos relativos a valores liquidativos, cuenta de posición mensual de final de cada mes, además de la modalidad a la que pertenece cada plan desde abril de 2001 hasta noviembre de 2006, obtenidos de la Asociación de Instituciones de Inversión Colectiva y Fondos de Pensiones (INVERCO).

Adicionalmente, hemos obtenido la fecha de constitución del plan, la entidad gestora y depositaria facilitada por la Dirección General de Seguros y Fondos de Pensiones (DGSFP). Para aquellas series temporales que carecían de algún dato referente a la cuenta de posición y al valor liquidativo, se ha completado incluyendo, como *proxy*, el valor de la observación inmediatamente anterior en el tiempo. Por el contrario, hemos eliminado de la muestra aquellos planes de pensiones para los que faltaban diversos datos consecutivos al objeto de

(2) La remuneración que perciben las entidades gestoras españolas es, por imperativo legal, un porcentaje del patrimonio gestionado, constituyendo las variaciones monetarias del plan una parte implícita del mismo. De modo que, un incremento en las cuentas de posición del plan de pensiones podría obtenerse a través de una gestión eficiente que permita alcanzar resultados positivos, y/o mediante la realización de aportaciones por parte del partícipe, lo que generaría un incremento en la remuneración de la entidad gestora en términos absolutos.

(3) Las variaciones monetarias pueden influir en los resultados obtenidos por el fondo, pues la entrada inesperada de flujos podría incrementar los niveles de dinero en efectivo o *cash flow* y afectar la exposición en el mercado.

aumentar la precisión de las pruebas metodológicas. De este modo, disponemos de una muestra completa, en el sentido de que únicamente contiene aquellos planes de pensiones que disponen de toda la información en la fecha considerada. También se ha excluido de la muestra los *outliers*, así se ha prescindido de los datos correspondientes a los meses de diciembre, pues durante dichos meses la tasa de crecimiento del patrimonio de los planes supera el 600%, tal y como muestra el Gráfico 3.

GRÁFICO 3

EVOLUCIÓN DE LAS VARIACIONES MONETARIAS DEL PATRIMONIO DE LOS PLANES DE PENSIONES

El Gráfico 3.1 muestra la evolución de las variaciones monetarias medias mensuales de los planes de pensiones desde junio de 2002 hasta noviembre de 2006. Por otra parte, el Gráfico 3.2 muestra la evolución de las variaciones monetarias medias mensuales de los planes de pensiones de la modalidad de renta variable, renta fija y mixtos, respectivamente, considerando el mismo periodo.

Gráfico 3.1. Evolución de las variaciones monetarias con datos agregados

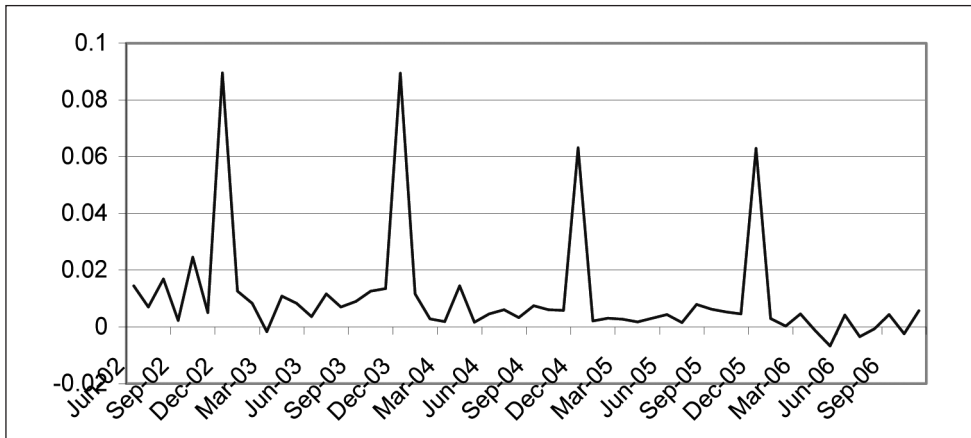
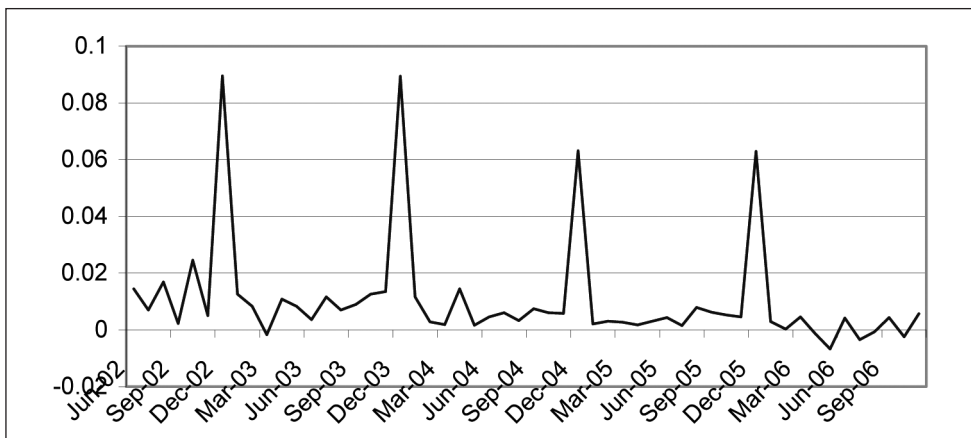


Gráfico 3.2. Evolución de las variaciones monetarias según modalidad de inversión



Así, creemos que una parte de las aportaciones que realizan los partícipes durante los meses de diciembre podrían deberse a estrategias de marketing agresivas o producirse por motivos fiscales. Por ello, sería conveniente realizar un análisis exclusivo de los meses de

diciembre bien a través de otra metodología o bien cuando se disponga de una serie temporal más amplia que permita la obtención de resultados consistentes.

La eliminación de determinadas observaciones, en la muestra considerada, podría originar diferentes sesgos. Así, podría existir sesgo de supervivencia o *survivorship bias*, pues según señala Brown *et al.* (1997) éste podría producirse por no considerar en la muestra las carteras que se han disuelto o bien excluir por cuestiones metodológicas fondos existentes en el periodo considerado. Carhart (1997) diferencia entre los dos efectos refiriéndose a este último como *look-ahead bias*. Además, la muestra también podría presentar sesgo de selección o *selection bias*, ocasionado por eliminar aquellos planes que carecen de observaciones en alguna de las variables explicativas consideradas.

Dichos sesgos podrían condicionar los resultados obtenidos en nuestro análisis. No obstante, Del Guercio y Tkac (2002) han confirmado que el sesgo de supervivencia o *survivorship bias* no afecta a las inferencias realizadas en la relación entre las variaciones monetarias y los resultados obtenidos por la gestora. Dicha evidencia es consistente con los resultados obtenidos por Sirri y Tufano (1998), Chevalier y Ellison (1997) y Goetzmann y Peles (1997) en la industria de los fondos de inversión.

3. METODOLOGÍA Y RESULTADOS

Previo al análisis que nos permita analizar la sensibilidad del partícipe ante los rendimientos históricos de los planes de pensiones, se ha considerado conveniente realizar un análisis descriptivo de las variables objeto de estudio, resumido en el Tabla I. Cabe resaltar que para cada variable considerada pueden existir importantes diferencias a través de la muestra de planes. Así, existe un importante número de planes de pensiones que combinan títulos de renta fija y renta variable, mientras el número de planes que ha optado por incluir en sus carteras únicamente activos de renta fija o mayoritariamente títulos de renta variable es reducido, 47 y 55 planes, respectivamente.

A su vez, los bancos comercializan el 54,55% de los planes de renta variable y el 57,45% de los planes de renta fija, mientras las cajas custodian los activos de 55,08% planes de pensiones de renta mixta. Sin embargo, los bancos captan mayores cuantías en concepto de aportaciones en planes de pensiones de las modalidades de renta variable y mixta.

Con relación al tamaño, existe una amplia diversidad en cuanto al patrimonio acumulado, así la cuenta de posición del plan más pequeño se sitúa en 1.000 euros, mientras el plan de pensiones más grande alcanza la cifra de 2.638 millones de euros, ambos pertenecientes a la categoría de renta variable. No obstante si consideramos el tamaño medio de los planes de las diferentes categorías observamos que el promedio del patrimonio por plan asciende a 21 millones de euros para los de renta variable (RV), 70 millones en el caso de renta fija (RF) y 59 millones en el caso de planes mixtos (RM).

Además, la variable que mide la antigüedad del plan oscila entre 1,16 y 17,96 años siendo la duración media de 9,08 años. Asimismo, la antigüedad media del plan según la tipología abarca desde los 5,74 años aproximadamente de los planes de pensiones de renta variable (RV) hasta los 9,97 años de los de renta mixta (RM).

Dada la evolución de los mercados financieros, existen diferencias relevantes entre las rentabilidades medias de las diferentes categorías de planes de pensiones individuales. Así,

mientras los planes de pensiones de renta fija (RF) obtienen rentabilidades medias en torno al 1,95%, los planes de pensiones de renta variable (RV) alcanzan el 4,26%, presentando una mayor variabilidad como muestran los datos correspondientes a la variable volatilidad.

TABLA I
ANÁLISIS DESCRIPTIVO DE LAS VARIABLES

La siguiente tabla muestra un análisis descriptivo de las variables objeto de estudio a lo largo del periodo considerado. Para cada una de las variables informamos del valor promedio a lo largo del periodo, valor máximo y mínimo y la mediana.

<i>Variables</i>		<i>RV</i>	<i>RM</i>	<i>RF</i>
N.º Planes		55	187	47
Entidad Depositaria	Banco	30	84	27
	Caja	25	103	20
Variaciones monetarias	Media	0,02	0,01	0,01
	Máximo	2,83	0,88	0,69
	Mínimo	-0,69	-0,87	-0,38
	Mediana	0,01	0,00	0,00
Rentabilidad	Media	4,26%	2,99%	1,95%
	Máximo	59,32%	33,97%	11,57%
	Mínimo	-51,89%	-31,78%	-8,82%
	Mediana	9,42%	4,28%	1,80%
Patrimonio*	Media	21.429,31	58.683,91	70.123,36
	Máximo	269.322,00	2.638.136,00	755.296,00
	Mínimo	8,00	1,00	130,00
	Mediana	8.675,00	11.108,00	19.193,50
Antigüedad	Media	5,74	9,97	9,44
	Máximo	17,88	17,96	17,94
	Mínimo	1,20	1,35	1,17
	Mediana	5,47	8,36	8,58
Volatilidad	Media	0,04	0,02	0,00
	Máximo	0,13	0,09	0,04
	Mínimo	0,01	0,00	0,00
	Mediana	0,03	0,01	0,00

* Tamaño expresado en miles de euros.

En este sentido, los planes de pensiones que integran en sus carteras títulos de renta variable presentan una volatilidad media del 0,0382, mientras la desviación típica de los planes de renta fija es más reducida situándose en torno al 0,0033.

Otra variable que podría ser relevante para un partícipe en su decisión de invertir en un plan de pensiones es la reducción fiscal derivada de las aportaciones a planes de pensiones en la declaración del IRPF a lo largo del periodo objeto de estudio. Sin embargo, no disponemos de dicho dato. No obstante, se ha analizado el impacto de la aprobación del Real Decreto 304/2004, de 20 de febrero, por el que entra en vigor el nuevo reglamento de los planes y fondos de pensiones, sobre la demanda de los planes de pensiones. Para ello, se ha implantado la prueba de Chow obteniendo una razón F ($F = 0,64$) que no excede el valor crítico $F_{(4,46)}$ de la tabla de distribución a un 5% de significancia. Por tanto, la prueba de Chow demuestra que no existe un cambio estructural durante el periodo analizado.

Así pues, tras una breve descripción de las variables que componen la muestra, procederemos a analizar la influencia de la rentabilidad pasada en el proceso de selección de un plan de pensiones concreto. De este modo, la literatura previa señala que, un inversor racional, que desea invertir en un plan de pensiones, debería considerar la adecuación de las características de cada plan a sus objetivos de jubilación, y valorar la capacidad del plan para generar exceso de rentabilidad. En este sentido, Sirri y Tufano (1998), Ciriaco y Santamaría (2005) y Del Guercio y Tkac (2002) han encontrado una fuerte correlación entre los rendimientos pasados y las variaciones monetarias del patrimonio de los fondos. Esto indica que los inversores podrían formular sus expectativas de rendimiento futuro tomando como referencia la rentabilidad pasada, de forma que, realizarían aportaciones y trasposos desde aquellos planes poco eficientes hacia los que han obtenido buenos resultados, esperando que éstos se mantengan.

3.1. ANÁLISIS DE PERSISTENCIA DE RESULTADOS Y HABILIDAD DE SELECCIÓN DE LOS PARTICÍPE

Para contrastar la hipótesis de que los partícipes toman sus decisiones de inversión basándose en la posible persistencia de los resultados, aplicaremos un análisis univariante, adaptando la medida GT propuesta por Grinblatt y Titman (1993) siguiendo las recomendaciones de Zheng (1999) y Ciriaco *et al.* (2003). Así, Grinblatt y Titman (1993) aplican el mencionado estadístico en la evaluación de la eficiencia en la gestión de los fondos de inversión obteniendo estimadores sesgados⁽⁴⁾. Posteriormente, Zheng (1999) aplica el estadístico GT para contrastar la hipótesis de existencia de habilidad de selección de los partícipes, realizando inferencias sobre la serie temporal de los valores estimados de la medida GT con el objetivo de atenuar los sesgos producidos por la medida original.

Sin embargo, tal y como señalan Ciriaco *et al.* (2003) la adaptación propuesta por Zheng (1999) podría presentar un defecto de medición al considerar la revalorización del fondo como nuevas entradas de dinero o movilizaciones de derechos consolidados. Para superar dicha dificultad, Ciriaco *et al.* (2003) plantean una pequeña modificación de la medida GT que permite aislar los movimientos monetarios originados por nuevas aportaciones o trasposos entre planes. La nueva medida, denominada GT «rentabilidad-patrimonio» (GTRP), presenta la siguiente expresión:

$$GTRP_t = \sum_{j=1}^N R_{j,t-1} (W_{j,t}^* - W_{j,t-1}^*) \quad (1)$$

donde $R_{j,t-1}$ representa la rentabilidad del plan j en el periodo anterior, $W_{j,t}^*$ es la ponderación del patrimonio del plan j en el periodo t , corregido por la posible revalorización o depreciación del plan, dado que $P_{j,t}^* = P_{j,t}$ si $t = 0$ y $P_{j,t}^* = P_{j,t-1}^* + P_{j,t} - P_{j,t-1}^* (1 + R_{j,t}^{(12)})$ si $t > 0$, donde es el patrimonio neto total del plan j en el periodo t .

El estadístico $GTRP$ estima la covarianza entre el peso ponderado de las entradas y movilizaciones del patrimonio de un fondo particular y su rentabilidad pasada. De este modo, si un partícipe selecciona un plan en función de los resultados pasados, el valor del estadístico $GTRP_t$ será positivo y convergerá a la covarianza, suponiendo que las ponderaciones de

(4) Para un mayor detalle de estos problemas puede verse Marín y Rubio (2001).

entradas de patrimonio no están correlacionadas con la rentabilidad pasada. Así, bajo la hipótesis nula de no relación entre los resultados pasados y las variaciones monetarias actuales de los planes de pensiones, los GTRPt no presentarán correlación serial y su media será cero.

El Tabla II recoge los resultados obtenidos al aplicar el estadístico GTRPt. Dichos resultados indican la existencia de una correlación significativamente positiva entre las rentabilidades pasadas y los flujos netos actuales de los planes de pensiones, por tanto, los partícipes de planes de pensiones realizan aportaciones y trasposos desde los planes de pensiones que han obtenido bajos rendimientos pasados hacia aquellos que han obtenido una elevada rentabilidad pasada, posiblemente con la esperanza de que dichos resultados se mantengan en el futuro.

TABLA II

PRUEBA GTRPt DE LA RELACIÓN ENTRE LA RENTABILIDAD HISTÓRICA Y LAS VARIACIONES MONETARIAS DE LOS PLANES DE PENSIONES

La siguiente tabla muestra las estimaciones t-student ($H_0: \mu = 0$) sobre una serie temporal de estimaciones obtenidas al aplicar la medida $GTRP_t$ sobre el conjunto de datos y diferenciando entre categorías. De este modo, las columnas centrales muestran los resultados obtenidos considerando el año natural, mientras la última columna indica los resultados obtenidos al aplicar el estadístico sobre el periodo completo. Así mismo, la última fila exhibe los resultados obtenidos para el conjunto de planes, mientras en las filas centrales diferenciamos según la modalidad de plan de pensiones, de forma que RF integrará planes de pensiones de renta fija a corto y largo plazo, RM incluyen planes de pensiones cuyas carteras integran hasta un 75% de activos de renta variable, y RV contendrá aquellos planes de pensiones cuyas carteras están compuestas por más de un 75% en activos de renta variable.

Planes/Periodo	2002	2003	2004	2005	2006	Total
RF	6.998***	-1.021	0.292	1.359	3.145**	2.566**
RM	1.185	0.272	2.732**	1.591	2.012*	2.697*
RV	1.563	1.251	-0.105	0.332	1.174	1.820**
Total	1.736	0.983	0.255	0.546	1.893*	2.263**

***, **, * indica un nivel de significatividad del 1%, 5% y 10%, respectivamente.

Dicha relación la observamos también al realizar el análisis por categorías de inversión. Por tanto, la evidencia muestra que las variaciones monetarias de las cuentas de posición de un plan de pensiones están influenciadas por los resultados pasados obtenidos por el mismo. Estos resultados son consistentes con la evidencia empírica previa aportada por Ciriaco *et al.* (2003) y Ciriaco y Santamaría (2005) en la industria de los fondos de inversión españoles.

Tras comprobar que los partícipes basan sus decisiones de inversión en la posible persistencia de los resultados, examinaremos la idoneidad de dicho factor como referente de los resultados futuros. De este modo, para contrastar la existencia de habilidad de selección por parte de los inversores aplicaremos el estadístico GTP, variante propuesta por Ciriaco *et al.* (2003) de la medida GT de Grinblatt y Titman (1993), cuya expresión es la siguiente:

$$GTP_t = \sum_{j=1}^N R_{j,t+1} (W_{j,t}^* - W_{j,t-1}^*) \tag{2}$$

donde $R_{j,t+1}$ representa la rentabilidad del plan j en el periodo posterior, $W_{j,t}^*$ es la ponderación del patrimonio del plan j en el periodo t , corregido por la posible revalorización o

depreciación del plan, dado que $P_{j,t}^* = P_{j,t}$ si $t = 0$ y $P_{j,t}^* = P_{j,t-1}^* + P_{j,t} - P_{j,t-1} (1 + R)$ si $t > 0$, donde $P_{j,t}$ es el patrimonio neto total del plan j en el periodo t . Los resultados obtenidos al aplicar el estadístico GTP_t sobre el conjunto de datos de rentabilidad y patrimonio mensual no muestran que los partícipes sean capaces de prever las rentabilidades futuras.

Sin embargo, al implantar dicho contraste sobre distintas categorías de inversión encontramos una relación significativamente positiva entre los flujos monetarios de los planes de pensiones de renta fija y los resultados futuros, tal y como muestra el Tabla III. Por tanto, los partícipes con preferencias más conservadoras poseen habilidades para anticipar los resultados de los planes, de forma que realizarán trasposos desde aquellos planes que obtuvieron malos resultados en el pasado hacia aquellos planes que en el futuro resultarán más eficientes. Además, dicho resultado podría indicar existencia de persistencia en los resultados obtenidos por la entidad gestora de planes de pensiones de renta fija. En el resto de categorías los resultados no muestran habilidades de selección por parte de los inversores.

TABLA III

PRUEBA GTP DE LA RELACIÓN ENTRE LA RENTABILIDAD FUTURA Y LAS VARIACIONES MONETARIAS DE LOS PLANES DE PENSIONES

La siguiente tabla muestra el estadístico t-student ($H_0: \mu = 0$) sobre una serie temporal de estimaciones obtenidas al aplicar la medida GTP sobre el conjunto de datos y diferenciando entre categorías. De este modo, las columnas centrales muestran los resultados obtenidos considerando el año natural, mientras la última columna indica los resultados obtenidos al aplicar el estadístico sobre el periodo completo. Así mismo, la última fila exhibe los resultados obtenidos para el conjunto de planes, mientras en las filas centrales diferenciamos según la modalidad de plan de pensiones, RF integrará planes de pensiones de renta fija a corto y largo plazo, RM incluyen planes de pensiones cuyas carteras integra hasta un 75% de activos de renta variable y RV contendrá aquellos planes de pensiones cuyas carteras están compuestas por más de un 75% en activos de renta variable.

Planes/Periodo	2002	2003	2004	2005	2006	Total
RF	3.412***	-2.289**	0.317	1.225	2.865**	2.122**
RM	0.012	0.051	2.920**	1.095	1.828	1.582
RV	-0.173	1.090	0.775	0.408	-0.147	0.617
Total	-0.079	0.715	1.169	0.562	0.261	0.942

***, **, * indica un nivel de significatividad del 1%, 5% y 10%, respectivamente.

3.2. ANÁLISIS DE LA RELACIÓN ENTRE VARIACIONES PATRIMONIALES Y RENTABILIDAD PASADA

La evidencia empírica aportada al implantar un análisis univariante muestra que los partícipes toman sus decisiones de inversión atendiendo a las rentabilidades pasadas, con la esperanza de que los buenos resultados se mantengan en el futuro. Dicho resultado es consistente con las conclusiones alcanzadas por Ippolito (1992), Gruber (1996), Chevalier y Ellison (1997), Goetzmann y Peles (1997), Sirri y Tufano (1998), Jain y Wu (2000), Nanda et al. (2004), Barber *et al.* (2005), Muga *et al.* (2007), Ciriaco *et al.* (2003), Ciriaco y Santamaría (2005) y Del Guercio y Tkac (2002).

No obstante, los inversores podrían considerar otros factores en la elección de un plan de pensiones concreto. Así, para determinar la influencia de otras variables en las variaciones monetarias de los planes de pensiones realizaremos un análisis multivariante similar al propuesto por Sirri y Tufano (1998) consistente en un análisis de regresión, donde la variable dependiente $FLOW_{i,t}$ representa la tasa de crecimiento del patrimonio del plan de pensiones i durante el mes t . Dicha variable la obtendremos aplicando un procedimiento

estándar de la literatura, empleado a su vez por Patel et al. (1994), Chevalier y Ellison (1997), Sirri y Tufano (1998), Jain y Wu (2000), Del Guercio y Tkac (2002), y Muga *et al.* (2007), tal y como se recoge en (3):

$$FLOW_{it} = \frac{TNA_{it} - TNA_{i,t-1}(1 + R_{it}^{(12)})}{TNA_{i,t-1}} \quad (3)$$

Donde TNA_{it} es el patrimonio neto total del plan i en el mes t , y R_{it} refleja la rentabilidad del plan i en el periodo t . $FLOW_{it}$ representa el incremento porcentual del patrimonio del plan i durante el mes t , originado por nuevas entradas monetarias, descontando el volumen obtenido de la gestión del patrimonio acumulado en el periodo anterior. La variable $FLOW_{it}$ constituye una medida conservadora de las entradas a un plan de pensiones. Implícitamente asume que las variaciones monetarias se producen al final de cada mes y que los dividendos son reinvertidos en el mismo plan. Si bien, Sirri y Tufano (1998) muestran que los resultados de su análisis no son sensibles a este supuesto.

Así mismo, como variables explicativas hemos considerado la antigüedad del plan, la rentabilidad, el riesgo, el tamaño del plan y la naturaleza jurídica de la entidad depositaria, comentadas en el Tabla IV. En este sentido, una parte importante de la literatura dentro del segmento de los fondos de inversión, Ippolito (1992), Gruber (1996), Chevalier y Ellison (1997), Goetzmann y Peles (1997), Sirri y Tufano (1998), Jain y Wu (2000), Nanda *et al.* (2004), Barber *et al.* (2005), Muga *et al.* (2007), y Ciriaco *et al.* (2003), Ciriaco y Santamaría (2005) y particularmente, para el mercado de los fondos de pensiones, Del Guercio y Tkac (2002), encuentran evidencia empírica que pone de manifiesto la existencia de una relación directa entre los resultados pasados obtenidos por el fondo y las variaciones monetarias que experimenta el mismo.

Para examinar dicha relación incorporamos la variable explicativa rentabilidad anual para cada mes ($RENT_{i,t-1}$) calculada a partir del valor liquidativo de final de cada mes de los diferentes planes de pensiones⁽⁵⁾, pues, constituye la única medida de resultados pública y disponible para el consumidor individual español durante el periodo considerado. A su vez, la variación temporal de la rentabilidad del plan podría influir en la selección del mismo. Así, Ippolito (1992) y Sirri y Tufano (1998) encuentran que la volatilidad ejerce un impacto marginal sobre los flujos de los fondos de inversión. Implementando su método incluiremos la desviación típica anualizada de las rentabilidades mensuales sobre el año anterior ($Sd_{i,t-1}$) al objeto de determinar si dicho efecto se produce en los planes de pensiones.

Estudios empíricos internacionales, Chevalier y Ellison (1997) y Roston (1996) exponen que el comportamiento de los fondos de inversión varía en función de la experiencia del mismo. A su vez, Chevalier y Ellison (1997), Bergstresser y Poterba (2002) y Del Guercio y Tkac (2002) indican que la antigüedad del fondo influye negativamente en su tasa de crecimiento. Por ello, para medir el efecto que puede producir la antigüedad del plan en las varia-

(5) Trabajos previos, Ippolito (1992), Patel *et al.* (1994), Roston (1996), Goetzmann y Peles (1997), Gruber (1996), Jain y Wu (2000) y Sirri y Tufano (1998) emplean la rentabilidad bruta y/o el exceso de rentabilidad sobre el tipo de interés del activo libre de riesgo o algún índice de mercado. Por otra parte, otros autores, Ippolito (1992), Patel *et al.* (1994), Gruber (1996), Jain y Wu (2000), Del Guercio y Tkac (2002), Lynch y Musto (2003) y Nanda *et al.* (2004) emplean medidas más sofisticadas basadas en la performance ajustada al riesgo según el Alfa de Jensen, el Alfa de Jensen multifactor o el Alfa dinámica.

ciones monetarias del mismo emplearemos la variable ANT_t , medida como el logaritmo neperiano del número de años transcurridos desde que se creo el plan.

TABLA IV
DEFINICIÓN DE LAS VARIABLES

VARIABLES	DESCRIPCIÓN
$FLOW_{i,t}$	Variación del patrimonio del plan i en el momento t .
$Rent_{i,t-1}$	Rentabilidad anual correspondiente al plan i en el momento anterior.
$Sd_{i,t-1}$	Desviación típica mensual de la rentabilidad anual del plan i en momento $t-1$.
$LPAT_{i,t-1}$	Logaritmo neperiano del patrimonio acumulado por el plan i en el momento $t-1$.
ANT_i	Logaritmo neperiano del número de años transcurridos desde el momento en que se creo el plan hasta abril de 2005.
$Depba_i$	Variable <i>dummy</i> que toma valor 1 si el plan lo comercializa un Banco y 0 si lo comercializa una Caja de Ahorros o una Cooperativa de Crédito.
$Depca_i$	Variable <i>dummy</i> que toma valor 1 si el plan lo comercializa una Caja y 0 si lo comercializa un Banco.
D_1	Variable <i>dummy</i> que toman valor 1 si la rentabilidad obtenida por el plan i en el mes anterior pertenece al quintil de mayor rentabilidad, y 0 en caso contrario
D_2	Variable <i>dummy</i> que toman valor 1 si la rentabilidad obtenida por el plan i en el mes anterior pertenece a los quintiles medios, y 0 en caso contrario
D_3	Variable <i>dummy</i> que toman valor 1 si la rentabilidad obtenida por el plan i en el mes anterior pertenece al quintil de menor rentabilidad, y 0 en caso contrario
$Younger_i$	Variable <i>dummy</i> que toma valor 1 cuando el plan i pertenece a la categoría de planes de pensiones comercializados durante un periodo inferior a cuatro años y medio y 0 en caso contrario.
$Older_i$	Variable <i>dummy</i> que toma valor 1 cuando el plan i pertenece a la categoría de planes de pensiones comercializados durante un periodo igual o superior a cuatro años y medio y 0 en caso contrario.
Sm_i	Variable <i>dummy</i> que toma valor 1 cuando el plan i acumula un patrimonio inferior a 50 millones de euros y 0 en caso contrario.
Lg_i	Variable <i>dummy</i> que toma valor 1 cuando el plan i acumula un volumen patrimonial igual o superior a 50 millones de euros y 0 en caso contrario.

Al igual que Chevalier y Ellison (1997), Sirri y Tufano (1998), Del Guercio y Tkac (2002) y Muga *et al.* (2007) emplearemos como variable de control el tamaño del plan, pues nos permite comprobar si los planes de pensiones más importantes en cuanto a tamaño presentan mayores dificultades de crecimiento que aquellos que acumulan pequeños patrimonios. De este modo, la variable $LPAT_{i,t-1}$ representará el patrimonio del plan i en el periodo previo, medida como el logaritmo neperiano del patrimonio neto del plan i en el periodo $t-1$.

También se han incluido unas variables *dummy* que introducen en el análisis el tipo de entidad depositaria que comercializa el plan (DEPBA y DEPCA). De esta forma, podríamos esperar, según los argumentos aportados por Chevalier y Ellison (1997) y Sirri y Tufano (1998), que los planes de pensiones cuyo patrimonio lo custodia un banco experimenten crecimientos medios de patrimonio menores que los planes cuyo patrimonio lo custodian cajas, pues éstos custodian un volumen de patrimonio significativamente mayor a lo largo del periodo considerado.

De este modo, el modelo a estimar será el siguiente:

$$FLOW_{i,t} = \alpha_1 Rent_{i,t-1} + \alpha_2 Sd_{i,t-1} + \alpha_3 ANT_i + \alpha_4 LPAT_{i,t-1} + \alpha_5 Depba_i + \alpha_6 Depca_i + \mu_{i,t} \quad (4)$$

Dicho modelo se estimará adoptando la técnica de Fama y MacBeth (1973), utilizada en la literatura de fondos de inversión por Sirri y Tufano (1998), Sawicki (2001) y Shu *et al.* (2002). De este modo, en un primer paso analizaremos cada observación mensual de forma aislada implantando la técnica de mínimos cuadrados ordinarios, para posteriormente, calcular la media y el estadístico t de la media de los coeficientes mensuales estimados anteriormente.

El Tabla V muestra los resultados obtenidos al estimar el modelo [4] sobre las muestras integradas por planes de pensiones de la modalidad de renta fija, renta mixta y renta variable, respectivamente. Así, como podemos observar, la evidencia empírica obtenida pone de manifiesto la existencia de una relación positiva y significativa entre las variaciones monetarias de los planes de pensiones de renta fija y mixta y el volumen de patrimonio acumulado. De este modo, los planes de gran tamaño presentan una tasa de crecimiento mayor que aquellos que acumulan pequeños volúmenes de patrimonio. Este resultado es consistente con el obtenido por Barber *et al.* (2005) al analizar una muestra de fondos de inversión que acumulan un gran patrimonio. Sin embargo, discrepa con los obtenidos por Chevalier y Ellison (1997), Sirri y Tufano (1998), Bergstresser y Poterba (2002) y Del Guercio y Tkac (2002) lo que podría deberse al diferente estado de desarrollo en que se encuentran los distintos mercados analizados.

TABLA V
ANÁLISIS DEL EFECTO DE DETERMINADAS VARIABLES EN LAS VARIACIONES MONETARIAS DE LOS PLANES DE PENSIONES DESDE 2002 A 2006

La siguiente tabla muestra los coeficientes medios obtenidos al estimar el modelo (4) aplicando la técnica de mínimos cuadrados ordinarios sobre datos de corte transversal relativos a variaciones patrimoniales del plan y características del mismo, desde junio de 2002 hasta noviembre de 2006, como en Fama y MacBeth (1973). La variable dependiente representa la tasa de crecimiento de nuevas entradas de dinero ($FLOW_{i,t}$). Las variables independientes incluyen: la rentabilidad anual del plan i en el momento $t-1$ ($Rent_{i,t-1}$), el logaritmo neperiano del patrimonio acumulado por el plan i en el periodo anterior ($LPAT_{i,t-1}$), el logaritmo neperiano de la antigüedad del plan i (ANT), la desviación mensual anualizada del periodo anterior, la rentabilidad anual del plan i en el mes anterior ($Sd_{i,t-1}$) y variables *dummy* que indican si el plan i lo comercializa un banco o una caja ($Depba$, $Depca$).

$$FLOW_{i,t} = \alpha_1 Rent_{i,t-1} + \alpha_2 Sd_{i,t-1} + \alpha_3 ANT_i + \alpha_4 LPAT_{i,t-1} + \alpha_5 Depba_i + \alpha_6 Depca_i \quad (4)$$

VARIABLES	RV	RM	RF
RETURN	0,0720 *	0,1160 *	0,3695 ***
Sd	-0,4503	-0,1011	-0,4900
ANT	-0,0207 ***	-0,0147 ***	-0,0145 ***
LPAT	0,0004	0,0013 ***	0,0015 ***
DEPBA	0,0338 **	0,0156 *	0,0093
DEPCA	0,0367 ***	0,0191 *	0,0090

***, **, * indica un nivel de significatividad del 1%, 5% y 10%, respectivamente.

Al igual que en los estudios internacionales previos realizados por Chevalier y Ellison (1997), Bergstresser y Poterba (2002), Barber *et al.* (2005) y Del Guercio y Tkac (2002) los resultados alcanzados muestran que la antigüedad del plan de pensiones tiene una in-

fluencia significativamente negativa en la tasa de crecimiento del plan de pensiones. Esto sugiere que los planes de pensiones que se han comercializado durante más tiempo experimentan una menor tasa de crecimiento que aquellos planes de creación más reciente. De esta forma, es probable que los planes de pensiones que se han comercializado durante más tiempo presenten un mayor volumen de patrimonio, así como un mayor número de beneficiarios que reciben prestaciones con cargo al patrimonio acumulado por el fondo de pensiones, lo que repercutirá negativamente en la tasa de crecimiento del plan, dificultando su incremento.

La naturaleza jurídica de la entidad depositaria también afecta a las variaciones monetarias de los planes de pensiones. Así, los resultados obtenidos indican que los planes de pensiones pertenecientes a la categoría de renta variable y renta mixta cuyo patrimonio lo custodia un banco presentan una menor tasa de crecimiento que aquellos cuya entidad depositaria es una caja de ahorros o cooperativa de crédito. Ello podría deberse a diferencias en el volumen de patrimonio custodiado por bancos y cajas durante el periodo objeto de estudio, pues los bancos triplican el patrimonio custodiado por las cajas en aquellos planes que integran en sus carteras activos de renta variable. Dicha situación favorece incrementos en la tasa de crecimiento del patrimonio custodiado por las cajas de ahorro.

En el caso de aquellos planes que únicamente integran en sus carteras títulos de renta fija, no encontramos diferencias significativas en función del tipo de entidad depositaria. Si bien, cabe mencionar que durante el periodo considerado, bancos y cajas han captado similares volúmenes de patrimonio en planes de renta fija.

Consistente con los estudios previos efectuados por Sirri y Tufano (1998), Chevalier y Ellison (1997), Barber *et al.* (2005), Muga *et al.* (2007), y Ciriaco *et al.* (2003), Ciriaco y Santamaría (2005), y Del Guercio y Tkac (2002), los resultados obtenidos muestran una relación significativamente positiva entre la rentabilidad pasada del plan y las variaciones monetarias del mismo, de forma que aquellos planes de pensiones que obtienen mejores resultados reciben mayores entradas de capital que aquellos que han obtenido peores resultados.

Diversos autores, Spitz (1970) y Smith (1978), han examinado con mayor detalle dicha relación. Éstos analizan la sensibilidad del partícipe ante los rendimientos de los fondos de inversión, encontrando una relación lineal entre demanda y variaciones en los resultados. No obstante, investigaciones posteriores, Sirri y Tufano (1998), Chevalier y Ellison (1997) y Del Guercio y Tkac (2002) identifican una relación no lineal entre el incremento de patrimonio del fondo y la rentabilidad pasada. A través de dicha relación, Brown *et al.* (1996) y Chevalier y Ellison (1997) examinan el comportamiento del gestor del fondo ante el riesgo.

En este sentido, Chevalier y Ellison (1997) concluyen que los gestores de fondos de inversión poseen incentivos implícitos para incrementar el patrimonio que administran modificando el riesgo de la cartera. Por el contrario, según Del Guercio y Tkac (2002) los gestores de fondos de pensiones no tienen incentivos para cambiar las estrategias de gestión implantadas. No obstante, las diferencias en el comportamiento de los gestores de fondos de pensiones y fondos de inversión podrían obedecer a diferencias en el tratamiento fiscal de las movilizaciones de los derechos económicos del partícipe.

Así, según Del Guercio y Tkac (2002) la movilización de los derechos económicos de un fondo de inversión conlleva un coste fiscal para el partícipe mientras en el caso de los fondos de pensiones el traspaso de los derechos consolidados no tiene repercusión fiscal. De este

modo, los inversores de planes de pensiones presentan mayores incentivos para movilizar el patrimonio acumulado en planes poco eficientes que los partícipes de fondos de inversión. Por otra parte, las diferentes competencias asignadas a los partícipes de planes de pensiones de empleo y fondos de inversión también podrían generar diferencias en el comportamiento de los gestores de ambos segmentos.

Así, el partícipe de un plan de pensiones de empleo, a través de la comisión de control, interviene en el proceso de selección de la entidad gestora, supervisa y controla el adecuado cumplimiento de las normas de funcionamiento del fondo y de los planes adscritos al mismo y define la política de inversiones que deberá implantar la entidad gestora. Mientras la sociedad gestora de un fondo de inversión posee mayor autonomía en cuanto a contenido y dimensión de las actividades de gestión, correspondiéndole la tarea de definir la política de inversiones. De este modo, el partícipe de un fondo de inversión no interviene activamente en la gestión del mismo, únicamente toma la decisión de invertir o no.

En el caso particular del mercado español, los gestores de planes de pensiones individuales y fondos de inversión podrían presentar incentivos similares para modificar sus estrategias de gestión, pues las movilizaciones de los derechos consolidados de ambos productos no tributan y los partícipes no están involucrados en la gestión del fondo⁽⁶⁾. Por ello, para examinar la existencia de incentivos implícitos de las entidades gestoras para modificar el riesgo de sus carteras, analizaremos la pendiente de la relación entre la rentabilidad pasada y las variaciones monetarias del patrimonio de los planes de pensiones.

En este sentido, el Gráfico 4 muestra la relación entre los resultados pasados y la tasa de crecimiento de los planes de pensiones. Así, para cada categoría hemos clasificado los planes por mes. Posteriormente se han agrupado en base a la rentabilidad obtenida en el periodo anterior en quintiles. Para cada uno de estos cinco grupos se ha obtenido la tasa de crecimiento medio de las variaciones monetarias de los planes de pensiones, representadas en los Gráficos 4.1, 4.2 y 4.3. En dichos gráficos se visualiza una relación positiva y no lineal entre variaciones monetarias y resultados pasados de los planes de pensiones de renta variable, mixta y renta fija.

Sin embargo, dichos gráficos presentan patrones de comportamiento distintos. En este sentido, el Gráfico 4.1 muestra la función de utilidad del inversor de planes de renta variable ante la rentabilidad obtenida por el plan en el mes anterior. Así, podemos observar que los planes que en el pasado obtuvieron mejores resultados presentan mayores tasas de crecimiento patrimoniales que aquellos que fueron menos rentables, por tanto, los partícipes de planes de renta variable presentan una mayor preferencia hacia aquellos que han obtenido mejores rendimientos. Así mismo, al analizar la representación gráfica por áreas de rentabilidad, observamos que la función es cóncava (presenta un máximo) en el área de planes con rentabilidades bajas o próximas a la mediana del mercado y convexa (presenta un mínimo) en el área de planes con mejores resultados pasados. Esta situación podría generar incentivos a las entidades gestoras para modificar su estrategia, pues los inversores no penalizan la obtención de bajas rentabilidades e invierten desproporcionadamente más en aquellos planes que en el pasado obtuvieron mejores resultados.

(6) A diferencia de los planes de pensiones de empleo, donde los partícipes forman parte de una comisión de control, definiendo la política de inversiones, en los planes de pensiones individuales el partícipe no forma parte de la comisión de control, no interviniendo en el funcionamiento del fondo.

GRÁFICO 4

TASA DE CRECIMIENTO MEDIA DEL PATRIMONIO DE LOS PLANES DE PENSIONES SEGÚN LA RENTABILIDAD DESDE 2002 HASTA 2006

Los Gráficos 4.1, 4.2, y 4.3 muestran las variaciones monetarias medias de los planes de pensiones de renta variable, renta mixta y renta fija, respectivamente, desde junio de 2002 hasta noviembre de 2006 en función de la rentabilidad pasada. Para crear dichos gráficos, se han clasificado los planes por modalidad y fecha. Posteriormente se han ordenado según su rentabilidad al objeto de construir quintiles. Para cada uno de estos cinco grupos, se ha calculado la tasa de crecimiento medio de las variaciones monetarias. Así, los gráficos que presentamos a continuación dividen la muestra en grupos cuyos planes han obtenido similares resultados.

Gráfico 4.1. Variaciones monetarias del patrimonio de planes de renta variable y rendimiento

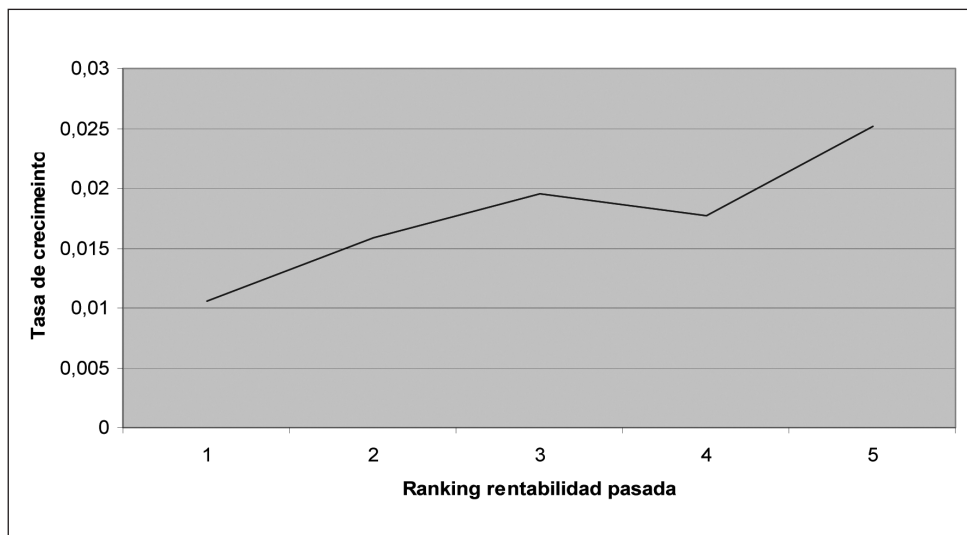


Gráfico 4.2. Variaciones monetarias del patrimonio de planes de renta mixta y rendimiento

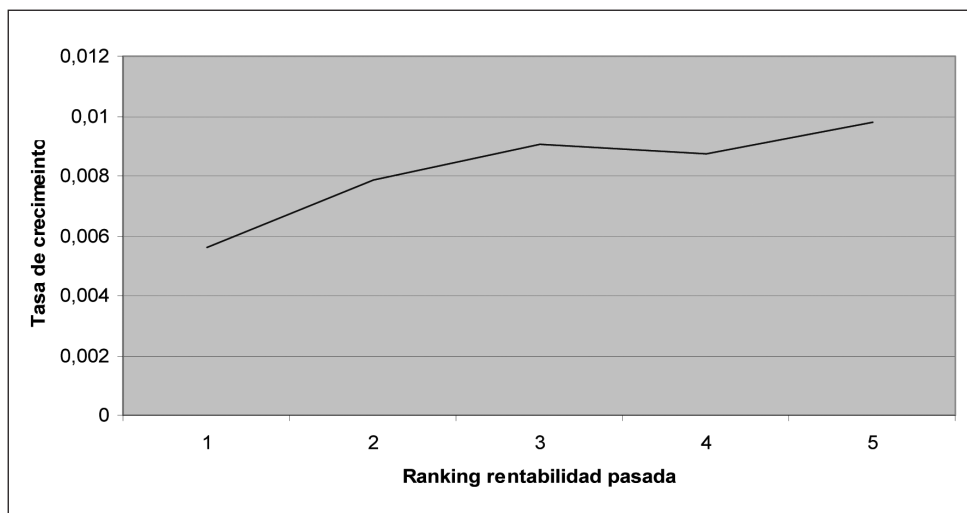
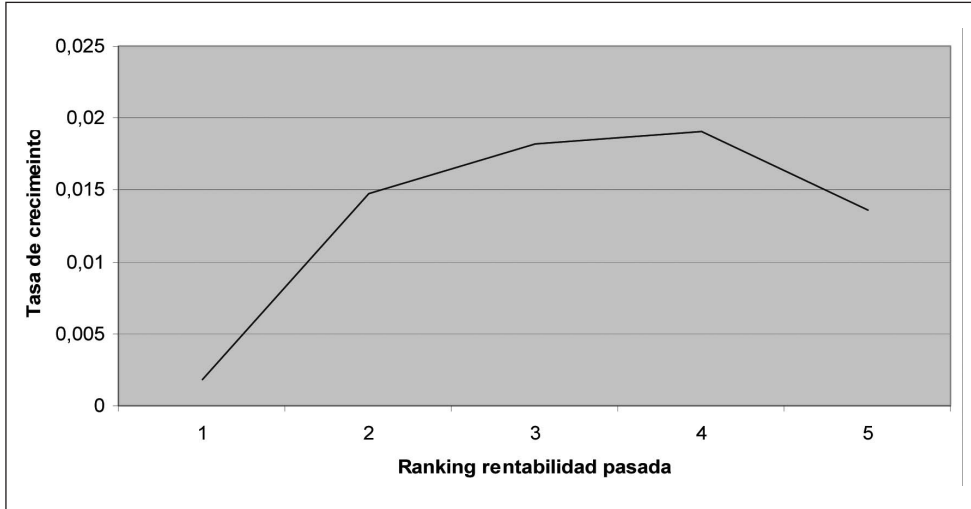


Gráfico 4.3. Variaciones monetarias del patrimonio de planes de renta fija y rendimiento

El Gráfico 4.2 muestra un patrón de conducta similar para la categoría de planes mixtos. En este sentido, los planes de pensiones más eficientes presentan una tasa de crecimiento patrimonial mayor que los planes menos eficientes. Si bien, al igual que en el caso de los planes de renta variable, al examinar el gráfico por áreas de rendimiento observamos una relación cóncava en la zona de planes poco eficientes o con resultados próximos a la mediana, mientras en el área de los fondos de mayor eficiencia existe una relación convexa.

Así, desde la perspectiva del inversor, los partícipes muestran una mayor preferencia por aquellos planes que en el pasado obtuvieron mejores resultados. Por ello, desde la perspectiva del comportamiento de la entidad gestora, podrían crearse incentivos para modificar la estrategia implantada, pues los inversores no penalizan la obtención de bajas rentabilidades y efectúan desproporcionadamente más aportaciones en aquellos planes que en el pasado obtuvieron mejores resultados.

Por el contrario, la función de utilidad representada en el Gráfico 4.3 muestra una relación cóncava entre variaciones monetarias del patrimonio y rentabilidad pasada del plan. Así, se producen mayores tasas de crecimiento en aquellos planes de pensiones que han obtenido rentabilidades ligeramente superiores a la mediana de la categoría. Desde la perspectiva del comportamiento del consumidor, dicho resultado podría reflejar la preferencia del inversor hacia aquellos planes más rentables.

A su vez, desde la perspectiva del comportamiento de la entidad gestora, el gráfico 4.3 indica que las entidades gestoras de los planes más rentables podrían establecer restricciones en las entradas dinerarias realizadas por los partícipes, posiblemente con el propósito de mantener un tamaño óptimo que le permita realizar una gestión eficiente de los recursos acumulados. Dicha restricción inducirá al partícipe a invertir más dinero en aquellos planes que han obtenido resultados ligeramente superiores a la mediana para estar adscrito al plan si en el futuro consigue estar entre los planes más eficientes del mercado. Esto a su vez, sería consistente con los resultados de persistencia obtenidos en el apartado anterior.

Adicionalmente, analizamos dicha relación a través de un análisis de regresión, siguiendo la metodología de Sirri y Tufano (1998) para fondos de inversión. Para ello, aplicamos la técnica de Fama y MacBeth (1973) sobre el modelo (5):

$$FLOW_{it} = \alpha_1 + \alpha_2 D_1 Rent_{i,t-1} + \alpha_3 D_2 Rent_{i,t-1} + \alpha_4 D_3 Rent_{i,t-1} + \alpha_5 Sd_{i,t-1} + \alpha_6 ANT_i + \alpha_7 LPAT_{i,t-1} + \mu_{it} \tag{5}$$

donde $FLOW_{it}$ representa la tasa de crecimiento del plan i en el momento t , D_1 , D_3 y D_2 son variables *dummy* que toman valor 1 si la rentabilidad obtenida por el plan i en el mes anterior pertenece al quintil de mayor rentabilidad, quintil de menor rentabilidad y quintiles medios respectivamente, y 0 en caso contrario, $Rent_{i,t-1}$ indica la rentabilidad anual del plan i en el momento $t-1$, $Sd_{i,t-1}$ representa la desviación típica anualizada del plan i en el periodo anterior, ANT_i indica el logaritmo neperiano del número de años en los que se ha comercializado el plan i en el mercado y $LPAT_{i,t-1}$ es el logaritmo neperiano del patrimonio acumulado por el plan i en el mes anterior.

El Tabla VI muestra la sensibilidad de la variación patrimonial del plan con respecto a la rentabilidad pasada en cada una de las agrupaciones realizadas para cada categoría de planes de pensiones. En este sentido, los resultados obtenidos en la categoría de renta variable indican que los partícipes se muestran sensibles ante los resultados pasados de la entidad gestora. Si bien, consistente con el Gráfico 4.1, la prueba *t-Student* confirma que dicha relación es no lineal, de forma que el inversor reacciona positiva y significativamente ante los resultados pasados de los fondos más eficientes, sin embargo, no penaliza a aquellos planes que en el pasado obtuvieron malos resultados, por tanto, los inversores de fondos poco eficientes se muestra poco sensibles a la rentabilidad del plan. Esto podría deberse a la existencia de clientes cautivos.

TABLA VI

ANÁLISIS DEL EFECTO DE LA RENTABILIDAD EN LA DEMANDA DE LOS PLANES DE PENSIONES DESDE 2002 A 2006

La siguiente tabla muestra los coeficientes medios obtenidos al estimar el modelo (5) aplicando la técnica de mínimos cuadrados ordinarios sobre datos de corte transversal relativos a variaciones patrimoniales del plan y características del mismo, desde junio de 2002 hasta noviembre de 2006, como en Fama y MacBeth (1973). La variable dependiente representa la tasa de crecimiento de nuevas entradas de dinero. Las variables independientes incluyen la rentabilidad anual del plan i en el mes anterior ($Rent$), las variables *dummy* D_1 , D_2 y D_3 que toma valor 1 si el plan de pensiones se ha clasificado en el quintil de mayor rentabilidad, quintiles de rentabilidad media y quintil de menor rentabilidad, respectivamente, y 0 en caso contrario, la desviación mensual anualizada del periodo anterior (Sd), el logaritmo neperiano del número de años transcurridos desde que se comercializa el plan en t (ANT), y el logaritmo neperiano del patrimonio acumulado por el plan i en el periodo anterior ($LPAT$).

$$FLOW_{it} = \alpha_1 + \alpha_2 D_1 Rent_{i,t-1} + \alpha_3 D_2 Rent_{i,t-1} + \alpha_4 D_3 Rent_{i,t-1} + \alpha_5 Sd_{i,t-1} + \alpha_6 ANT_i + \alpha_7 LPAT_{i,t-1} \tag{5}$$

VARIABLES	RV	RM	RF
Constante	0,0485 **	0,0036	0,0080
D ₁ Rent	0,0849 **	-0,1604 ***	0,4996 ***
D ₂ Rent	0,0489	-0,0710 ***	0,5304 ***
D ₃ Rent	0,0318	0,0385	0,4455
Sd	-0,4764	-0,1233	-0,6906
ANT	-0,0235 ***	-0,0085 ***	-0,0139 ***
LPAT	0,0004	0,0012 ***	0,0014 ***

***, **, * indica un nivel de significatividad del 1%, 5% y 10%, respectivamente.

Este resultado es consistente con el obtenido por Sirri y Tufano (1998) y Christoffersen y Musto (2002) en el segmento de los fondos de inversión. Sin embargo, discrepa con el obtenido por Del Guercio y Tkac (2002) para el mercado de los fondos de pensiones de empleo. Así el inversor español de planes de pensiones individuales de renta variable podría presentar un patrón de conducta similar al del partícipe de fondos de inversión.

Dicha relación se mantiene en los planes de pensiones pertenecientes a la categoría mixta. De este modo, los planes de pensiones que en el mes anterior obtuvieron mejores rendimientos muestran una relación estadísticamente positiva y significativa con las variaciones monetarias que experimentan. Esto también ocurre en aquellos planes que obtuvieron rentabilidades próximas a la mediana. Sin embargo, consistente con el Gráfico 4.2, las variaciones monetarias de los planes de pensiones sobresalientes crecen en mayor proporción que las variaciones patrimoniales del resto de planes estadísticamente significativos, verificando que los partícipes muestran una mayor preferencia por aquellos planes que en el pasado obtuvieron mejores resultados.

Las variaciones monetarias de los planes de pensiones menos eficientes en el pasado son positivas pero poco significativas, por tanto, el partícipe de fondos poco eficientes se muestra poco sensible ante los resultados obtenidos. Este podría deberse a la existencia de clientes cautivos o bien a la existencia de incentivos que compensan las bajas rentabilidades obtenidas (regalos, fiscalidad, etc.). Este resultado es congruente con el obtenido por Sirri y Tufano (1998) en el segmento de los fondos de inversión.

Al analizar la modalidad de renta fija, observamos que los planes de pensiones con un nivel de eficiencia próximo a la mediana experimentan significativamente mayores variaciones monetarias que los planes de pensiones más eficientes. Dicho resultado confirma la relación cóncava, observada en el Gráfico 4.3, entre la tasa de crecimiento del patrimonio y la rentabilidad pasada. Así, es posible que aquellas entidades gestoras más eficientes voluntariamente limiten las nuevas entradas de dinero al objeto de alcanzar un volumen de patrimonio óptimo que les permita optimizar la negociación de títulos en los mercados de renta fija manteniendo los buenos resultados a lo largo del tiempo. Dicho resultado es consistente con el cumplimiento de la hipótesis de persistencia.

Los análisis efectuados ponen de manifiesto la existencia de una relación positiva y significativa entre las variaciones monetarias de los planes de pensiones y la rentabilidad pasada. Sin embargo dicha relación podría experimentar cambios en función del patrimonio acumulado por el plan y el periodo de comercialización del mismo. En este sentido, según Sirri y Tufano (1998), los partícipes de fondos de inversión de reducido tamaño se muestran más sensibles a los resultados pasados que aquellos fondos que acumulan grandes volúmenes. Por el contrario, Chevalier y Ellison (1998) no encuentra evidencia empírica de efecto tamaño sobre las variaciones monetarias de los fondos de inversión. Si bien, demuestran que los fondos comercializados durante menos tiempo reciben mayores entradas de dinero y se muestran más sensibles ante los rendimientos pasados que aquellos planes de creación más tardía.

Como muestra el Tabla I, en el mercado español, el volumen acumulado por los planes de pensiones oscila entre 1.000 y 2.638 millones de euros, y el periodo de comercialización entre uno y dieciocho años. Por tanto, los planes de pensiones españoles presentan distintas características de tamaño y antigüedad. Así, al igual que ocurre en los mercados internacionales, dichas diferencias podrían influir en la relación variación patrimonial-rentabili-

dad pasada. Por ello, para contrastar la hipótesis de efecto antigüedad, proponemos el siguiente modelo:

$$FLOW_{it} = \alpha_1 + \alpha_2 Older_i Rent_{it-1} + \alpha_3 Younger_i Rent_{it-1} + \alpha_4 ANT_i + \alpha_5 Sd_{it-1} + \alpha_6 LPAT_{it-1} + \mu_{it} \quad (6)$$

donde $FLOW_{it}$ representa la tasa de crecimiento del plan i en el momento t , $Older_i$ es una variable dummy que toma valor 1 cuando el plan i pertenece a la categoría de planes de pensiones comercializados durante un periodo igual o superior a cuatro años y medio y 0 en caso contrario, $Younger_i$ es una variable dummy que toma valor 1 cuando el plan i pertenece a la categoría de planes de pensiones comercializados durante un periodo inferior a cuatro años y medio y 0 en caso contrario, $Rent_{it-1}$ muestra la rentabilidad anual del plan i en el mes anterior, ANT_i es el logaritmo neperiano del número de años transcurridos desde que se creó el plan, Sd_{it-1} indica la desviación típica anualizada del plan i correspondiente al momento anterior, $LPAT_{it-1}$ representa el logaritmo neperiano del patrimonio acumulado por el plan i en el mes anterior.

Sobre dicho modelo aplicamos la técnica de Fama y MacBeth (1973) obteniendo los coeficientes y niveles de significatividad representados en el Tabla VII. Así, para cada una de las categorías analizadas, encontramos diferencias en la sensibilidad del inversor ante la rentabilidad pasada en función de la antigüedad del plan. En este sentido, los parámetros estimados en la categoría de renta variable indican que la tasa de crecimiento de un plan de creación reciente aumentará un 0,0905 por cada incremento del 1% de rentabilidad positiva pasada mientras en el caso de los planes de pensiones comercializados durante más tiempo el aumento será de 0,0806 ante un incremento de un 1% en la rentabilidad positiva. De este modo, las variaciones monetarias de los planes comercializados durante menos tiempo, son más sensibles a la rentabilidad pasada que las variaciones monetarias de los planes de creación más tardía. Este resultado es consistente con los obtenidos por Chevalier y Ellison (1997) y Sawicki y Finn (2002).

Dichos resultados son similares a los obtenidos en la categoría de renta mixta, pues los coeficientes obtenidos muestran que, ante un cambio de la rentabilidad histórica de un 1%, la tasa de crecimiento de un plan comercializado durante menos de 4,5 años experimentará una variación de 0,0975 frente al 0,0560 que se produciría en un plan de creación tardía. De este modo, la sensibilidad ante la rentabilidad de los planes comercializados durante menos tiempo es significativamente mayor que la de los planes de creación más tardía. Así mismo, la variable de control que mide la antigüedad del plan (ANT) muestra una relación significativamente negativa entre antigüedad y variaciones monetarias de los planes de pensiones. Esto indicaría una mayor preferencia de los partícipes por planes de creación más reciente.

Por el contrario, en la categoría de renta fija, los resultados obtenidos indican que la relación entre variaciones monetarias y rentabilidad pasada únicamente es significativa en aquellos planes que se han comercializado durante un periodo igual o superior a 4,5 años. Así, los partícipes muestran mayor sensibilidad ante la rentabilidad obtenida por los planes de pensiones que se han comercializado durante más tiempo. De este modo, los inversores podrían haber detectado que los resultados obtenidos por los planes de pensiones son persistentes en el tiempo, por ello se muestran más sensibles ante los rendimientos obtenidos por los planes de pensiones comercializados durante más tiempo,

puesto que los planes más antiguos podrían haber alcanzado el tamaño óptimo que les permita asignar los recursos de forma eficiente y maximizar los beneficios obtenidos. Dicho resultado sería coherente con la hipótesis de persistencia evidenciada a través del análisis univariante.

TABLA VII

ANÁLISIS DEL EFECTO ANTIGÜEDAD EN LA RELACIÓN RESULTADOS-DEMANDA DE LOS PLANES DE PENSIONES DESDE 2002 A 2006

La siguiente tabla muestra los coeficientes medios obtenidos al estimar el modelo (6) aplicando la técnica de mínimos cuadrados ordinarios sobre datos de corte transversal relativos a variaciones patrimoniales del plan y características del mismo, desde junio de 2002 hasta noviembre de 2006, como en Fama y MacBeth (1973). La variable dependiente representa la tasa de crecimiento de nuevas entradas de dinero. Las variables independientes incluyen el logaritmo neperiano del patrimonio acumulado por el plan *i* en el periodo anterior (*LPAT*), la desviación mensual anualizada del periodo anterior (*Sd*), la rentabilidad anual del plan *i* en el mes anterior (*Rent*), la variable *dummy* Younger que toma valor 1 si el plan de pensiones se ha comercializado durante menos de cuatro años y medio en *t-n*, y 0 en caso contrario, y la variable *dummy* Older que toma valor 1 si el plan tiene una duración igual o superior a cuatro años y medio en *t-1*, y 0 en caso contrario.

$$FLOW_{it} = \alpha_1 + \alpha_2 OlderRent_{it-1} + \alpha_3 YoungerRent_{it-1} + \alpha_4 ANT_i + \alpha_5 Sd_{it-1} + \alpha_6 LPAT_{it-1} \tag{6}$$

VARIABLES	RV	RM	RF
Constante	0,0354 **	0,0032	0,0089
YoungerRent	0,0905 *	-0,0975 ***	0,2221
OlderRent	0,0806 **	-0,0560 ***	0,3626 ***
ANT	-0,0198 ***	0,0086	0,0125 ***
Sd	-0,4311	-0,1286	-0,6303
LPAT	0,0002	-0,1289 ***	0,0014 **
		0,0012 ***	

***, **, * indica un nivel de significatividad del 1%, 5% y 10%, respectivamente.

Adicionalmente analizamos el efecto tamaño en la relación variación patrimonial-rentabilidad pasada a través del siguiente modelo:

$$FLOW_{it} = \alpha_1 + \alpha_2 SmRent_{it-1} + \alpha_3 LgRent_{it-1} + \alpha_4 Sd_{it-1} + \alpha_5 ANT_i + \alpha_6 LPAT_{it-1} + \mu_{it} \tag{7}$$

donde $FLOW_{it}$ representa la tasa de crecimiento del plan *i* en el momento *t*, S_{mi} es una variable *dummy* que toma valor 1 cuando el plan *i* acumula un patrimonio inferior a cincuenta millones de euros y cero en caso contrario, Lg_i es una variable *dummy* que toma valor 1 cuando el plan *i* acumula un volumen patrimonial igual o superior a 50 millones de euros y 0 en caso contrario, $Rent_{it-1}$ muestra la rentabilidad anual del plan *i* en el mes anterior, Sd_{it-1} indica la desviación típica anualizada del plan *i* correspondiente al momento anterior, ANT_i es el logaritmo neperiano del número de años transcurridos desde que se creo el plan, $LPAT_{it-1}$ representa el logaritmo neperiano del patrimonio acumulado por el plan *i* en el mes anterior. Dicho modelo se estima adoptando la técnica de Fama y MacBeth (1973) explicada anteriormente.

La Tabla VIII muestra los resultados obtenidos al estimar el modelo [7] en cada una de las categorías, renta variable, mixta y fija. Dichos resultados muestran una relación significativamente positiva entre variación patrimonial y rentabilidad histórica, tanto en aquellos planes que acumulan grandes volúmenes como en aquellos con patrimonios más modes-

tos. Sin embargo, en el caso de los planes de pensiones de renta variable y mixta la relación es significativamente mayor para aquellos planes que acumulan patrimonios inferiores a cincuenta millones de euros.

TABLA VIII
ANÁLISIS DEL EFECTO TAMAÑO EN LA RELACIÓN RESULTADOS-DEMANDA DE LOS PLANES DE PENSIONES DESDE 2002 A 2006

La siguiente tabla muestra los coeficientes medios obtenidos al estimar el modelo (7) aplicando la técnica de mínimos cuadrados ordinarios sobre datos de corte transversal relativos a variaciones patrimoniales del plan y características del mismo, desde junio de 2002 hasta noviembre de 2006, como en Fama y MacBeth (1973). La variable dependiente representa la tasa de crecimiento de nuevas entradas de dinero. Las variables independientes incluyen la rentabilidad anual del plan *i* en el mes anterior (*Rent_i*), la variable *dummy* *Sm* que toma valor 1 si el plan de pensiones acumuló un volumen inferior a los cincuenta millones de euros en *t-1*, y 0 en caso contrario, y la variable *dummy* *Lg* que toma valor 1 si el plan acumuló en *t-1* un patrimonio igual o superior a cincuenta millones de euros, y 0 en caso contrario, la desviación mensual anualizada del periodo anterior (*Sd*), el logaritmo neperiano del número de años transcurridos desde que se comercializa el plan en *t* (*ANT*), y el logaritmo neperiano del patrimonio acumulado por el plan *i* en el periodo anterior (*LPAT*).

$$FLOW_{it} = \alpha_1 + \alpha_2 SM Rent_{i,t-1} + \alpha_3 Lg Rent_{i,t-1} + \alpha_4 Sd_{i,t-1} + \alpha_5 ANT_t + \alpha_6 LPAT_{i,t-1} \quad (7)$$

VARIABLES	RV	RM	RF
Constante	0,0378 **	0,0003	0,0179 **
Sm_Rent	0,0819 *	0,0558 ***	0,3174 ***
Lg_Rent	0,0799 **	0,0431 **	0,5199 ***
Sd	-0,4383	-0,1450	0,3368 ***
ANT	-0,0218 ***	-0,0093 ***	-0,0151 ***
LPAT	0,0003	0,0015 ***	0,0011 *

***, **, * indica un nivel de significatividad del 1%, 5% y 10%, respectivamente.

Así los coeficientes estimados indican que ante un incremento de la rentabilidad de un 1% la tasa de crecimiento de los planes de renta variable y mixta de reducido tamaño experimentará un aumento de 0,0819 y 0,0558, respectivamente. Por tanto, los inversores se muestran más sensibles ante la rentabilidad obtenida por los planes de pensiones que acumulan pequeños patrimonios. Dicho resultado es consistente con el obtenido por Sawicki y Finn (2002) y Sirri y Tufano (1998) para el mercado de los fondos de inversión.

Por el contrario, en el caso de los planes de pensiones de renta fija los inversores de planes de pensiones que acumulan grandes patrimonios se muestran más sensibles a la rentabilidad pasada que los inversores de planes con patrimonios más modestos. Dicho resultado podría indicar que los inversores más conservadores detectan una relación directa entre tamaño y resultados de los planes, que les induce a seleccionar aquellos planes de mayor tamaño al objeto de obtener altas rentabilidades. Sin embargo, Indro *et al.* (1999) y Chen *et al.* (1992) demuestran que en aquellos planes que acumulan patrimonios excesivamente grandes, la relación entre tamaño y resultados será inversa, pues su enorme tamaño dificultaría una gestión eficiente. Esto contribuirá a que algunas entidades gestoras restrinjan la entrada de nuevas aportaciones al objeto de mantener el tamaño óptimo que permita aprovechar las oportunidades del mercado, tal y como muestra el Gráfico 4.3. Dicho resultado es coherente con los obtenidos en la Tablas II, III, V, VI y VII.

4. CONCLUSIONES

El importante crecimiento experimentado por los planes y fondos de pensiones ha propiciado la aparición de numerosos trabajos que tratan de evaluar la capacidad de los gestores de fondos de pensiones de generar riqueza, pues las prestaciones que perciba el beneficiario dependerán de la rentabilidad generada por el fondo mientras mantenga la condición de partícipe.

De este modo, la rentabilidad generada por el plan de pensiones podría configurarse como uno de los factores relevantes en el proceso de selección de un plan de pensiones concreto. Por ello, el objetivo del presente trabajo ha sido doble: por un lado, determinar si los inversores que seleccionan un plan de pensiones concreto formulan sus expectativas de rendimiento esperado tomando como referencia la rentabilidad pasada, de modo que las variaciones monetarias de las cuentas de posición de un plan de pensiones se ven influenciadas por los resultados pasados obtenidos por el fondo, y por otro, analizar otros factores que pueden influir en el proceso de selección de un plan de pensiones.

Para desarrollar nuestro primer objetivo hemos implantado un análisis univariante basado en la transformación propuesta por Ciriaco *et al.* (2003) del estadístico de Grinblatt y Titman (1993) sobre una muestra de 289 planes de pensiones.

Dicho análisis ha puesto de manifiesto la existencia de una relación significativa entre los flujos monetarios del plan y la rentabilidad histórica. Por tanto, los partícipes de planes de pensiones realizan sus expectativas de rendimiento futuro tomando como referencia la rentabilidad pasada. Sin embargo, los resultados obtenidos parecen indicar que únicamente aquellos adscritos a planes de renta fija poseen habilidades de selección, es decir, realizan aportaciones y trasposos desde planes que en el pasado fueron poco eficientes hacia aquellos que en el futuro obtendrán mejores resultados. Esto podría indicar persistencia en los resultados obtenidos por planes que sólo integran en su cartera títulos de renta fija.

Tras comprobar que los inversores consideran la rentabilidad pasada obtenida por el plan de pensiones en su proceso de selección, hemos tratado de analizar la influencia de otros factores en la elección de un plan particular. Para ello, hemos aplicado un análisis multivariante siguiendo la propuesta de Sirri y Tufano (1998) sobre una muestra de 289 planes de pensiones. Los resultados obtenidos indican que los planes de pensiones de renta variable presentan una mayor tasa de crecimiento cuando la rentabilidad es mayor, son de reciente creación, y lo comercializa una caja de ahorros. En el caso de los planes de pensiones mixtos, la tasa de crecimiento es mayor cuando el plan obtiene elevadas rentabilidades, es de reciente creación, administran importantes volúmenes y la entidad depositaria es una caja. Mientras, al analizar los planes pertenecientes a la categoría de renta fija obtenemos que, los planes que han obtenido mayor rentabilidad, de reciente creación, y gran patrimonio acumulado son los que presentan mayores tasas de crecimiento.

Así mismo, se ha analizado la sensibilidad del inversor ante diferentes rangos de rentabilidad, obteniendo evidencia de distintos comportamientos del partícipe a través de las diferentes categorías de inversión. En este sentido, los inversores de planes de pensiones que integran en sus carteras títulos de renta variable muestran preferencia por aquellos planes que en el pasado fueron más eficientes, realizando aportaciones estadísticamente significativas. Sin embargo, el partícipe de planes poco eficientes no penaliza los malos resulta-

dos. Esto podría crear incentivos implícitos para que la entidad gestora modifique sus estrategias.

Por el contrario, los inversores más conservadores parecen haber detectado persistencia en los resultados obtenidos por los planes, de forma que desean realizar aportaciones en aquellos planes que han obtenido mejores resultados. Esto provocaría la acumulación de grandes patrimonios que podría dificultar la consecución de una gestión eficiente. Por ello, la entidad gestora podría restringir las entradas de nuevos partícipes, que realizarán aportaciones en aquellos planes que han obtenido rentabilidades en torno a la mediana del mercado. Además, la falta de castigo a aquellos planes poco eficientes podría indicar la existencia de dos tipos de clientes: 1) Aquellos que interesados en rentabilizar su inversión y 2) Clientes cautivos que muestran poco interés por la rentabilidad y los precios, e invierten en este tipo de productos al objeto de cubrir otro tipo de necesidades (fiscales...).

Por otra parte, la relación entre rentabilidad y variaciones monetarias experimenta cambios en función de las características de tamaño y antigüedad del plan. En este sentido, los inversores de planes de renta variable y mixta muestran mayor sensibilidad por la rentabilidad pasada de planes de pensiones que acumulan pequeños volúmenes y se han comercializado durante poco tiempo, mientras los inversores de planes que únicamente contienen en sus carteras títulos de renta fija muestran una mayor preferencia por planes que acumulan grandes patrimonios y se han comercializado durante un largo tiempo en el mercado.

En resumen, los inversores seleccionan un plan de pensiones concreto en función de la rentabilidad pasada, con la esperanza de que los resultados obtenidos se mantengan a lo largo del tiempo. No obstante, dicha variable únicamente sirve para pronosticar las rentabilidades futuras de los planes de renta fija. Por otra parte, los inversores reaccionan de forma distinta ante diferentes rangos de rentabilidad, realizando mayores aportaciones hacia aquellos planes que en el pasado obtuvieron mejores resultados. Sin embargo, sobre dicha relación encontramos evidencia empírica de efecto antigüedad y efecto tamaño.

BIBLIOGRAFÍA

BARBER, B.; ODEAN, T., y ZHENG, L. 2005. Out of sight, out of mind: The effects of expenses on mutual fund flows, *The Journal of Business*, 78 (6), 2.095-2.120.

BATHATTACHARYA, S., y PFEIDERER, P. 1983. A note on performance evaluation, *Technical Report 714*, Stanford University.

BLAKE, D. 2004. The impact of wealth on consumption and retirement behaviour in the UK, *Applied Financial Economics*, 14, 555-576.

BERGSTRESSER, D., y POTERBA, J. 2002. Do after-tax returns affect mutual fund inflows? *Journal of Financial Economics*, 63, 381-414.

BROWN, G.; DRAPER, P., y MCKENZIE, E. 1997. Consistency of UK Pension Fund Investment Performance, *Journal of Business Finance & Accounting*, 24 (2), 155-178.

CARHART, M. M. 1997. On persistence in mutual fund performance, *Journal of Finance*, 52 (1), 57-82.

CAPORALE, G. M.; PHILIPPAS, N., y PITTIS, N. 2004. Feedbacks between mutual fund flows and security returns: evidence from the Greek capital market, *Applied Financial Economics*, 14, 981-989.

CHEN, C. R.; LEE, C. F.; RAHMAN, S., y CHAN, A. 1992. A cross-sectional analysis of mutual funds' market timing and security selection skill, *Journal of Business Finance and Accounting*, 19(5), 659-675.

- CHEVALIER, J., y ELLISON, G. 1997. Risk taking by mutual funds as a response to incentives, *Journal of Political Economy*, 105,1167-1200.
- CHRISTOFFERSEN, S. K., y MUSTO, D. K. 2002. Demand curves and the pricing of money management, *The Review of Financial Studies*, 15 (5), 1.499-1.524.
- CIRIACO, A., y SANTAMARÍA, R. 2005. Persistencia de resultados en los fondos de inversión españoles, *Investigaciones Económicas*, 29 (3), 525-573.
- CIRIACO, A.; DEL RIO, C., y SANTAMARÍA, R. 2003. Tienen los inversores habilidades de selección? Resultados con fondos de inversión españoles, *Revista de Economía Aplicada*, 32, 51-75.
- COGGIN, T. D.; FABOZZI, F. J., y RAHMAN, S. 1993. The Investment Performance of U.S. Equity Pension Fund Managers: An Empirical Investigation, *The Journal of Finance*, 48 (3), 1039-1055.
- COGGIN, T. D. 2000. A Panel Study of U.S. Equity Pension Fund Manager Style, *Journal of Investing*, 9 (2), 6-12.
- COLLINS, B., y FABOZZI, F. 2000. Equity manager selection and performance, *Review of Quantitative Finance and Accounting*, 15, 81-97.
- COOPER, M. J; GULEN, H., and RAU, P. R. 2005. Changing Names with Style: Mutual Fund Name Changes and Their Effects on Fund Flows, *The Journal of Finance*, 60 (6), 2.825-2.858.
- DEL GUERCIO, D., y TKAC, P. A. 2002. The determinants of the flow of funds of manager portfolios: mutual funds versus pension funds, *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 37, 523-558.
- FAMA, E., y MACBETH, J. 1973. Risk, return and equilibrium: Empirical Test, *Journal of Political Economy*, 607-636.
- GOETZMANN, W. N., y PELES, N. 1997. Cognitive dissonance and mutual fund investors, *Journal of Finance Research*, 20, 145-158.
- GRINBLATT, M., y TITMAN, S. 1989. Portfolio performance evaluation: old issues and new insights, *Review of Financial Studies*, 2 (3), 393-421.
- GRINBLATT, M., y TITMAN, S. 1993. Performance measurement without benchmarks: An examination of mutual fund returns, *Journal of Business*, 66, 47-68.
- GRUBER, M. J. 1996. Another puzzle: The growth in actively managed mutual funds, *Journal of Finance*, 3, 783-810.
- HENRIKSSON, R. D., y MERTON, R. C. 1981. On the market timing and investment performance II: Statistical procedures for evaluating forecasting skills, *Journal of Business*, 54, 513-533.
- INDRO, D. C.; JIANG, C. X.; HU, M. Y., y LEE, W. Y. 1999. Mutual fund performance: does fund size matter? *Financial Analysts Journal*, 3, 74-87.
- IPPOLITO, R. A. 1992. Consumer reaction to measures of poor quality: Evidence from the mutual fund industry, *Journal of Law and Economics*, 35, 45-70.
- JAIN, P. C., y WU, J. S. 2000. Truth in Mutual Fund Advertising: Evidence on Future Performance and Fund Flows, *The Journal of Finance*, 55 (2), 937-958.
- JENSEN, M. C. 1968. The performance of mutual funds in the period 1945-1964, *Journal of Finance*, 23 (2), 389-415.
- JENSEN, M. C. 1972. Optimal utilization of market forecasts and the evaluation of investment performance, Szego/Shell (Eds.), *Mathematical Methods in Investment and Finance* (North-Holland), 310-335.
- LEVY, N., y MÁNTEY, G. 2003. Private pension funds in oligopolistic financial markets: some qualifications to conventional theory of financial development, *International Review of Applied Economics*, 17 (2), 167-180.
- LYNCH, A. W., y MUSTO, D. K. 2003. How investors interpret past fund returns, *Journal of Finance*, 58 (5), 2.033-2.058.
- MARÍN, J. M., y RUBIO, G. 2001. *Economía Financiera* (Barcelona: Antoni Bosch, editor, S. A.)

- MATALLÍN, J. C., y NIETO, L. 2002. Mutual funds as an alternative to direct stock investment: a cointegration approach, *Applied Financial Economics*, 12, 743-750.
- MUGA, L.; RODRÍGUEZ, A., y SANTAMARÍA, R. 2007. Persistence in Mutual Funds in Latin American emerging markets: The case of Mexico, *Journal of Emerging Market Finance*, Forthcoming.
- NANDA, V.; WANG, Z., y ZHENG, L. 2004. Family Values and the Star Phenomenon: Strategies of Mutual Fund Families, *Review of Financial Studies*, 17, 667-698.
- PATEL, J; ZECKHAUSER, R. J., y HENDRICKS, D. 1994. Investment flows and performance: Evidence from mutual funds, cross-border investments, and new issues. In SATO, R; LEVITCH, R., y RAMACHANDRAN, R. Ed.: *Japan, Europe and the International Financial Markets: Analytical and Empirical Perspectives* (New York: Cambridge University Press).
- ROSTON, M. N. 1996. *Mutual fund managers and lifecycle risk: An empirical investigation*, Ph.D. thesis University of Chicago.
- SAPP, T., y TIWARI, A. 2004. Does stock return momentum explain the «Smart Money effect? *The Journal of Finance*, 54 (6), 2.605-2.622.
- SAWICKI, J. 2001. «Investors' Differential Response to Managed Fund Performance», *Journal of Financial Research*, 24 (3), 367-384.
- SAWICKI, J., and FINN, F. 2002. *Smart Money and Small Funds*, *Journal of Business Finance and Accounting*, 29 (5), 825-846.
- SHAMSUDDIN, A. F. M. 2001. Public pension and wealth inequality in Canada. *Applied Economics Letters*, 8, 315-320.
- SHARPE, W. 1966. Mutual fund performance. *Journal of Business*, 39, 119-138.
- SHU, P. G.; YEH, Y. H., y YAMADA, T. 2002. The Behavior of Taiwan Mutual Fund Investors-Performance and Fund Flows, *Pacific-Basin Finance Journal*, 10 (5), 583-600.
- SIRRI, E. R., y TUFANO, P. 1998. Costly Search and Mutual Fund Flows, *The Journal of Finance*, 5, 1.589-1.622.
- SMITH, K. V. 1978. Is fund growth related to fund performance? *Journal of Portfolio Management*, 5, 49-54.
- SPLITZ, A. E. 1970. Mutual fund performance and cash inflow, *Applied Economics*, 2, 141-145.
- THOGERSEN, O. 2001. Reforming social security: assessing the effects of alternative funding strategies, *Applied Economics*, 33, 1.531-1.540.
- THOMAS, A., y TONKS, I. 2001. Equity performance of segregated pension funds in the UK, *Journal of Asset Management*, 1 (4), 321-343.
- TREYNOR, J. L., y MAZUY, K. 1966. Can Mutual Funds Outguess the Market? *Harvard Business Review*, 44, 131-136.
- ZHENG, L. 1999. Is Money Smart? A Study of Mutual Fund Investors' Fund Selection Ability. *The Journal of Finance*, 3, 901-933.

Discusión

sobre

Influencia de la rentabilidad en el proceso de selección en los planes de pensiones en España: un análisis de sensibilidad

Ismael Moya*. Universidad Politécnica de Valencia

1. INTRODUCCIÓN

En el trabajo de Martí y Matallín se desarrolla un análisis de los factores que inducen a los ahorradores a elegir un plan de pensiones determinado y si estos poseen habilidades de selección. Para ello realizan un análisis univariante con el fin de determinar si la rentabilidad pasada obtenida por el plan de pensiones influye en las variaciones monetarias del patrimonio del plan y puede predecir los rendimientos futuros. Aplicando la metodología propuesta por Grinblatt y Titman (1993), Zheng (1999) y Ciriaco *et al.* (2003) llegan a la conclusión que los inversores seleccionan su plan de pensiones en función de la rentabilidad obtenida en el pasado, pero únicamente muestran capacidad de predicción los participantes más conservadores. Cuando aplican un análisis multivariante, siguiendo la metodología que desarrollan Sirri y Tufano (1998), aparecen nuevos factores con un efecto significativo en las variaciones monetarias del plan de pensiones como son: la antigüedad, el patrimonio acumulado por el plan, la rentabilidad pasada y la naturaleza jurídica de la entidad depositaria.

El principal problema en la investigación de los planes de pensiones es la dificultad para encontrar información con la suficiente amplitud temporal y frecuencias necesarias para realizar un análisis cuantitativo. Esto sin duda ha motivado el reducido número de trabajos que estudian esta industria frente a la de los fondos de inversión. El artículo supera estas dificultades y plantea un estudio econométrico sobre diferentes cuestiones relacionadas con los planes, concretamente su demanda por parte de los inversores, aspecto anteriormente tratado en los fondos de inversión en España pero no en los planes de pensiones, lo que supone una aportación relevante de la investigación que se comenta.

De este modo, la principal aportación del trabajo estriba en el estudio de un producto financiero poco analizado en el mercado español, si lo comparamos con bibliografía que ha analizado otras instituciones de inversión colectiva, como es el caso de los fondos de inversión mobiliaria. Si bien como se ha señalado son muy escasas las publicaciones sobre este interesante tema en España, no ocurre lo mismo en Estados Unidos, donde destaca la realizada por Del Guercio y Tkac (2002), cuyas diferencias con el comentado en esta discusión son señaladas convenientemente por sus autores. El trabajo es además oportuno en el mo-

* Dirección para correspondencia: Facultad de Administración y Dirección de Empresas. Camino de Vera, s/n, 46022 Valencia. Correo-e: imoya@esp.upv.es.

mento actual de adaptación a nuevas normas por parte de las entidades financieras que comercializan estos productos, las cuales deben incrementar la transparencia de sus operaciones y la adecuación de los productos que colocan a los perfiles de riesgo de sus clientes, a los cuales deben orientar lealmente y con profesionalidad

La discusión realizada se estructura sobre tres apartados que merecen destacarse en el trabajo: el diseño de la base de datos, la metodología y los resultados.

2. COMENTARIOS SOBRE EL DISEÑO DE LA BASE DE DATOS

El comentario en este apartado se centra en la elaboración de la base de datos, con la eliminación de planes de pensiones para los que faltaban datos consecutivos y de datos considerados como anómalos. Aparte de los sesgos que puede ocasionar su supresión, como los de supervivencia y de selección, tratados ya en el trabajo Del Guercio y Tkac (2002), uno de los aspectos más delicados de la base de datos es excluir del trabajo los datos correspondientes a los meses de diciembre.

Los autores ponen de manifiesto, y se observa perfectamente en el Gráfico 3 donde se representa la evolución de las variaciones monetarias del patrimonio de los planes de pensiones, que las aportaciones de los partícipes en diciembre son especialmente importantes. Sería cuestionable afirmar que los datos de diciembre son outliers, el hecho que sean datos que puedan incomodar a los investigadores en la estimación de los modelos no los convierte en datos anómalos *per se*.

De este modo, sería interesante que en el trabajo se indicase claramente el porcentaje de entradas de liquidez que suponen los meses de diciembre con respecto al total del año. A la vista del Gráfico 3 podríamos decir que, como mucho, la aportación media de los meses de enero a noviembre es un 10-15% de la aportación que se realiza en diciembre y que la suma de las aportaciones de enero a noviembre es inferior a la inversión inyectada por los partícipes en diciembre. Es decir, que justamente diciembre es el mes en el que se realiza con claridad la mayor aportación monetaria de los inversores.

Por lo tanto, no puede ser considerado un *outlier*, más bien lo contrario. Los autores deberían hacer especial hincapié en esta observación, puesto que no es suficiente con indicar que diciembre no se analiza. De esta forma, el lector conocería que los resultados alcanzados en el trabajo sólo están explicando parcialmente la demanda de los planes de pensiones. Así pues, es conveniente señalar que el trabajo sólo explica aquella demanda de los inversores de enero a noviembre, que quizás responde a un perfil inversor distinto al partícipe de diciembre, más influenciado por la publicidad, los regalos, el ánimo de desgravar en el IRPF y sobre todo la vinculación a su entidad financiera habitual.

3. COMENTARIOS SOBRE LA METODOLOGÍA

En primer lugar, en el artículo no queda suficientemente claro el porqué se rechaza a priori la metodología de datos de panel, técnica que posibilitaría recoger los efectos individuales, de grupo y los temporales (como cambios en el ciclo económico, cambios fiscales, etc.), esto permitiría la opción de que planes pertenecientes a distintos estilos puedan tener diferentes tasas de crecimiento patrimoniales o diferentes rentabilidades medias, tal y como se realiza en el trabajo de Marco (2007).

Puesto que la metodología utilizada es el análisis de regresión, sería conveniente realizar alguna prueba para detectar la presencia de multicolinealidad en las variables del modelo (como por ejemplo estimar el índice de condición), ya que la presencia de esta podría afectar a los coeficientes de las variables explicativas, en los que se basan las conclusiones del trabajo.

En el análisis realizado se podría haber incluido variables relevantes que pueden afectar la selección de un plan de pensiones por parte de los inversores. Así, se puede citar algunas de estas variables, como son: las que hacen referencia al partícipe (edad, tiempo pendiente hasta la jubilación, perfil de riesgo, etc.), existencia de regalos al contratar, la posibilidad de productos financieros de ahorro alternativos, vinculación del partícipe al grupo financiero en el que contrata el plan, comisiones del plan y reformas fiscales (que condicionan el atractivo de las desgravaciones fiscales) y cuota de mercado del grupo financiero al que pertenece el plan, entre otras.

Probablemente estas variables no han sido consideradas por la dificultad de encontrar información al respecto. Podría plantearse la utilización de variables tipo *proxy* que suavicen estas carencias y permitan verificar la robustez de los resultados, como por ejemplo: incluir algún porcentaje del incremento de la inversión en los fondos de inversión como medida de la variabilidad de las preferencias de ahorro por parte de los inversores, alguna variable indicativa de los cambios favorables en la legislación fiscal de los planes de pensiones, o al menos algún comentario crítico sobre la posible influencia de estos factores en los resultados obtenidos.

Los autores deberían haber señalado estas cuestiones en el texto, por lo menos para que el lector sepa que puede existir algún sesgo ligado a su no consideración en términos cuantitativos. En este sentido, es conveniente realizar una referencia al trabajo de Martínez (2001) sobre la demanda de los fondos de inversión en España, que sí que incluye algunas de las variables señaladas anteriormente.

En relación con las variables empleadas en los modelos, hubiera sido interesante introducir el cuadrado de alguna variable, como por ejemplo la rentabilidad del plan, con el propósito de recoger efectos no lineales de la relación con la variable dependiente. Respecto a la variable que refleja la antigüedad del plan, ¿por qué es necesario tomar el logaritmo neperiano del número de años desde que se creó el plan?

También se podría plantear alguna duda sobre la denominación de las variables tipo *dummy*, como las correspondientes al tipo de entidad que comercializa el plan, a la pertenencia a los quintiles de rentabilidad, la antigüedad, o el volumen patrimonial. Así por ejemplo, en el tipo de entidad solo sería necesaria una variable que tome valor 1 para Banco y 0 para Caja o Cooperativa (y ¿por qué no una tercera categoría para el resto de grupos financieros que pueden comercializarlos), ya que una única variable recogería el efecto y su coeficiente representaría la diferencia buscada en caso de ser estadísticamente significativo. Probablemente estas variables se introducen en el modelo siguiendo la línea del trabajo de Ciriaco y Santamaría (2005), quienes introducen variables ficticias para asociar los fondos a cuantiles de rentabilidad y obtener una medida más cualitativa de la misma, como en el presente artículo también se realiza, pero los primeros utilizan una regresión a nivel de categorías (sistema de ecuaciones aparentemente no relacionadas).

4. COMENTARIOS SOBRE LOS RESULTADOS

4.1. PERSISTENCIA DE LA RENTABILIDAD Y HABILIDAD DE SELECCIÓN DE LOS PARTICIPES

En este apartado sería conveniente matizar algunas conclusiones, quizás demasiado aventuradas para lo mostrado por los resultados que se alcanzan. Por ejemplo, en el párrafo antes del subapartado 3.2 aparece: «Sin embargo, al implantar dicho contraste sobre distintas categorías de inversión encontramos una relación significativamente positiva entre los flujos monetarios de los planes de pensiones de renta fija y los resultados futuros, tal y como muestra la Tabla 3. Por tanto, los partícipes con preferencias más conservadoras poseen habilidades para anticipar los resultados de los planes, de forma que realizarán traspasos desde aquellos planes que obtuvieron malos resultados en el pasado hacia aquellos planes que en el futuro resultarán más eficientes. Además, dicho resultado podría indicar existencia de persistencia en los resultados obtenidos por la entidad gestora de planes de pensiones de renta fija. En el resto de categorías los resultados no muestran habilidades de selección por parte de los inversores».

En primer lugar, se debería tener presente que la evidencia sobre la persistencia de los resultados de los planes de pensiones y la utilidad que otorgan, fundada o no, los ahorradores a los resultados pasados para seleccionar el plan, requeriría una reflexión sobre la relación de estas afirmaciones con la teoría del mercado eficiente, según la cual, si el mercado es eficiente, los resultados son independientes y las rentabilidades pasadas no proporcionan ninguna señal sobre los resultados futuros.

Zheng (1999) analiza la capacidad de los inversores para anticipar los resultados de los fondos y distingue entre inversores informados y no informados, siendo los primeros quienes invierten en fondos con elevada rentabilidad pasada y desinvierten en los que presentaron baja rentabilidad, efecto denominado «dinero inteligente» (*smart money effect*), analizado en el mercado español por Ciriaco *et al.* (2003) quienes no encuentran habilidades de selección por parte de los inversores.

Pues bien, resulta un tanto peculiar la afirmación «los partícipes más conservadores poseen habilidades para anticipar los resultados de los planes», porque si es cuestionable que alguien informado pueda anticipar el mercado, parece aún más cuestionable que un inversor de perfil conservador (y quizás menos informado) anticipe qué plan será mejor o peor en el futuro.

Este mismo problema se repite con la supuesta persistencia de los resultados de los planes de renta fija. Quizás lo que puede estar ocurriendo es que las comisiones de los planes sean persistentes⁽¹⁾. Dado que el grado de gestión activa de un plan de renta fija es menor que uno de renta variable, la posibilidad de que el rendimiento neto venga explicado por la sustracción de las comisiones soportadas por el fondo es elevada. Por lo tanto, planes con mayores comisiones presentarán siempre peores resultados y viceversa. Esto explicaría directamente la presencia de persistencia, justamente en esta categoría de planes y no en otra. Y por lo tanto, si los inversores toman como variable de decisión los resultados pasados o las comisiones soportadas, el efecto será llevar su dinero a los fondos con mejores re-

(1) Un interesante análisis sobre comisiones y persistencia de la rentabilidad puede verse en el trabajo de Andreu *et al.* (2007).

sultados pasados, que como son los que menores comisiones cobran, también obtendrán los mejores resultados futuros. Esta explicación, parece más plausible que suponer que los «inversores conservadores anticipan el futuro».

4.2. COMENTARIOS SOBRE RELACIÓN ENTRE VARIACIONES PATRIMONIALES Y RENTABILIDAD PASADA

En su trabajo, Martí y Matallín utilizan la rentabilidad ordinaria, a diferencia de otros autores que emplean medidas de rentabilidad ajustada al riesgo, en principio más adecuada para los fines de la investigación, ya que sería de esperar que los planes que obtienen unas rentabilidades superiores estén sometidos a un mayor nivel de variabilidad. No obstante, parece que es esta rentabilidad histórica ordinaria la más importante para el ahorrador medio, respecto a otras medidas más sofisticadas del tipo rentabilidad ajustada al riesgo, como encuentran para los fondos de inversión en el mercado español Ciriaco *et al.* (2003).

En el trabajo objeto de esta discusión se detecta, a partir de los resultados obtenidos al estimar el modelo (4), un efecto tamaño significativo y positivo entre crecimiento del plan y tamaño en los planes de renta fija y mixta, como se observa en la Tabla 5. Esta evidencia podría estar asociada a la idea de que los planes con mayor volumen patrimonial pueden tener, por ejemplo, acceso a mejores condiciones de negocio que a su vez conducen a rentabilidades mayores respecto a los de menor tamaño. Sin embargo, el tamaño no ha resultado significativo en renta variable. En la literatura tampoco hay conclusiones unánimes. Se podría destacar el trabajo de Marco (2007) como más reciente, quien encuentra indicios de lo contrario, y por lo tanto no hay economías de escala positivas en la gestión, la relación es negativa y los fondos pequeños son más eficientemente gestionados y comparativamente con mejores resultados. Quizás para explicar este efecto negativo hay que tener en cuenta una variable adicional: el riesgo. El factor tamaño parece estar negativamente asociado al riesgo incurrido, porque el tamaño permite una mayor diversificación en sus inversiones. De acuerdo con Matallín y Fernández (2001) la inversión en fondos con menores niveles de patrimonio es un factor de riesgo adicional. Como rentabilidad y riesgo tienen una correlación positiva, el efecto tamaño negativo sobre la rentabilidad podría deberse a la relación inversa entre tamaño y riesgo.

Respecto a la antigüedad, que pudiera ser considerada como representativa de la experiencia a priori, los autores encuentran influencia significativamente negativa en el crecimiento del plan. Además de la explicación ofrecida por los mismos ante este resultado (aumento de los beneficiarios que reciben prestaciones con el tiempo), es posible que no se mantenga una relación lineal entre ambas variables. El perfil de crecimiento de un plan puede tener fases diferenciadas y en los periodos iniciales la tasa de crecimiento patrimonial puede ser relativamente elevada. De este modo, cuando sale al mercado se dedica esfuerzo extra a la publicidad, comercialización, etc., para que alcance un determinado nivel de patrimonio y una vez establecido desaparecen estos apoyos, por lo que la tasa de crecimiento pasa a depender del resto de factores del modelo. Esto podría llevar a una relación negativa entre flujos netos y antigüedad, no lineal por la mayor intensidad en los primeros años. Por ejemplo, Marco (2007) utiliza la inversa de la antigüedad del plan para tener en cuenta esta posible no linealidad.

En el artículo que nos ocupa se analiza con gran detalle la relación entre crecimiento y rentabilidad pasada, como se muestra en el Gráfico 4. Así, en el caso de renta variable y renta mixta se aprecia la relación no lineal positiva entre variaciones monetarias y rentabili-

dades pasadas de los planes de pensiones según su estilo. Esta asimetría guarda relación con el puzzle definido por Gruber (1996), en el sentido de la actuación asimétrica de los inversores, quienes parecen no penalizar la obtención de bajas rentabilidades e invierten más que proporcionalmente en los planes con mejores resultados en el pasado.

Las relaciones asimétricas entre entradas monetarias y resultados de los fondos han sido planteadas por Lynch y Musto (2003) con un enfoque de entidad gestora: si las rentabilidades han sido buenas se mantendrá la estrategia y el equipo de gestión y las rentabilidades pasadas pueden transmitir información sobre la capacidad de gestión del equipo. En cambio, si las rentabilidades han sido malas se producirá un cambio en la estrategia o en el equipo de gestores, luego hay una débil relación entre entradas monetarias y mal comportamiento anterior. De acuerdo con lo anterior, en el artículo hubiera sido interesante considerar una variable cualitativa que reflejara si ha existido un cambio en el equipo gestor o una nueva política inversora, como realiza Marco (2007).

Por último, sería conveniente hacer algún comentario sobre la no significación estadística de la variable relacionada con el riesgo del plan en ninguno de los modelos estimados. Parece que los inversores muestran poca preocupación por el riesgo o al menos no lo perciben de acuerdo a como se incorpora, por la volatilidad como medida de la exposición del plan al riesgo de pérdida. Siempre es discutible qué medida de la variabilidad y qué periodo temporal toma el inversor como referencia del riesgo y si esta medida estadística es apreciable y además comprensible para el inversor, en cualquier caso se debe utilizar la rentabilidad y volatilidad histórica, si bien podría haberse probado algún retardo o frecuencia temporal distinta con el fin de lograr una mayor robustez.

Finalmente y para concluir esta discusión quisiera felicitar a los autores del trabajo y unir-me a la recomendación de los evaluadores anónimos para su publicación. Los motivos son, fundamentalmente, la oportunidad del tema, la carencia de estudios previos comparables en España, la adecuada, en general, metodología aplicada y la relevancia de los resultados, tanto a nivel académico como a nivel profesional.

BIBLIOGRAFÍA

ANDREU, L.; FERRUZ, L.; SARTO, J. L., y VICENTE, L. 2007. Análisis de la persistencia en rentabilidad de los FIAMM y de los determinantes de sus comisiones. *Revista Española de Financiación y Contabilidad*. XXXVI. 136: 689-706.

CIRIACO, A.; DEL RIO, C., y SANTAMARÍA, R. 2003. Tienen los inversores habilidades de selección? Resultados con fondos de inversión españoles. *Revista de Economía Aplicada* 32, 51-75.

CIRIACO, A., y SANTAMARÍA, R. 2005. Persistencia de resultados en los fondos de inversión españoles. *Investigaciones Económicas*, 29 (3), 525-573.

DEL GUERCIO, D., y TKAC, P. A. 2002. The determinants of the flow of funds of manager portfolios: mutual funds versus pension funds. *Journal of Financial and Quantitative Analysis* 37, 523-558.

GRINBLATT, M., y TITMAN, S. 1993. Performance measurement without benchmarks: An examination of mutual fund returns. *Journal of Business* 66, 47-68.

GRUBER, M. J. 1996. Another puzzle: The growth in actively managed mutual funds. *Journal of Finance* 3, 783-810.

LYNCH, A. W., y MUSTO, D. K. 2003. How investors interpret past fund returns, *Journal of Finance* 58 (5), 2.033-2.058.

- MARCO, R. 2007. Rentabilidad y crecimiento patrimonial en el mercado de fondos de inversión. *Revista de Economía Aplicada* 44, 41-84.
- MARTÍNEZ, M. 2001. El puzzle de los fondos de inversión en España: Un enfoque de demanda. *Moneda y Crédito* 213, 129-154.
- MATALLÍN, J. C., y FERNÁNDEZ, M. A. 2001. La evaluación de los FIM de renta variable: un enfoque endógeno y multiperíodo. *Revista Española de Financiación y Contabilidad* 107, 67-102.
- SIRRI, E. R., y TUFANO, P. 1998. Costly Search and Mutual Fund Flows. *The Journal of Finance* 5, 1.589-1.622.
- ZHENG, L. 1999. Is Money Smart? A Study of Mutual Fund Investors' Fund Selection Ability. *The Journal of Finance* 3, 901-933.