

Análisis de persistencia de la eficiencia de los planes de pensiones españoles

Carmen-Pilar Martí-Ballester¹

Tel. +34 964 72 85 69

Fax. +34 964 72 85 65

e-mail: cmarti@cofin.uji.es

Juan Carlos Matallín Sáez

Tel. +34 964 38 71 47

Fax. +34 964 72 85 65

e-mail: matallin@cofin.uji.es

Universitat Jaume I

Av. Sos Baynat sn

12080 Castellón

Resumen: El objetivo del presente trabajo es analizar la persistencia de la eficiencia de los planes de pensiones de la modalidad individual. Para ello disponemos de una muestra compuesta por datos correspondientes a 252 planes de pensiones para el periodo que comprende entre el 3 de enero 2000 y el 31 de diciembre 2004. Sobre dicha muestra se han aplicado diversas metodologías para analizar la persistencia de la eficiencia medida a través de un modelo multi-índice: tablas de contingencia, matriz de probabilidad de transición, y Carhart (1997). Los resultados obtenidos muestran que los gestores de planes de pensiones españoles son persistentes en sus resultados.

Palabras clave: planes de pensiones, eficiencia, persistencia y modelo multi-índice.

Clasificación JEL: G23, G14, D53.

¹ 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. Los autores quieren agradecer la disponibilidad de datos a GRUPO AFI, NETPENSIOES, INVERCO y a la DGSFP.

Análisis de persistencia de la eficiencia de los planes de pensiones españoles

1 Introducción

El importante desarrollo de las instituciones de inversión colectiva 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 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.

Concretamente, al analizar el mercado estadounidense, Coggin (2000) utiliza la medida de Jensen (1968) para examinar la eficiencia en la gestión de 229 fondos de pensiones de renta variable. Los resultados obtenidos indican que los gestores, en general, obtienen rentabilidades positivas. En la misma línea, Collins y Fabozzi (2000) obtienen resultados similares al implantar diferentes modelos, entre ellos el modelo tradicional propuesto por Jensen (1968), sobre una muestra de 37 gestores de fondos de pensiones.

Coggin et al (1993) analizan los resultados obtenidos por 71 gestores de fondos de pensiones que invierten fundamentalmente en activos de renta variable, concluyendo que los gestores poseen, en general, habilidades para seleccionar los títulos que integran sus carteras, lo que les permite obtener resultados positivos.

En el mercado británico, Thomas y Tonks (2001) aplican los modelos de Treynor y Mazuy (1966) y Henriksson y Merton (1981) para evaluar la gestión de 2.175 fondos de pensiones de renta variable. Los resultados obtenidos indican que los gestores poseen

capacidad de selección de títulos al igual que ocurría en el mercado estadounidense. Blake *et al.* (2002) analizan una muestra de 306 fondos de pensiones concluyendo que en general los gestores son poco eficientes. Congruente con dicho resultado, Blake y Timmermann (2005) alcanzan conclusiones similares al analizar una muestra integrada por 247 fondos de pensiones británicos cuyas carteras contienen activos de renta variable de diferentes países.

En el mercado chileno, Mittelstaedt y Olsen (2003) utilizan el modelo multi-índice para evaluar la gestión de 19 fondos de pensiones. Los resultados obtenidos indican que las administradoras de fondos de pensiones no aportan valor adicional al implantar estrategias de gestión activa.

Así, la gestión desempeñada por la entidad gestora podría ser de especial relevancia para el partícipe, pues la obtención de buenos resultados de manera consecutiva en el tiempo permitirá al inversor acumular un mayor patrimonio con que complementar las pensiones futuras otorgadas por la Seguridad Social y mantener su poder adquisitivo.

Por ello, diversos autores, Blake y Timmermann (1998) y Goetzmann y Ibbotson (1994), demuestran que aquellos fondos que en el pasado fueron más eficientes continúan generando buenos resultados en el futuro. Sin embargo, Malkiel (1995) encuentra que la persistencia de los resultados puede depender del periodo muestral considerado. Brown *et al* (1992) y Carpenter y Lynch (1999) señalan que la persistencia de los resultados podría aparecer en muestras que presentan sesgo de supervivencia. No obstante, Hendricks *et al* (1993) y Brown y Goetzmann (1995) encuentran evidencia empírica de persistencia teniendo en cuenta el sesgo de supervivencia.

En la industria de los fondos de pensiones, Brown *et al* (1997) y Blake *et al* (1999) aportan evidencia empírica de persistencia limitada en los resultados obtenidos por los gestores de fondos de pensiones. No obstante, dichos autores utilizan únicamente

aquellos fondos que mantienen el mismo gestor, lo que podría generar un sesgo de supervivencia. Para solventar dicho problema, Tonks (2005) considera todos los fondos de pensiones comercializados en el mercado, con independencia de que a lo largo del periodo objeto de estudio cambien de gestor. Sus resultados indican existencia de persistencia en horizontes temporales de corto plazo, siendo menos significativa en horizontes temporales de largo plazo.

De este modo, los trabajos comentados anteriormente 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 disponer de un mayor patrimonio para la cobertura de las contingencias de jubilación, invalidez y fallecimiento del partícipe. Por ello, en el presente trabajo analizaremos la persistencia de la eficiencia de los planes de pensiones españoles, al objeto de determinar si las entidades gestoras son capaces de mejorar los resultados obtenidos por una cartera de gestión pasiva. Para ello, adoptaremos el modelo multi-índice que supone una extensión del modelo propuesto por Jensen (1968).

Dicha propuesta difiere de los trabajos anteriormente comentados en diferentes aspectos. En primer lugar, nuestro estudio se centra en el mercado español, de reducido volumen, y demanda creciente, cuya tradición en la industria de las pensiones privadas es relativamente reciente, pues dicha figura surge por primera vez en el año 1988. Mientras los estudios previos emplean datos de mercados consolidados que poseen una gran tradición en la industria de las pensiones privadas. Así, la etapa del ciclo de vida en que se encuentran los distintos mercados geográficos de fondos de pensiones podría influir en la eficiencia de las entidades gestoras. Por ello, el presente trabajo permitirá

comparar los resultados obtenidos por las entidades gestoras que negocian en un mercado en fase de desarrollo con aquellos obtenidos en mercados maduros.

Además, nuestra propuesta recoge planes de pensiones con diferentes estilos de gestión, lo que nos permitirá comparar los resultados obtenidos en función de las clases de activos que componen las carteras y analizar las habilidades de la entidad gestora en función del tipo de activo que administran. Por el contrario, gran parte de la evidencia empírica existente, Carhart (1997), Thomas y Tonks (2001) y Coggin et al (1993) se centra en el estudio de aquellos fondos cuya cartera está compuesta, mayoritariamente, por títulos de renta variable.

En tercer lugar, otra evidencia empírica previa, Thomas y Tonks (2001) y Tonks (2005) estudia la eficiencia de fondos de pensiones de empleo, donde el partícipe interviene, a través de la comisión de control, en la gestión del mismo. Mientras, en el presente trabajo evaluaremos los resultados de los planes de pensiones de la modalidad individual, donde el inversor no participa activamente en la gestión del mismo, únicamente toma la decisión de invertir o no. Esto puede tener importante implicaciones en los resultados obtenidos, pues la entidad gestora de planes de pensiones individuales posee mayor autonomía para establecer la política de inversión.

También existen diferencias en cuanto a la unidad de análisis. En este sentido, otras investigaciones previas, Brown et al (1997) y Coggin et al (1993) toman como unidad de análisis la entidad gestora o el fondo de pensiones frente al plan de pensiones utilizado en el presente trabajo. Esto nos permitirá examinar en que medida las características de tamaño y antigüedad del plan pueden influir en la gestión del mismo, así como examinar las habilidades del gestor ante distintos mercados financieros.

En quinto lugar, existen diferencias en cuanto a la periodicidad de las observaciones. De esta forma, investigaciones previas utilizan rentabilidades mensuales, trimestrales y

anuales, mientras en el presente trabajo disponemos de valores liquidativos diarios para cada uno de los planes de pensiones objeto de estudio, lo que nos permite obtener la rentabilidad diaria del plan. Por otra parte, al igual que Blake *et al* (2002), Blake y Timmermann (2005), hemos utilizado una extensión del modelo de Jensen (1968), adaptándolo a las condiciones del mercado español. Esto contribuye a aportar nueva evidencia empírica en un mercado no muy estudiado.

Por ello, estructuramos el presente trabajo como sigue: tras esta breve introducción, posteriormente describimos las fuentes de obtención de datos. Seguidamente, explicamos la metodología utilizada y los resultados obtenidos. Finalmente, presentamos las conclusiones alcanzadas.

2 Datos

Para evaluar la persistencia de la eficiencia de las entidades gestoras de planes de pensiones disponemos de valores liquidativos diarios, para el periodo comprendido entre el 1 de enero de 2000 a el 31 de diciembre de 2004, correspondientes a 252 planes de pensiones individuales pertenecientes a diferentes modalidades. En este sentido, siguiendo el criterio de clasificación de la Asociación de Instituciones de Inversión Colectiva y Fondos de Pensiones (INVERCO), nuestra muestra está integrada por 17 planes de renta fija a corto plazo, 20 renta fija a largo plazo, 100 planes de renta fija mixta, 72 renta variable mixta y de 43 renta variable, todos ellos con valor liquidativo durante el periodo muestral.

De este modo, se ha prescindido de aquellos planes creados con posterioridad al 1 de enero de 2000, disueltos durante el periodo, o aquellos que carecían de datos en alguno de los meses considerados. A partir de dichos datos, facilitados por el Grupo AFI, se ha

calculado el rendimiento diario de los planes siguiendo el procedimiento estándar en la literatura.

Adicionalmente, disponemos de los rendimientos diarios del Ibex-35, índice AFI de Deuda del Estado, índices de estilo de Morgan Stanley Capital Internacional para el mercado español obtenidos de la Sociedad de Bolsas, MSCI, y AFI, respectivamente. Dado lo comentado en el párrafo anterior, y según señala Brown *et al* (1997) podría existir un sesgo de supervivencia 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*. Dado que en nuestro estudio no tenemos en cuenta los planes de pensiones disueltos, y prescindimos de aquellos planes con menos de cinco años de existencia, es posible que nuestra muestra presente un pequeño sesgo.

3 Metodología y Resultados

Las Instituciones de Inversión Colectiva, y los planes de pensiones en particular, acumulan importantes volúmenes de patrimonio de un gran número de partícipes que esperan disfrutar de determinadas ventajas financieras: gestión profesional, seguridad e información. En este sentido, una gestión profesional implica un seguimiento, por parte de la entidad gestora, de la evolución de los mercados y de los activos financieros que en ellos se negocian, así como una correcta diversificación de los mismos en la composición de su cartera. Desde esta perspectiva, esto podría permitir al partícipe obtener un mayor nivel de seguridad y rentabilidad en su inversión.

De este modo, una gestión eficiente de los fondos de pensiones implicará la obtención de mayores prestaciones, por parte del beneficiario, en el momento en que se produzca

la contingencia cubierta por dicho producto financiero. Así, una buena/mala gestión del patrimonio acumulado por los planes de pensiones podría tener importantes repercusiones sociales. Por ello, en esta sección analizamos la persistencia de la eficiencia de la gestión de los planes de pensiones españoles al objeto de demostrar si las entidades gestoras crean valor añadido con respecto a una cartera de referencia pasiva de forma continua a lo largo del tiempo considerado. Para ello, al igual que Martí y Matallín (2007) evaluamos la eficiencia mediante el siguiente modelo:

$$r_{pt} = \alpha_p + \beta_m r_{mt} + \beta_d r_{dt} + \beta_l r_{lt} + \beta_s r_{st} + \beta_g r_{gt} + \beta_v r_{vt} + \mu_{pt} \quad (3)$$

Donde, r_{pt} es el exceso del rendimiento del fondo p en el momento t sobre el rendimiento del activo libre de riesgo. A continuación se detallan las carteras de referencia que se han utilizado. En primer lugar, el Ibex-35 como aproximación general del mercado español de renta variable (m). El índice AFI de Deuda del Estado (d) y (l), que representa el rendimiento de una cartera formada por bonos y obligaciones del Estado así como el rendimiento de una cartera formada por Letras del Tesoro con vencimiento a un año.

También se han incluido los índices de estilo de Morgan Stanley Capital Internacional (MSCI) para el mercado español: el índice que representa la inversión en valores de baja capitalización bursátil (s), el índice con acciones de crecimiento (g) y el correspondiente a acciones de valor (v) según la cuantía del coeficiente del valor contable con respecto al valor de mercado. Para determinar el rendimiento diario en exceso, tanto para los planes como para las carteras de referencia, se ha utilizado como rendimiento libre de riesgo el correspondiente al índice AFI de Repos a un día. Las fuentes de estos datos fueron la Sociedad de Bolsas, Analistas Financieros Internacionales (AFI) y MSCI.

La tabla 1 resume los resultados obtenidos al estimar la eficiencia mediante el modelo (1) para cada plan de pensiones. A nivel agregado, los resultados obtenidos indican que el 94,84% de los planes de pensiones obtienen eficiencia no positiva, siendo estadísticamente significativa en el 30,13% de ellos. Por el contrario, encontramos evidencia de eficiencia positiva en el 5,16% de los planes de pensiones siendo estadísticamente significativo en el 7,69% de ellos. Al examinar la eficiencia por categorías de inversión observamos que en el caso de los planes de renta fija mixta existe evidencia de eficiencia negativa en 98 de los 100 planes analizados, siendo estadísticamente significativo en 40,00% sobre el total de la categoría.

En la categoría de renta fija a largo plazo, el 30% de los planes que integran en sus carteras únicamente títulos de renta fija con una duración superior a dos años obtienen una eficiencia significativamente negativa, siendo positiva y estadísticamente significativa en el 5% de los casos. Referente a los planes de renta variable, sólo el 9,30% sobre el total de la categoría obtienen eficiencia negativa estadísticamente significativa. En la categoría de renta variable mixta, los resultados muestran evidencia de eficiencia no positiva y estadísticamente significativa en el 16,67% de los planes pertenecientes a la categoría. En lo que respecta a los planes de renta fija a corto plazo, el 58,82% sobre el total de planes que integran esta categoría obtienen una eficiencia significativamente negativa.

Así, los resultados muestran que no hay gran evidencia de eficiencia significativamente distinta de cero, salvo en la modalidad de planes de renta fija a corto plazo y a largo plazo. En todo caso, la evidencia de eficiencia significativa se alcanza con valores negativos. Por otro lado, la eficiencia media de los planes de pensiones es peor conforme aumenta la proporción de títulos de renta variable en la composición de la cartera. En este sentido, la parte derecha de la tabla 3 muestra algunos estadísticos de la

distribución de la eficiencia dentro de los cinco grupos de planes de pensiones analizados. Así, la media es negativa en las cinco categorías, presentando un valor anualizado que oscila entre -6,63% y -0,83% para los planes de renta variable y renta fija a corto plazo, respectivamente.

Dicho resultado es consistente con la evidencia empírica previa relativa tanto a fondos de pensiones (Mittelstaedt y Olsen (2003), Blake et al (2002) y Blake y Timmermann (2005)) como a fondos de inversión (Detzler y Wiggins (1997) y Cai et al (1997)). Esto implica que la gestión activa, en términos agregados y después de costes de gestión, no consigue superar los resultados de una gestión pasiva.

La evidencia empírica previa, Tonks (2005), Brown et al (1997) y Blake et al (1999), refleja que las entidades gestoras que obtienen mejores (peores) resultados en el pasado siguen generando buenos (malos) resultados en el futuro. Por ello, utilizaremos la rentabilidad histórica ajustada al riesgo para examinar la relación con la eficiencia del plan. Para ello, utilizamos dos métodos: el primero, empleado también por Tonks (2005), Goetzman y Ibbotson (1994) y Malkiel (1995), se basa en la construcción de tablas de contingencia y el segundo, adoptado por Brown et al (1997), en la elaboración de matrices de probabilidad de transición. De este modo, en primer lugar, construimos una tabla de contingencia donde clasificamos los planes como ganadores o perdedores en cada uno de los periodos consecutivos anuales y semestrales considerados, abarcando desde enero de 2000 hasta diciembre de 2004.

Para aquellos planes de pensiones cuya rentabilidad ajustada al riesgo obtenida a partir del modelo (1) supera la mediana de su categoría los clasificamos como ganadores. Por el contrario, aquellos planes cuya rentabilidad ajustada al riesgo obtenida en alguno de los dos periodos no supera la mediana de su categoría de inversión los clasificamos en el grupo de perdedores. Sobre dichos datos realizamos un contraste convencional del

tipo χ^2 . Así, las tablas 2 y 3 muestran la proporción de planes de pensiones que obtuvieron los mejores y peores resultados en periodos consecutivos anuales y semestrales, así como aquellos que consiguieron buenos resultados en alguno de los dos periodos y malos resultados en el otro periodo.

En este sentido, los resultados obtenidos indican la existencia de persistencia, tanto en periodos anuales como semestrales, en los resultados obtenidos por los planes de pensiones españoles, para cada una de los estilos de gestión que conforman la modalidad individual. Este resultado implica que los resultados obtenidos por los planes de pensiones durante el primer periodo son dependientes de los obtenidos en el periodo consecutivo.

Alternativamente, analizamos la persistencia a través de la metodología basada en la construcción de matrices de probabilidad de transición. De este modo, ordenamos los planes de pensiones en función del alfa obtenido para cada uno de los periodos considerados. Posteriormente, agrupamos dichos planes por cuartiles de rentabilidad, de forma que los planes que han obtenido mayor rentabilidad ajustada al riesgo figurarán en el cuartil Q4 mientras aquellos que han obtenido peores resultados los incluiremos en el cuartil Q1. De este modo, para indicar que un plan de pensiones ha conseguido los peores resultados durante dos periodos consecutivos lo ubicaremos en la celda Q1Q1. Por el contrario, para indicar que un plan de pensiones ha obtenidos los mejores resultados durante dos periodos consecutivos los situaremos en la celda Q4Q4. Sobre dichos datos se plantea un contraste de independencia convencional del tipo χ^2 utilizado a su vez por Ciriaco y Santamaría (2003).

Las tablas 4 y 5 recogen los resultados de las matrices de probabilidad de transición de los planes agrupados por categorías para cada uno de los periodos consecutivos anuales y semestrales. Tal y como podemos observar ambas tablas integran un mayor porcentaje

de planes en las celdas que conforman la diagonal de la matriz de cada una de las categorías de inversión consideradas, lo que indica que los gestores son persistentes en los resultados obtenidos. Así mismo, el contraste convencional del tipo χ^2 utilizado confirma dicho resultado al permitirnos rechazar la hipótesis nula de independencia entre las alfas con unos niveles de significación del 1%, 5% y 10%. Los resultados obtenidos a través de las diferentes metodologías utilizadas podrían indicar que algunos gestores poseen habilidades superiores en la gestión de carteras de planes de pensiones.

En resumen, los planes de pensiones españoles en general, obtienen una eficiencia negativa, y sólo uno de los planes de pensiones que componen la muestra genera rentabilidad ajustada al riesgo significativamente superior a la del mercado. Así, los resultados obtenidos parecen indicar que la gestión activa por parte de la entidad gestora, una vez descontados los costes de gestión, no mejora los resultados obtenidos por una gestión pasiva.

Mientras los resultados obtenidos parecen indicar la existencia de persistencia, es decir, aquellos planes de pensiones que en el pasado fueron capaces de obtener buenos resultados mantienen dicha habilidad en periodos consecutivos, por tanto, la rentabilidad ajustada al riesgo podría configurarse como un buen referente de rentabilidades futuras.

4 Conclusiones

El desempeño de una gestión eficiente por parte de la entidad gestora tendrá importantes repercusiones en las prestaciones percibidas por el beneficiario de un plan de pensiones. Esto nos ha motivado a evaluar la eficiencia de los planes de pensiones en el mercado español. Para ello, se han utilizado valores liquidativos diarios de 252 planes de

pensiones individuales para el periodo comprendido entre el 3 de enero de 2000 y el 31 de diciembre de 2004. A partir de dichos valores se ha obtenido la rentabilidad diaria correspondiente a cada plan. Sobre dichos datos se ha aplicado un modelo multi-índice al objeto de atenuar sesgos en la medición de los resultados derivados de la omisión de carteras.

Además, se ha examinado la persistencia de la eficiencia de los planes de pensiones a través de tablas de contingencia y matrices de probabilidad de transición. En este sentido, los resultados obtenidos parecen indicar que las rentabilidades históricas ajustadas al riesgo son un buen referente de la rentabilidad futura en el mercado español.

Bibliografia

- Admati, A., y Ross, S. (1985): Measuring Investment Performance in a Rational Expectations Equilibrium Model, *Journal of Business*, 58, 1–26.
- Annaert, J.; Van den Broeck, J. y Vander Vennet, R. (2003): Determinants of Mutual Fund Underperformance: A Bayesian Stochastic Frontier Approach, *European Journal of Operational Research*, 151, 3, 617-632.
- Bathattacharya, S. y Pfleiderer, P. (1983): A note on performance evaluation, Technical Report 714, Stanford University.
- Blake, D.; Lehmann, B.N. y Timmerman, A. (1999): Asset allocation dynamics and pension fund performance. *Journal of Business*, 72, 429-461.
- Blake, D.; Lehmann, B.N. y Timmerman, A. (2002): Performance clustering and incentives in the UK pension fund industry, *Journal of Asset Management*, 3, 173-194.
- Blake, D. y Timmermann, A. (1998): Mutual fund performance: evidence from the UK, *European Finance Review*, 2, 1, 57-77.
- Blake, D. y Timmermann, A. (2005): Returns from active management in international equity markets: evidence from a panel of UK pension funds, *Journal of Asset Management*, 6, 1, 5-20.
- Brown, S.J.; Draper, G.P. y McKenzie, E. (1997): Consistency of UK Pension Fund Performance, *Journal of Business Finance and Accounting*, 24.
- Brown, S.J.; Goetzmann, W.; Ibbotson, R.G. y Ross, S.A. (1992): Survivorship bias in performance studies, *Review of Financial Studies*, 5, 4, 553-580.
- Brown, S.J. y Goetzmann, W. (1995): Performance persistence, *Journal of Finance*, 50, 2, 679-698.

- Cai, J.; Chan, K.C. y Yamada, T. (1997): The performance of Japanese mutual funds, *Review of Financial Studies*, 10, 2, 237-273.
- Carhart, M. (1997): On persistence in mutual fund performance, *Journal of Finance*, 52, 1, 57-82.
- Carpenter, J.N. y Lynch, A.W. (1999): Survivorship bias and attrition effects in measures of performance persistence. *Journal of Financial Economics*, 54, 337-374.
- Cesari, R. y Panetta, F. (2000): The performance of Italian Equity Funds, *Journal of Banking and Finance*, 26, 99-126.
- 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.
- Christopherson, J.A. y Turner, A.L. (1991): Volatility and Predictability of Manager Alpha: Learning the Lessons of History. *Journal of Portfolio Management*, 5-12.
- Coggin, T.D. (2000): A panel Study of U.S. Equity Pension Fund Manager Style, *Journal of Investing*, 9, 2, 6-13.
- 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*, 3, 1039-1055.
- Collins, B. y Fabozzi, F. (2000): Equity manager selection and performance, *Review of Quantitative Finance and Accounting*, 15, 81-97.
- Cumby, R.E. y Glen, J.D. (1990): Evaluating the performance of international mutual funds. *The Journal of Finance*, 45, 2, 497-521.
- Dahlquist, M.; Engström, S. y Söderlind, P. (2000): Performance and Characteristics of Swedish Mutual Funds 1993-1997. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 35, 3, 409-423.

Dellva, W.L. and Olson, G.T. (1998): The relationship between mutual fund fees and expenses and their effects on performance, *The Financial Review*, 33, 85-104.

Detzler, M.L. y Wiggins, J.B. (1997): The performance of actively managed international mutual funds. *Review of Quantitative Finance and Accounting*, 8, 3, 291-313.

Droms, W.G. y Walker, D.A. (1996): Mutual fund investment performance. *Quarterly Review of Economics and Finance*, 36, 3, 347-363.

Dybvig, P. y Ross, S. (1985): Differential information and performance measurement using a security market line, *Journal of Finance*, 40, 2, 383-399.

Elton, E.J.; Gruber, M.J. y Blake, C.R. (1996): Survivorship bias and mutual fund performance. *Review of Financial Studies*, 9, 4, 1097-1120.

Elton, E.J.; Gruber, M.J.; Das, S. y Hlavka, M. (1993): Efficiency with costly information: a reinterpretation of evidence from managed portfolios. *Review of Financial Studies*, 6, 1, 1-23.

Elton, E.J.; Gruber, M.J. y Blake, C.R. (1996): The persistence of risk-adjusted mutual fund performance, *The Journal of Business*, 69, 2, 133-157.

Fama, E (1972): Components of Investment Performance, *Journal of Finance*, 27, 3, 551-567.

Fama, E. y French, K. (1993): Common risk factors in the returns on stocks and bonds, *Journal of Financial Economics*, 33, 1, 3-56.

Ferson, W.E. y Schadt, W. (1996): Measuring fund strategy and performance in changing economic conditions, *The Journal of Finance*, 51, 2, 425-461.

Goetzmann, W.N. y Ibbotson, R.G. (1994): Do winners repeat? *Journal of Portfolio Management*, 9-18.

- Grant, D. (1977): Portfolio performance and the cost of timing decisions, *Journal of Finance*, 32, 837-846.
- Grinblatt, M. y Titman, S. (1989a): Portfolio performance evaluation: old issues and new insights, *Review of Financial Studies*, 2, 3, 393-421.
- Grinblatt, M. y Titman, S. (1989b): Mutual fund performance: an analysis of quarterly portfolio holdings, *Journal of Business*, 62, 393-416.
- Grinblatt, M. y Titman, S. (1994): A study of monthly mutual fund returns and performance evaluation techniques, *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 29, 3, 419-444.
- Gruber, M. (1996): Another Puzzle: The growth in Actively Managed Mutual Fund, *The Journal of Finance*, 51, 3, 783-810.
- Hendricks, D.; Patel, J. y Zeckhauser, R. (1993): Hot hands in mutual funds: short-run persistence of relative performance, 1974-88. *Journal of Finance*, 38, 1, 93-130.
- 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. (1989): Efficiency with costly information: a study of mutual fund performance 1965-1984. *The Quarterly Journal of Economics*, 1-24.
- Jagannathan, R. y Korajczyk, R.A. (1986): Assessing the Market Timing Performance of Managed Portfolios, *Journal of Business*, 59, 217-236.
- 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.
- Klumpes, P.J.M. y McCrae, M. (1999): Evaluating the financial performance of pension funds: An individual investor's perspective," *Journal of Business Finance and Accounting*, 261 – 280.
- Kon, S.J. y Jen, F.C. (1978): Estimation of time-varying systematic risk and performance for mutual fund portfolios: An application of switching regression. *Journal of Finance*, 33, 457-475.
- Lakonishok, J.; Shleifer, A. y Vishny, R.W. (1992): The Structure and Performance of the Money Management Industry. *Brookings Papers: Microeconomics*, 339-391.
- Lehman, B.N. y Modest, D.M. (1987): Mutual fund performance evaluation: a comparison of benchmarks and benchmark comparisons, *Journal of Finance*, 42, 233-265.
- Malkiel, B.G. (1995): Returns from investing in equity mutual funds from 1971 to 1991, *Journal of Finance*, 50, 2, 549-572.
- Martí, C.P. y Matallín, J.C. (2007): Performance of Spanish Pension Plans, *Management International Conference*, Portoroz, Slovenia, November.
- Martí, C.P.; Matallín, J.C. y Fernández, M.A. (2007): Análisis de las variables que determinan las comisiones en los planes de pensiones. *Revista de Economía Financiera*, 11, 38-63.
- Matallín, J.C. (2003): Asymmetric relation in omitted benchmarks and market timing in mutual funds, *Applied Economic Letters*, 10, 12, 775-778.
- Matallín, J.C. (2006): Portfolio Performance: Factors or Benchmarks? *Applied Financial Economics*, forthcoming.

- Mittelstaedt, H.F. and Olsen, J.C. (2003): An empirical analysis of the investment performance of the Chilean pension system. *Journal of Pension Economics and Finance*, 2, 1, 7-24.
- Otten, R. y Bams, D. (2002): European Mutual Fund Performance, *European Financial Management*, 8, 1, 75-101.
- Pastor, L. y Stambaugh (2002): "Mutual fund performance and seemingly unrelated assets". *Journal of Financial Economics*, 63, 3, 315-349.
- Roll, R. (1978). Ambiguity when performance is measured by the securities market line, *Journal of Finance*, 33, 4, 1051-1069.
- Sharpe, W. (1966): Mutual Fund Performance, *Journal of Business*, 39, 1, 7-9.
- Sharpe, W. (1992): Asset allocation: management style and performance measurement, *Journal of Portfolio Management*, 7-19.
- Thomas, A. y I. Tonks (2001): Equity performance of segregated pension funds in the UK, *Journal of Asset Management*, 1, 4, 321-343.
- Tonks, I. (2005): Performance persistence of pension fund managers, *The Journal of Business*, 78, 5, 1917-1942.
- Treynor J.L. y Mazuy, K. (1966): Can Mutual Funds Outguess the Market? *Harvard Business Review*, 44, 131-136

Tabla 1

Evaluación de la Eficiencia modelo multi-índice

La presente tabla muestra los resultados de la estimación de la eficiencia mediante el modelo (1) a partir de rendimientos netos diarios durante el periodo comprendido entre el 1 de enero de 2000 y el 31 de diciembre de 2004. Las estimaciones se han realizado mediante la matriz de covarianzas consistente a heterocedasticidad y autocorrelación propuesta por Newey y West (1987). La eficiencia está presentada en términos anuales y porcentuales. Así mismo, los planes de pensiones se agrupan siguiendo los criterios de clasificación de la Asociación de Instituciones de Inversión Colectiva (INVERCO) en función del estilo de gestión, de forma que RFM integra aquellos planes cuya cartera está integrada por menos de un 30% de títulos de renta variable, RFLP integra títulos de renta fija con duración media de la cartera superior a dos años, RV presenta una cartera compuesta por más de un 75% de títulos de renta variable, RVM representa a aquellos planes de pensiones que integran entre un 30% y un 75% de títulos de renta variable en sus carteras, y RFCP incluye a aquellos planes cuya cartera está compuesta por títulos de renta fija con duración media de la cartera igual o inferior a dos años.

$$r_{pt} = \alpha_p + \beta_m r_{mt} + \beta_d r_{dt} + \beta_l r_{lt} + \beta_s r_{st} + \beta_g r_{gt} + \beta_v r_{vt} + \mu_{pt} \quad (1)$$

Número de fondos									
Categoría	Total	<0	p-value		p-value	Min	Max	Media	Mediana
			0.05	>0					
RFM	100	98	40	2	0	-5,73	0,85	-3,02	-3,35
RFLP	20	15	6	5	1	-9,98	1,47	-0,84	-0,34
RV	43	40	4	3	0	-12,58	1,16	-6,63	-6,28
RVM	72	72	12	0	0	-9,25	-1,26	-5,81	-5,71
RFCP	17	14	10	3	0	-2,33	0,69	-0,83	-1,02

Tabla 2

Prueba de persistencia basada en rentabilidad ajustada al riesgo

A continuación presentamos una tabla de contingencia donde clasificamos los planes como ganadores o perdedores para cada una de las referencias temporales consecutivas anuales. De este modo, aquellos planes de pensiones cuya rentabilidad ajustada al riesgo obtenida a partir del modelo (1) supera la mediana los clasificamos como ganadores. Por el contrario, aquellos planes cuya rentabilidad ajustada al riesgo obtenida en alguno de los dos periodos no supera la mediana de la muestra los clasificamos en el grupo de perdedores.

$$r_{pt} = a_p + \beta_m r_{mt} + \beta_d r_{dt} + \beta_l r_{lt} + \beta_s r_{st} + \beta_g r_{gt} + \beta_v r_{vt} + \mu_{pt} \quad (1)$$

Tabla de Contingencia de la eficiencia de los planes de pensiones

RFM	Ganadores t+1	Perdedores t+1
Ganadores	65.5%	34.5%
Perdedores	34.5%	65.5%
$\chi^2 = 38.440^{***}$		
RFLP	Ganadores t+1	Perdedores t+1
Ganadores	60%	40%
Perdedores	40%	60%
$\chi^2 = 3.200^*$		
RV	Ganadores t+1	Perdedores t+1
Ganadores	61.4%	38.6%
Perdedores	40.5%	59.5%
$\chi^2 = 7.504^{***}$		
RVM	Ganadores t+1	Perdedores t+1
Ganadores	62.5%	37.5%
Perdedores	37.5%	62.5%
$\chi^2 = 18.000^{***}$		
RFCP	Ganadores t+1	Perdedores t+1
Ganadores	63.9%	36.1%
Perdedores	40.6%	59.4%
$\chi^2 = 3.680^*$		

***, **, * significativo a un nivel del 1%, 5%, y 10% respectivamente

Tabla 3

Prueba de persistencia basada en rentabilidad ajustada al riesgo

A continuación presentamos una tabla de contingencia donde clasificamos los planes como ganadores o perdedores para cada una de las referencias temporales consecutivas semestrales. De este modo, aquellos planes de pensiones cuya rentabilidad ajustada al riesgo obtenida a partir del modelo (1) supera la mediana los clasificamos como ganadores. Por el contrario, aquellos planes cuya rentabilidad ajustada al riesgo obtenida en alguno de los dos periodos no supera la mediana de la muestra los clasificamos en el grupo de perdedores.

$$r_{pt} = a_p + \beta_m r_{mt} + \beta_d r_{dt} + \beta_l r_{lt} + \beta_s r_{st} + \beta_g r_{gt} + \beta_v r_{vt} + \mu_{pt} \quad (1)$$

Tabla de Contingencia de la eficiencia de los planes de pensiones

RFM	Ganadores t+1	Perdedores t+1
Ganadores	68.4%	31.6%
Perdedores	42.7%	57.3%
$\chi^2 = 60.552^{***}$		
RFLP	Ganadores t+1	Perdedores t+1
Ganadores	64.4%	35.6%
Perdedores	46.7%	53.3%
$\chi^2 = 5.760^{**}$		
RV	Ganadores t+1	Perdedores t+1
Ganadores	66.7%	33.3%
Perdedores	34.9%	65.1%
$\chi^2 = 39.002^{***}$		
RVM	Ganadores t+1	Perdedores t+1
Ganadores	67.3%	32.7%
Perdedores	32.7%	67.3%
$\chi^2 = 77.432^{***}$		
RFCP	Ganadores t+1	Perdedores t+1
Ganadores	67.9%	32.1%
Perdedores	36.1%	63.9%
$\chi^2 = 15.462^{***}$		

***, **, * significativo a un nivel del 1%, 5%, y 10% respectivamente

Tabla 4

Prueba de persistencia basada en rentabilidad ajustada al riesgo

A continuación presentamos una matriz de probabilidad de transición donde clasificamos los planes en cuartiles en función de la rentabilidad ajustada al riesgo obtenida a través del modelo (1) para cada una de las referencias temporales consecutivas anuales.

$$r_{pt} = a_p + \beta_m r_{mt} + \beta_d r_{dt} + \beta_l r_{lt} + \beta_s r_{st} + \beta_g r_{gt} + \beta_v r_{vt} + \mu_{pt} \quad (1)$$

Tabla de Matrices de Probabilidad de Transición de la eficiencia de los planes de pensiones					
RFM	Q_t/Q_{t+1}	Q1	Q2	Q3	Q4
	Q1	38%	22%	19%	21%
	Q2	32%	39%	22%	7%
	Q3	17%	21%	35%	27%
	Q4	13%	18%	24%	45%
$\chi^2 = 63.440^{***}$					
RFLP	Q_t/Q_{t+1}	Q1	Q2	Q3	Q4
	Q1	55%	20%	5%	20%
	Q2	20%	25%	50%	5%
	Q3	5%	35%	40%	20%
	Q4	20%	20%	5%	55%
$\chi^2 = 36.000^{***}$					
RV	Q_t/Q_{t+1}	Q1	Q2	Q3	Q4
	Q1	40.9%	20.5%	9.1%	29.5%
	Q2	34.1%	27.3%	29.5%	9.1%
	Q3	15.0%	37.5%	25.0%	22.5%
	Q4	11.4%	18.2%	29.5%	40.9%
$\chi^2 = 28.661^{***}$					
RVM	Q_t/Q_{t+1}	Q1	Q2	Q3	Q4
	Q1	48.6%	19.4%	6.9%	25.0%
	Q2	23.6%	33.3%	29.2%	13.9%
	Q3	13.9%	23.6%	36.1%	26.4%
	Q4	13.9%	23.6%	27.8%	34.7%
$\chi^2 = 46.222^{***}$					
RFCP	Q_t/Q_{t+1}	Q1	Q2	Q3	Q4
	Q1	40%	25%	25%	10%
	Q2	25%	31.3%	25%	18.8%
	Q3	25%	25%	37.5%	12.5%
	Q4	25%	12.5%	6.3%	56.3%
$\chi^2 = 15.555^*$					

***, **, * significativo a un nivel del 1%, 5%, y 10% respectivamente

Tabla 5

Prueba de persistencia basada en rentabilidad ajustada al riesgo

A continuación presentamos una matriz de probabilidad de transición donde clasificamos los planes en cuartiles en función de la rentabilidad ajustada al riesgo obtenida a través del modelo (1) para cada una de las referencias temporales consecutivas semestrales.

$$r_{pt} = a_p + \beta_m r_{mt} + \beta_d r_{dt} + \beta_l r_{lt} + \beta_s r_{st} + \beta_g r_{gt} + \beta_v r_{vt} + \mu_{pt} \quad (1)$$

Tabla de Matrices de Probabilidad de Transición de la eficiencia de los planes de pensiones					
RFM	Q _t /Q _{t+1}	Q1	Q2	Q3	Q4
	Q1	36.4%	31.1%	16.0%	16.4%
	Q2	26.7%	36.9%	22.7%	13.8%
	Q3	17.8%	18.2%	34.7%	29.3%
	Q4	19.1%	13.8%	26.7%	40.4%
$\chi^2 = 108.924^{***}$					
RFLP	Q _t /Q _{t+1}	Q1	Q2	Q3	Q4
	Q1	42.2%	13.3%	22.2%	22.2%
	Q2	28.9%	31.1%	28.9%	11.1%
	Q3	20.0%	33.3%	22.2%	24.4%
	Q4	8.9%	22.2%	26.7%	42.2%
$\chi^2 = 24.800^{***}$					
RV	Q _t /Q _{t+1}	Q1	Q2	Q3	Q4
	Q1	29.3%	34.3%	21.2%	15.2%
	Q2	33.3%	37.4%	14.1%	15.2%
	Q3	26.7%	17.8%	27.8%	27.8%
	Q4	13.1%	12.1%	30.3%	44.4%
$\chi^2 = 55.385^{***}$					
RVM	Q _t /Q _{t+1}	Q1	Q2	Q3	Q4
	Q1	42%	32.1%	13%	13%
	Q2	30.9%	30.2%	29.6%	9.3%
	Q3	11.7%	25.9%	32.7%	29.6%
	Q4	15.4%	11.7%	24.7%	48.1%
$\chi^2 = 130.963^{***}$					
RFCP	Q _t /Q _{t+1}	Q1	Q2	Q3	Q4
	Q1	53.3%	24.4%	15.6%	6.7%
	Q2	19.4%	33.3%	33.3%	13.9%
	Q3	22.2%	25.0%	30.6%	22.2%
	Q4	16.7%	11.1%	16.7%	55.6%
$\chi^2 = 43.213^{***}$					

***, **, * significativo a un nivel del 1%, 5%, y 10% respectivamente