

ANÁLISIS COMPARATIVO DE MODELOS CON VARIABLES CENSURADAS: EL CASO DE LAS COMISIONES DE LOS PLANES DE PENSIONES

Carmen Pilar Martí Ballester, Universitat Jaume I

Juan Carlos Matallín Sáez, Universitat Jaume I

M^a Ángeles Fernández Izquierdo, Universitat Jaume I

RESUMEN

El mercado español de planes y fondos de pensiones se caracteriza por establecer límites máximos por imperativo legal en ambos tipos de comisiones, y por estar la comercialización y gestión (en su mayoría) en manos de entidades financieras, lo que a su vez puede generar un conflicto de intereses. Por ello, el principal objetivo de este trabajo es analizar qué variables determinan las diferentes comisiones que soportan los planes de pensiones utilizando una técnica de estimación que proporcione resultados consistentes y robustos. Para ello, utilizamos datos individualizados de las comisiones de gestión y depósito de los distintos planes de pensiones individuales en España. Los datos obtenidos muestran cómo la naturaleza de la entidad gestora, los resultados obtenidos por el plan, el estilo de gestión, la inversión media por partícipe de cada entidad gestora, así como la comisión de depósito establecida por la entidad depositaria son relevantes sobre la comisión de gestión. Al implantar un enfoque paramétrico también resultan relevantes el poder de mercado y la antigüedad del plan.

PALABRAS CLAVE: fondo de pensiones, plan de pensiones, comisión de gestión y modelo de desviación absoluta mínima censurada.

ABSTRACT

The aim of this study is two-fold: to analyse which variables determine the fees incurred by pension plans and to demonstrate that the results of applying this model are robust. We use individualised data from the management and custodial fees for individual pension plans in Spain. The Spanish pension funds and pension plans market establishes maximum limits for both types of fee under legal imperative and is characterised by the fact that most of its trade and management is carried out by financial entities, which may in turn create a conflict of interests. When a semiparametric approach is used, results reveal the following variables to be relevant in determining management fees: the nature of the managing entity, the yield of the plan, management style, average investment per participant in each management entity and custodial fees established by the custodian. On applying the parametric approach, the number of years of operation and the concentration of the plan are also shown to be relevant.

KEYWORDS: pension fund, pension plan, management fee and censored least absolute deviations method.

1. INTRODUCCIÓN

El elevado grado de desarrollo que están alcanzando los planes y fondos de pensiones, y el que se espera que experimenten en un futuro, tendrá importantes incidencias en el funcionamiento del sistema financiero y de la economía en general, dado que contribuyen a la formación de ahorro y a la capitalización de la economía. Además, la dimensión social que incorporan los fondos de pensiones al configurarse como un instrumento de previsión social cuya finalidad es ofrecer cobertura a las contingencias de jubilación, supervivencia, viudedad, orfandad o invalidez complementarias y no sustitutivas a las otorgadas por el sistema público de la Seguridad Social, lo diferencia de otros sectores, generando un creciente interés público.

De este modo, el desarrollo de los planes y fondos de pensiones ha suscitado un gran interés entre la comunidad financiera en general y entre los académicos en particular. En este sentido, se han estudiado diferentes aspectos de estos productos, generándose distintas líneas de investigación que nosotros hemos clasificado en: actuarial, perspectiva de la economía industrial y económico-financiera.

Por lo que respecta a la literatura basada en metodologías actuariales podemos distinguir dos vías de investigación. En una primera línea, diversos autores, Vanderbroek (1990), Haberman (1994), Haberman y Sung (1994), Cairns (1995), Taylor (2002), Chang et al. (2003) han estudiado la financiación de los planes de pensiones. A un nivel nacional, esta línea de investigación la han desempeñado entre otros, Josa y Rincón (2001, 2003), Devesa et al. (2000), Devesa et al. (2002), Vidal et al. (2002), y Peláez y García (1998, 2002).

En segundo lugar, existen trabajos que mediante técnicas actuariales tratan de determinar el impacto de las reformas tributarias sobre los planes y fondos de pensiones, comparándolas en algunos casos con otros instrumentos financieros. Dicho tipo de análisis lo encontramos en Domínguez (1999), Domínguez y López (2000), González-Páramo y Badenes (2000), García-Vaquero y Maza (2001) y Domínguez (2003).

Dentro del ámbito económico-financiero, la evaluación de la *performance* de los fondos de pensiones ha suscitado gran interés entre la comunidad científica. Así, existen diversos estudios internacionales, tales como el de Gregory y Tonks (2002), Brinson et al. (1991), Blake et al. (1999), Coggin et al. (1993), Blake y Timmermann (2002), que analizan la implementación de estrategias activas de gestión de carteras. Adicionalmente, Brown et al. (1997), Christopherson et al. (1998), Blake et al. (1999), Tonks (2001), Gregory y Tonks (2002), y Lakonishok et al. (1992) han investigado la persistencia de los resultados obtenidos por los fondos de pensiones. Desde el punto de vista de la economía industrial, Ferro (2002, 2003) encuentra evidencia empírica de costes variables endógenos en el mercado de los fondos de pensiones argentinos.

El presente trabajo se incluiría dentro de esta perspectiva económico-financiera, teniendo un doble objetivo: (1) determinar las variables que influyen en las comisiones de gestión que soportan los planes de pensiones y, (2) analizar el uso de un estimador consistente y robusto para estimar modelos con datos censurados. No obstante, para situar dentro de un contexto financiero español los planes y fondos de pensiones, previamente analizaremos su situación actual en España, para posteriormente realizar la propuesta empírica donde adoptaremos diferentes metodologías para estudiar las comisiones de gestión que soportan los planes de pensiones.

De este modo, la relevancia de dicho análisis se afianza al no tener constancia de la existencia, desde esta perspectiva, de estudios similares para planes y fondos de pensiones, especialmente en el caso español. A

nivel internacional, Ippolito y Turner (1987) analizan el efecto de las comisiones sobre los resultados obtenidos por un plan de pensiones, aportando evidencia empírica de cómo los planes de pensiones que soportan comisiones elevadas no obtienen peores resultados que los planes gestionados mediante la implementación de una estrategia pasiva. Por otra parte, en este caso desde una perspectiva actuarial, Devesa *et al.* (2002) comenta que el nivel de comisiones cobradas a los partícipes de planes de pensiones individuales españoles parece extraordinariamente elevado como resultado de la falta de competencia real en el mercado y del efecto tamaño derivado de la concentración de la industria de entidades gestoras.

La estructura de este papel es la siguiente: empezaremos con una breve descripción de la situación actual de los planes y fondos de pensiones en España, para posteriormente, en la sección 3, mencionar las fuentes de obtención de los datos y definir las variables objeto de estudio, seguidamente comentaremos la metodología utilizada y los resultados obtenidos, y finalmente explicaremos las conclusiones alcanzadas.

2. EVOLUCIÓN Y SITUACIÓN ACTUAL DE LOS PLANES Y FONDOS DE PENSIONES EN ESPAÑA

Dentro de las Instituciones de Inversión Colectiva, los fondos de inversión son las instituciones que gestionan un mayor volumen de patrimonio, el cual ha experimentado un importante aumento, desde inicios de la década de los noventa, hasta situarse en 219.730 millones de euros a 31 de diciembre de 2004, cifra que pone de manifiesto la madurez alcanzada por dicho mercado. Sin embargo, los planes y fondos de pensiones se encuentran en fase de desarrollo, experimentando una evolución moderada en el mencionado periodo, alcanzando un volumen de patrimonio, tal y como muestra el Cuadro 1, de 63.004 millones de euros, a 31 de diciembre de 2004.

De este modo, el volumen de patrimonio gestionado por los fondos de pensiones supone un 28,67 por cien del patrimonio gestionado por los fondos de inversión. Si bien, ello podría deberse a que en España se trata de un instrumento de relativamente recién creación, pues a nivel mundial el patrimonio gestionado por los Fondos de Pensiones era de 11.872 billones de euros a finales del año 2004 cifra muy próxima a los 11.904 billones de euros que administraban los fondos 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. Estos datos ponen de manifiesto el importante volumen de patrimonio gestionado que están consiguiendo los fondos de pensiones a nivel mundial.

A su vez, el Cuadro 1, pone de relieve la importancia que han ido adquiriendo los planes de pensiones del sistema individual en el conjunto de sistemas, experimentando un mayor grado de desarrollo, en cuanto a patrimonio gestionado, que los planes de pensiones de los sistemas de empleo y asociados¹. En este sentido, a 31 de diciembre de 2004, el volumen alcanzado por los planes de pensiones del sistema individual suponía un 58,73% sobre el total de sistemas frente al 49,18 por cien que representaba a 31 de diciembre de 1995. De este

¹ Según la legislación vigente los planes de pensiones se enmarcan, según los sujetos constituyentes, en una de las siguientes modalidades: (a) sistema de empleo, si el promotor es cualquier entidad, corporación, sociedad o empresa (incluido el empresario individual) y los partícipes son sus empleados, (b) sistema asociado, si el promotor es cualquier asociación, sindicato, gremio o colectivo y los partícipes son sus asociados, miembros o afiliados, y (c) sistema individual, si el promotor es una o varias entidades de carácter financiero y los partícipes son personas físicas.

modo, se pone de manifiesto la supremacía de este sistema en cuanto a patrimonio gestionado frente a las modalidades de empleo y asociados.

Cuadro 1*Evolución del patrimonio de los Fondos de Pensiones*1988-2004*

Año	Sistema Individual	Sistema Empleo	Sistema Asociado	Total Sistemas
31/12/88	152,837	—	—	152,937
31/12/89	511,425	—	—	511,425
31/12/90	1.022,370	2.096,565	95,537	3.214,472
31/12/91	1.728,679	3.025,086	137,055	4.890,820
31/12/92	2.560,696	3.863,564	180,003	6.604,263
31/12/93	3.786,022	4.570,385	252,551	8.608,958
31/12/94	4.740,501	5.362,524	304,485	10.407,510
31/12/95	6.306,312	6.135,733	380,236	12.822,281
31/12/96	9.091,426	7.842,974	506,912	17.441,312
31/12/97	12.292,152	8.983,268	634,753	21.910,173
31/12/98	16.310,224	10.083,835	766,982	27.161,041
31/12/99	18.989,076	11.834,360	840,184	31.663,620
31/12/00	21.494,220	15.553,271	812,290	37.859,781
31/12/01	24.214,318	18.837,398	777,444	43.829,160
31/12/02	26.284,054	21.278,267	759,967	48.322,288
31/12/03	31.555,380	23.515,105	841,604	55.912,090
31/12/04	37.001,722	25.124,891	877,870	63.004,483

Fuente: INVERCO. Elaboración propia.

* Datos en millones de euros

Por otra parte, tal y como muestra el Cuadro 2, los planes de pensiones del sistema individual han adquirido un importante grado de desarrollo a lo largo de estos años, tanto en lo que respecta a número de partícipes, como a número de instituciones y a patrimonio gestionado. En este sentido, el número de instituciones de planes de pensiones de este sistema se ha incrementado 16 veces si tomamos como año base 1989. A su vez, el número de partícipes ha variado de 317.777 en el año 1989 a 7.244.482 partícipes a 31 de diciembre de 2004, lo que supone un incremento de 22 veces. Asimismo, el patrimonio gestionado correspondiente a los planes de pensiones del sistema individual ha aumentado hasta alcanzar la cifra de 37.001 millones de euros a 31 de diciembre de 2004, lo que supone un incremento de 72 veces con respecto al año 1989.

Cuadro 2*Evolución de los Planes de Pensiones Individuales*

Año	Número de Instituciones	Número de Partícipes	Patrimonio *
31/12/89	56	317.777	511,425
31/12/90	164	530.551	1.022,370
31/12/91	170	710.677	1.728,679
31/12/92	196	875.041	2.560,696
31/12/93	196	1.066.872	3.786,022
31/12/94	198	1.301.712	4.740,501

31/12/95	229	1.490.255	6.306,312
31/12/96	265	1.838.804	9.091,426
31/12/97	339	2.352.239	12.292,152
31/12/98	422	2.953.750	16.310,224
31/12/99	511	3.623.507	18.989,076
31/12/00	557	4.402.708	21.494,220
31/12/01	649	5.168.114	24.214,318
31/12/02	739	5.829.358	26.284,054
31/12/03	860	6.612.317	31.555,380
31/12/04	956	7.244.482	37.001,722

Fuente: INVERCO. Elaboración propia.

* Datos en millones de euros

3. DATOS

Dada la importancia que están adquiriendo los planes de pensiones del sistema individual sobre el conjunto de sistemas, tanto en lo que respecta a patrimonio gestionado como a número de partícipes, hemos analizado los datos de una muestra de 464 planes pertenecientes a dicha modalidad. Para el estudio empírico se ha realizado un corte transversal, el 31 de enero de 2005, sobre determinadas características de los planes analizados. De este modo, para nuestro análisis, 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. Así, para cada plan, tenemos información relativa al número de partícipes, cuenta de posición, fondo al que pertenece el plan y grupo financiero, facilitada por INVERCO; además de la comisión de gestión, comisión de depósito, entidad gestora, entidad depositaria y rentabilidad ajustada al riesgo para cada plan de pensiones (Alfa de Jensen y ratio de Sharpe), obtenidas de Grupo Analistas, y fecha de constitución de los diversos planes facilitada por las propias entidades gestoras y NET PENSIONES.

Según señala Brown et al (1997) el *survivorship bias* 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*. Dado que en nuestro estudio no tenemos en cuenta los efectos de las comisiones de planes de pensiones disueltos, y prescindimos de aquellos planes con menos de un año de existencia, al objeto de poder incluir la rentabilidad anual ajustada al riesgo de cada plan de pensiones, es posible que nuestra muestra esté sesgada.

A continuación, presentamos las variables explicativas que hemos considerado como potencialmente determinantes en las comisiones soportadas por los planes de pensiones, siendo muy similares a las empleadas por Gil y Martínez (2004) para analizar las comisiones soportadas por los fondos de inversión españoles. Así, aunque existen diferencias entre los fondos de pensiones y los fondos de inversión en cuanto a liquidez, fiscalidad, entre otros, Montllor y Tarrazón (1998) indican que la gestión de planes de aportación definida y fondos de inversión sigue estrategias parecidas, por tanto, creemos que algunas variables explicativas consideradas en trabajos sobre fondos de inversión pueden ser relevantes en los estudios realizados sobre planes de pensiones de aportación definida².

² Cabe destacar que en España, la legislación vigente establece que los planes de pensiones individuales sólo pueden ser de la modalidad de aportación definida, es decir, la cuantía de las aportaciones de los partícipes está predeterminada, no garantizando ni definiendo la cuantía de las prestaciones futuras.

Dado que, Harper (2004) ha encontrado diferencias importantes en las comisiones soportadas por los planes de pensiones según el tamaño de éstos, para determinar el efecto de la variable tamaño sobre las comisiones, tomaremos el logaritmo del patrimonio correspondiente a cada plan de pensiones, (LPAT). Igualmente, consideraremos como variable explicativa el patrimonio total administrado por cada entidad gestora, (LPEG). A su vez, el coeficiente asociado a dicha variable nos revelará la existencia o no de economías de alcance.

Concerniente a la valoración de las diferencias en costes asociadas al número de partícipes, emplearemos la inversión media por partícipe (LTAM), medida como el logaritmo neperiano del patrimonio correspondiente a cada plan menos el logaritmo neperiano del número de partícipes de ese plan, dado que Berzins *et al* (2004) y Sharma y Salas (2004) establecen que los clientes pagarán diferentes comisiones dependiendo del patrimonio acumulado. La correspondiente variable para la entidad gestora la denominamos LPPG.

Siguiendo a Freeman y Brown (2001) que tratan de mostrar que las diferencias entre las comisiones de los planes de pensiones y de los fondos de inversión no se deben al poder de mercado, analizaremos también la influencia del poder de mercado del plan sobre la decisión de las comisiones que soportan los planes de pensiones individuales. Así, para medir la participación relativa del plan de pensiones en el mercado, definiremos la variable CONC cuyo valor representa la relación del patrimonio correspondiente a cada plan de pensiones sobre el patrimonio total de la categoría a la que pertenece el mencionado plan. De este modo, un plan que disfrute de una mayor participación en el mercado podrá posiblemente disfrutar de una ventaja competitiva que le permita negociar comisiones de depósito y de gestión más bajas.

Por otro lado, cabría esperar que el efecto experiencia y aprendizaje contribuyan a disminuir las comisiones de un plan de pensiones. Dichos efectos los evaluaremos a través de la variable ANT que definimos como el logaritmo neperiano del número de años transcurridos desde la constitución del plan.

Harper (2004) establece que la performance relativa a un benchmark podría ser uno de los factores que podrían determinar la decisión de la comisión de gestión y Brown *et al* (1992) argumentan que algunos gestores pueden generar performance negativa por incrementar sus comisiones. Por ello, hemos considerado relevante incluir en nuestro análisis las variables SP y ALFA, pues la rentabilidad del plan ajustada al riesgo es el servicio más importante que reciben los partícipes de un plan de pensiones. De modo que para medir la relación entre las comisiones de gestión y de depósito y la rentabilidad ajustada al riesgo, incluimos las variables SP y ALFA que representa los rendimientos anuales ajustados al riesgo a través del índice de Sharpe (Sharpe, 1966) y el Alfa de Jensen (Jensen, 1968), respectivamente, de los distintos planes de pensiones individuales.

También se han incluido variables *dummy* que introducen en el análisis la pertenencia del plan a un determinado tipo de entidad gestora y depositaria. Así, es lógico pensar que las entidades gestoras que pertenezcan a una entidad financiera puedan disfrutar de las ventajas derivadas de las economías de alcance y, por tanto, fijar comisiones de gestión más bajas. No obstante, podría darse el caso de que las entidades financieras tengan clientes cautivos y les cobren comisiones más elevadas. Para determinar el efecto de dicha relación emplearemos las variables GESBA, GESCA y GESO, que indican la pertenencia de la entidad gestora a un grupo bancario, una caja de ahorros, o por el contrario es una entidad independiente. Utilizamos la comisión de depósito como variable de control.

Harper (2004) establece que el tipo de activo o clase de activo bajo gestión podría ser un factor a considerar para determinar las comisiones que soportan los planes de pensiones, por lo que hemos incorporado en el análisis las variables dummy RFCP, RFLP, RFM, RVM, y RV indicando si el plan de pensiones es de la modalidad de renta fija a corto plazo, renta fija a largo plazo, renta fija mixta, renta variable mixta, renta variable y garantizados, tal como se definen en el cuadro 3, que determinarán las posibles diferencias que pueden surgir entre las diferentes categorías de planes de pensiones individuales.

Cuadro 3

Clasificación de los planes de pensiones individuales

Categoría	Descripción
RFCP (Renta Fija Corto Plazo)	Cuando la composición de su cartera esta formada únicamente por activos de renta fija o derivados cuyo subyacente sea renta fija siendo la duración media de la cartera igual o inferior a dos años.
RFLP (Renta Fija Largo Plazo)	La cartera esta constituida por activos de renta fija y/o derivados cuyo subyacente es renta fija cuya duración media de la cartera es superior a dos años.
RFM (Renta Fija Mixta)	Su cartera incorpora menos de un 30% en activos de renta variable.
RVM (Renta Variable Mixta)	La composición de la cartera está integrada por activos de renta variable entre un 30% y un 75%.
RV (Renta Variable)	La cartera deberá integrar un mínimo del 75% en renta variable.
GARANT (Garantizados)	Incluye aquellos planes que cuentan con una rentabilidad garantizada por un tercero.

4. TÉCNICAS DE ESTIMACIÓN

Dentro de los gastos que soporta un fondo de pensiones, la comisión de gestión se configura como uno de los más importantes, dado su mayor peso relativo frente a otros gastos. Dicha comisión supone la remuneración percibida por la entidad gestora por desempeñar las tareas de gestión y administración del patrimonio del fondo. Así, dicha retribución puede alcanzar hasta un máximo del 2%³ anual del valor de las cuentas de posición de los planes de pensiones a las que, a su vez, deberán imputarse.

Para analizar las variables que influyen sobre la decisión de la comisión de gestión establecemos una función lineal de variables explicativas. Dado que la variable dependiente se encuentra censurada, pues existe un límite legal máximo y un límite mínimo, el uso de la técnica de Mínimos Cuadrados Ordinarios no es adecuado tal como muestran Loucks (1994), Chou y Cebula (1996), Greene (2000) y Maddala y Nelson (1975) ya que obtendríamos estimadores inconsistentes. En este caso, una técnica estándar consiste en estimar un modelo Tobit propuesto por Tobin (1958), que definimos como sigue:

$$\begin{aligned}
 y_i &= \alpha + \beta'x_i + u_i & \text{si } \underline{y} < y_i < \bar{y} \\
 y_i &= \bar{y} & \text{si } y_i > \bar{y} \\
 y_i &= \underline{y} & \text{si } y_i < \underline{y}
 \end{aligned}
 \tag{1}$$

³ Cabe señalar que este límite puede ser menor en aquellos planes de pensiones adscritos a fondos de pensiones que poseen participaciones en otros fondos o en instituciones de inversión colectiva. En este caso el límite del 2% operará conjuntamente sobre las comisiones acumuladas a percibir por las distintas gestoras, e igualmente ocurrirá con la comisión de depósito, donde el límite del 0,5% operará conjuntamente. No obstante, aunque ninguno de los planes de nuestra muestra está adscrito a más de un fondo, desconocemos el número de planes que invierten en instituciones de inversión colectiva.

Donde y_i es la decisión de la comisión de gestión; \bar{y} es la comisión legal máxima (2% anual del valor de las cuentas de posición); \underline{y} es la comisión mínima (0 por cien anual del valor de las cuentas de posición); β' es un vector de parámetros desconocidos de dimensión k ; x_i es un vector que contiene todas las variables explicativas de la decisión de la comisión de gestión tras corregir la multicolinealidad existente; u_i son los residuos caracterizados por seguir una distribución normal con media cero y desviación típica σ .

De este modo, el modelo Tobit clásico asume homocedasticidad y normalidad en la distribución de los residuos, obteniendo estimadores consistentes cuando ambos supuestos se cumplen. Sin embargo, investigaciones previas, Arabmazar y Schmidt (1981) y Greene (2000), demuestran que en presencia de heterocedasticidad y ausencia de normalidad, el modelo Tobit produce estimadores inconsistentes y sesgados. Por ello, comprobamos si los mencionados problemas de especificación aparecen en nuestro modelo, empleando el test *ratio likelihood* descrito en Petersen y Waldman (1981) para analizar la heterocedasticidad de los residuos y el estadístico Jarque-Bera para estudiar la normalidad de los mismos.

En cuanto al test *ratio likelihood* se ha realizado un contraste de cociente de verosimilitudes para analizar la hipótesis nula de homocedasticidad ($\alpha=0$), considerando un modelo Tobit con heterocedasticidad multiplicativa, donde especificamos que $\sigma_i = \sigma \exp(\gamma' x_i)$. Dicho estadístico se distribuye asintóticamente como una chi-cuadrado con 15 grados de libertad. El valor de la muestra (114,121) supera el valor crítico (30,5779) al 1% de significatividad, por tanto, no podemos aceptar la hipótesis nula de homocedasticidad. Respecto al estadístico Jarque-Bera, informamos de su valor en el cuadro 4.

La evidencia de heterocedasticidad y no normalidad de los residuos indican que los estimadores obtenidos por el método de máxima verosimilitud Tobit son inconsistentes. Para superar estas dificultades, empleamos el modelo de desviación absoluta mínima censurada (CLAD)⁴ propuesto por Powell (1984), adoptando la metodología de Pender et al. (2001) para modelos con doble censura, lo que nos permite obtener estimadores consistentes y robustos en ausencia de normalidad, presencia de heterocedasticidad, variable dependiente censurada y tamaño moderado⁵ de la muestra. Los errores estándar de las estimaciones se han obtenido mediante la técnica *bootstrap*.

5. RESULTADOS

Los resultados obtenidos al estimar los modelos MCO, Tobit y CLAD se encuentran recogidos en el siguiente cuadro:

Cuadro 4

Estimación de los modelos MCO, CLAD y Tobit

Variables	Coefficiente MCO	Error Standard	Coefficiente Tobit	Error Standard	Coefficiente CLAD	Error Standard
Constante	0,0241 *	(0,0063)	0,0322 *	(0,0098)	0,0272 **	(0,0129)
CONC	0,0169 **	(0,0095)	0,0425 ***	(0,0237)	0,0038	(0,0355)
COMDE	-0,2000 ***	(0,1052)	-0,3674 ***	(0,1883)	-0,6309 **	(0,2669)
ANT	0,0004	(0,0003)	0,0010 ***	(0,0005)	0,0006	(0,0005)

⁴ Dicho modelo es una versión censurada del modelo de desviación absoluta mínima (LAD).

⁵ Paarsch (1984) demuestra que el método CLAD obtiene estimadores más robustos que el método de máxima verosimilitud Tobit en muestras de tamaño moderado.

SP	-0,0000		(0,0001)	-0,0000		(0,0001)	0,0000		(0,0001)
ALFA	-0,0218	*	(0,0064)	-0,0448	*	(0,0143)	-0,0827	**	(0,0345)
GESBA	0,0005		(0,0005)	0,0012		(0,0010)	0,0064	*	(0,0020)
GESCA	-0,0000		(0,0005)	0,0005		(0,0008)	0,0018	***	(0,0010)
LPEG	0,0000		(0,0001)	0,0001		(0,0002)	0,0002		(0,0003)
LPPG	-0,0014	**	(0,0005)	-0,0024	*	(0,0009)	-0,0023	***	(0,0012)
LPAT	0,0002	***	(0,0001)	0,0002		(0,0002)	0,0002		(0,0002)
LTAM	-0,0005	***	(0,0002)	-0,0006		(0,0005)	-0,0005		(0,0006)
RFLP	0,0040	*	(0,0009)	0,0052	*	(0,0015)	0,0050	**	(0,0018)
RFM	0,0016	*	(0,0007)	0,0059	*	(0,0011)	0,0056	*	(0,0012)
RVM	0,0056	*	(0,0007)	0,0084	*	(0,0010)	0,0090	*	(0,0012)
RV	0,0065	*	(0,0007)	0,0106	*	(0,0013)	0,0133	*	(0,0028)

Jarque-Bera			534,192		
R ²	0,2454				
Pseudo R ²			-0,0899		0,1848
Censura izq.			0		
Censura der.			213		
Observaciones	464		464		464

*, **, *** indica que los coeficientes estimados son significativos al 1%, 5%, y 10%, respectivamente,

Dichos resultados muestran que las estimaciones realizadas según los modelos MCO, Tobit y CLAD presentan diferencias en cuanto a magnitud y nivel de significatividad. Esto nos indica que no considerar la censura de la variable dependiente en el modelo de MCO, y violar los supuestos de homocedasticidad y normalidad en el modelo Tobit puede conducirnos a subestimar o sobreestimar el efecto de determinadas variables sobre la decisión de la comisión de gestión.

En este sentido, tal y como podemos observar, la variable ALFA tiene un efecto significativamente negativo sobre la decisión de la comisión de gestión en los tres modelos estimados. No obstante la magnitud del estimador CLAD es mayor que la obtenida con las técnicas de estimación MCO y Tobit. De este modo, los planes de pensiones con peor *performance* han estado cobrando una comisión de gestión mayor. Estos resultados son consistentes con los argumentos aportados por Brown et al (1992). Por el contrario, Lesseig et al. (2002) encuentra una relación significativamente positiva entre ambas variables cuando analizan el mercado estadounidense de fondos de inversión, por tanto, aquellos fondos que obtienen una mayor rentabilidad ajustada al riesgo establecen mayores comisiones de gestión. Esta diferencia en los resultados se debe a que en nuestro caso hemos empleado rentabilidad ajustada al riesgo neta de comisiones, mientras Lesseig et al (2002) utiliza la rentabilidad ajustada al riesgo antes de deducir las comisiones soportadas por los fondos de inversión.

Igualmente los resultados obtenidos en los tres modelos coinciden al indicar que un aumento en la inversión media por partícipe de la entidad gestora, variable representada por LPPG, tendrá un efecto significativo en la comisión de gestión. Así, podemos establecer que las diferencias en las comisiones de gestión cobradas están asociadas al número de partícipes de cada entidad gestora. De este modo, en la muestra analizada las entidades gestoras con una mayor inversión por partícipe soportan comisiones de gestión más bajas. Estos resultados son consistentes con los comentarios efectuados por Berzins et al (2004). La explicación a este efecto puede deberse a dos factores: (1) un aumento en el número de partícipes puede incrementar los costes de la entidad gestora, lo que repercutirían a su vez en un aumento en la comisión de gestión, o bien (2) que los

participes, que realizan pequeñas aportaciones al plan, sean menos sensibles a las variaciones en las comisiones, beneficiándose de ello la entidad gestora estableciendo comisiones de gestión más elevadas.

También las variables RFLP, RFM, RVM, RV han resultado significativas al estimar los tres modelos, MCO, Tobit y CLAD, lo que nos indica que existen diferencias significativas en la decisión de la comisión de gestión según la tipología del plan. De este modo, los participes de planes de pensiones de renta fija a largo plazo pagaran comisiones significativamente menores que los de planes de renta variable. Estos resultados son consistentes con (a) las argumentaciones realizadas por Collins (2003) y Davis (2002) para el mercado de fondos de pensiones y (b) los resultados obtenidos por Gil y Martínez (2004) al analizar el mercado de fondos de inversión.

Por el contrario, sólo al estimar el modelo CLAD, encontramos una relación significativamente positiva entre las variables dummy GESBA y GESCA y la comisión de gestión. En este sentido, las entidades gestoras pertenecientes a bancos cobran un porcentaje significativamente más elevado en la comisión de gestión, mientras las entidades gestoras pertenecientes a cajas establecen comisiones más bajas. Esto podría deberse a que las entidades gestoras pertenecientes a bancos proporcionan servicios adicionales relacionados con su inversión en planes de pensiones. Dicho resultado es consistente con los alcanzados en estudios previos realizados por Lesseig et al (2002) y Gil y Martínez (2004) sobre fondos de inversión.

Dadas las diferencias encontradas al estimar los diferentes modelos, y al objeto de aportar mayor rigor en nuestro estudio, empleamos la prueba de Hausman⁶ descrita por Melenberg y van Soest (1996) y Greene (2000) que permite comparar dos modelos cuando disponemos de un estimador consistente y eficiente bajo la hipótesis nula pero inconsistente bajo la alternativa (estimador Tobit) y otro estimador consistente bajo ambas hipótesis pero ineficiente bajo la hipótesis nula (estimador CLAD). A partir de dichas estimaciones construimos el estadístico de Wald como sigue:

$$W = (\hat{\beta}_{Tobit} - \hat{\beta}_{CLAD})' [Var(\hat{\beta}_{Tobit} - \hat{\beta}_{CLAD})]^{-1} (\hat{\beta}_{Tobit} - \hat{\beta}_{CLAD}) \sim \chi^2(R) \quad [2]$$

donde R representa el rango de $Var(\hat{\beta}_{Tobit} - \hat{\beta}_{CLAD})$. El estadístico calculado alcanza el valor de 74.10, mientras el valor crítico es 30.58, por tanto, rechazamos la hipótesis nula de que no existen diferencias significativas entre el modelo paramétrico y el semiparamétrico.

En resumen, los resultados alcanzados indican que existen diferencias significativas entre los coeficientes obtenidos al estimar el modelo mediante las técnicas MCO, Tobit y CLAD, en cuanto a magnitud y nivel de significatividad. Si bien, esto podría deberse a la violación de los supuestos de homocedasticidad y normalidad en el modelo Tobit, y a la no consideración de la censura en la técnica de MCO.

6. CONCLUSIONES

El importante aumento que están experimentando los planes y fondos de pensiones, ha suscitado un gran interés entre la comunidad financiera en general. Así, sus repercusiones sociales y económicas han sido objeto de estudio tanto en un nivel internacional como en el ámbito español.

⁶ Newey (1987) recomienda utilizar la prueba de Hausman para comparar las estimaciones Tobit con las estimaciones CLAD.

No obstante, no tenemos conocimiento de que exista un trabajo de características similares, en un ámbito financiero, para los planes y fondos de pensiones en España. Por lo que el análisis presentado pretende aportar nuevas conclusiones sobre las comisiones de gestión cobradas a los planes de pensiones. De este modo, en el presente trabajo hemos tratado de analizar las variables que determinan la decisión de las comisiones de gestión que soportan los planes de pensiones. Para ello, hemos realizado un análisis econométrico empleando diferentes técnicas de estimación, MCO, Tobit y CLAD.

En este sentido, los resultados obtenidos sugieren la existencia de diferencias significativas en las comisiones de gestión soportadas por los planes de pensiones según la técnica de estimación utilizada. Así, la técnica de MCO produce estimadores inconsistentes, pues no tiene en cuenta el efecto de la censura. Una técnica común en estos casos es el método Tobit, no obstante, en presencia de heterocedasticidad y ausencia de normalidad produce también estimadores sesgados e inconsistentes. Como método alternativo empleamos la técnica CLAD que produce estimadores consistentes y robustos.

A través de dicho modelo encontramos que la rentabilidad ajustada al riesgo, la naturaleza de la entidad gestora, en función de la comisión de depósito, la inversión media por partícipe de cada entidad gestora y la categoría a la que pertenezca el plan influyen en la decisión de la comisión de gestión. Así, los planes de pensiones que obtienen una mayor rentabilidad anual ajustada al riesgo neta de comisiones según el índice de Jensen (1968) establecen comisiones de gestión más bajas, lo que implícitamente muestra el efecto negativo de las comisiones en el rendimiento neto. A su vez, las entidades gestoras pertenecientes a un grupo bancario fijan comisiones de gestión más elevadas, mientras las entidades gestoras integradas en una caja mantienen comisiones de gestión más bajas en los planes de pensiones que administran.

Adicionalmente, el número de partícipes por entidad gestora influyen significativamente en la comisión de gestión. Así, las entidades gestoras que administran grandes patrimonios pertenecientes a un pequeño número de partícipes establecen comisiones de gestión más bajas. Por el contrario, aquellas entidades gestoras que administran importantes volúmenes de patrimonio de un elevado número de partícipes establecen comisiones significativamente más elevadas. Respecto a la modalidad del plan, los partícipes de planes de pensiones de renta fija a largo plazo soportan comisiones de gestión significativamente menores que los de planes de pensiones de renta variable.

Los resultados obtenidos al estimar los tres modelos indican que el incumplimiento de los supuestos de normalidad y homocedasticidad en la técnica de estimación de máxima verosimilitud del modelo Tobit, así como no tener en cuenta el efecto de la censura en la técnica de Mínimos Cuadrados Ordinarios podría conducirnos a sobreestimar o subestimar los efectos que ejercen algunas variables sobre la comisión de gestión.

7. BIBLIOGRAFÍA

Berzins, J; Trzcinka, C. y Coggin, T.D., 2004. Survival and Performance of Pension Fund Money Managers. Working Paper of Kelley School of Business. August 27.

- Blake, D. y A. Timmermann, 2002. Returns from Active Management in Internacional Equity Markets: Evidence From a Panel of UK Pension Funds, UBS Pension Research Program, Discusión Paper 4. London School of Economics.
- Blake, D.; Lehmann, B.N. y A. Timmermann, 1999. Asset Allocation Dynamics and Pension Fund Performance, *The Journal of Business*, 4, 429-461.
- Blake, D.; Lehmann, B.N. y A. Timmermann, 2002. Performance clustering and incentives in the UK pension fund industry. *Journal of Asset Management*, 3, 2, 173-194.
- Brinson, G.P.; Singer, B.D. y G.L. Beebower, 1991. Determinants of Portfolio Performance II: An Update, *Financial Analysts Journal*, 3, 40-48.
- Brown, G.; Draper, P. y E. McKenzie, 1997. Consistency of UK Pension Fund Investment Performance, *Journal of Business Finance & Accounting*, 2, 155-178.
- Brown, S.J.; Goetzmann, W.N.; Ibbotson, R.G. y Ross, S.A., 1992. Survivorship Bias in Performance Studies, *Review of Financial Studies*, 5, 553-580.
- Buchinsky, M., 1994. Changes in the U.S. wage structure 1963-1987: application of quantile regression. *Econometrica*, 62,2,405-458.
- Cairns, A.J.G., 1995. Pension funding in a stochastic environment: The role of objectives in selecting an asset-allocation strategy, 5th AFIR International Colloquium 1, 429-453.
- Chay, K.Y. y Powell, J.L. (2001): Semiparametric Censored Regression Models, *Journal of Economic Perspectives*, 15, 4, 29-42.
- Chang, S.C.; Tzeng, L.Y. y J.C.Y. Miao, 2003. Pension funding incorporating downside risks, *Insurance: Mathematics and Economics*, 32, 217-228.
- Chou, R.Y. y Cebula, R., 1996. Determinants of Geographic Differentials in the Savings and Loan Failure Rate- A heteroskedastic Tobit estimation. *Journal of Financial Services Research*, 10, 1, 5-25.
- Christopherson, J.A.; Ferson, W.E. y D.A. Glassman, 1998. Conditioning Manager Alphas on Economic Information: Another Look at the Persistence of Performance, *The Review of Financial Studies*, 1, 111-142.
- Coggin, T.D.; Fabozzi, F.J. y S. Rahman, 1993. The Investment Performance of U.S. Equity Pension Fund Managers: An Empirical Investigation, *The Journal of Finance*, 3, 1039-1055.
- Collins, S., 2003. The Expenses of Defined Benefit Pension Plans and Mutual Funds. *Perspective*, 9, 6, 1-19.
- Daykin, C.D., Pentikainen, T., M. Pesonen, 1994. Practical risk theory for actuaries, Capman and may, London.
- Davis, E.P., 2002. The European Pension Management Industry. Working Paper PI-0212, The Pensions Institute, University of London, London.

Devesa Carpio, J.E.; Rodríguez Barrera, R. y C. Vidal Meliá, 2002. Los costes de administración para el afiliado en los sistemas de pensiones basados en cuentas de capitalización individual: medida y comparación internacional, Documento de Trabajo 171/2002 de la Fundación de las Cajas de Ahorros Confederadas para la Investigación Económica y Social.

Devesa, J.E; Martínez, M. y C. Vidal, 2000. Análisis y valoración de los sistemas de pensiones reformados en Latinoamérica, Documento de Trabajo WP-EC 2000-11 del Instituto Valenciano de Investigaciones Económicas.

Domínguez Barrero, F., 1999. Fiscalidad del ahorro en la nueva ley del IRPF: ¿Un paso hacia la neutralidad?, Hacienda Pública Española, 149, 115-136.

Domínguez Barrero, F, 2003. Régimen fiscal de la previsión social en la empresa: Incentivos existentes y equidad del sistema, X encuentro de Economía Pública. Santa Cruz de Tenerife.

Domínguez Barrero, F. y J. López Laborda, 2000. Los efectos de la fiscalidad sobre el ahorro a largo plazo, tras el Real Decreto-Ley 3/2000, de 23 de junio, Actualidad Financiera, 11, 3-17.

Ferris, S. y Chance, M., 1987. The Effect of 12b-1 Plans on Mutual Fund Expense Ratios: A note. Journal of Finance, 42, 1077-1082.

Ferro, G, 2002. Regulación y Costos Variables Endógenos en el Mercado de Fondos de Jubilaciones y Pensiones Argentino, Tesis Doctoral en Economía en la Universidad del CEMA.

Ferro, G, 2003. Regulation of Argentine Private Pension Funds: Is There Any Evidence of Variable Endogenous Costs?, Trabajo presentado en la reunión de la Asociación Argentina de Economía Política, Mendoza.

García-Vaquero, V. y F.A. Maza, 2001. Nuevos cambios en la fiscalidad de los activos financieros; análisis comparativo y efectos sobre el ahorro financiero de las familias, Boletín económico del Banco de España, 44, 71-83.

Gil-Bazo, J. y M.A. Martínez, 2003. The Black Box of Mutual Fund Fees, XI Foro de Finanzas del Nuevo Milenio, Universidad de Alicante, 13-14 noviembre.

González-Páramo, J.M. y N. Badenes Plá, 2000. Medidas fiscales de estímulo del ahorro de 23 de junio: una valoración, Cuadernos de Información Económica, 158, 28-35.

Greene, W.H., 2000. Econometric Analysis. Prentice Hall, Englewood Cliffs, Fourth Edition.

Gregory, A. y I. Tonks, 2002. Performance of Personal Pensions in the UK, CMPO Working Paper Series.

Haberman, S., 1994. Autorregresive rates of return and the variability of pension contributions and fund levels for a defined Bénédict pension scheme, Insurance: Mathematics and Economics, 14, 219-240.

Haberman, S. y J.H. Sung, 1994. Dynamic approaches to pension funding, Insurance: Mathematics and Economics, 15, 151-162.

Harper, J.T., 2004. Variation in Fees Paid for Investment Management by Defined Benefit Pension Plans. Annual Meeting of Southern Finance Association, Florida, 19 November.

- Ippolito, R.A. y J.A. Turner, 1987. Turnover, fees and Pension Plan Performance, *Financial Analysts Journal*, 6, 16-26.
- Josa Fombellida, R. y J.P. Rincón Zapatero, 2001. Minimization of risks in pension funding by means of contribution and portfolio selection, *Insurance: Mathematics and Economics*, 29, 35-45.
- Josa Fombellida, R. y J.P. Rincón Zapatero, 2003. Optimal risk management in defined benefit stochastic pension funds, Documento de trabajo Universidad Carlos III de Madrid.
- Lakonishok, J., Sheleifer, A. y R. Vishny, 1992: The structure and performance of the money management industry, *Brookings Papers on Economic Activity*, 1, 339-392.
- Lesseig, V., Long, M. y Smythe, T., 2002. Gains to Mutual Fund Sponsors offering Multiple Share Class Funds. *Journal of Financial Research*, 25, 1, 81-98.
- Loucks, C., 1994. The regional distribution of bank closings in the United States from 1982 to 1988: A brief note. *Southern Economic Journal*, 61, 1, 191-194.
- Luo, G., 2002. Mutual Fund Fee-setting, Market Structure and Mark-ups. *Economica*, 69, 245-271.
- Maddala, G. y Nelson, F., 1975. Specification errors in limited dependent variables models. Working Paper 96, National Bureau of Economic Research, Cambridge.
- Melenberg, B. y van Soest, A., 1996. Parametric and semiparametric modeling of vacation expenditures. *Journal of Applied Econometrics*, 11, 1, 59-76.
- Mitchell, O.S. y Andrews, E.S., 1981. Scale Economies in Private Multi-Employer Pension Systems, *Industrial and Labor Relations Review*, 34, 4, 522-530.
- Montllor I Serrats, J. y Tarrazón Rodón, M.A., 1998. Planes, Fondos de Pensiones, Ahorro e Inversión de las Familias Españolas. *Papeles de Economía Española*, N° 77, 201-222.
- Newey, W.K., 1987. Specification tests for distributional assumptions in the tobit model. *Journal of Econometrics*, 34, 125-145.
- Paarsch, H. (1984): A Monte Carlo Comparison of Estimators for Censored Regression Models, *Journal of Econometrics*, 24, 197-213.
- Peláez Hermoso, F.J. y A. García González, 1998. Resultado económico de la gestión de los Planes y Fondos de Pensiones: la ganancia actuarial, VI Jornadas de ASEPUMA, Santiago de Compostela.
- Peláez Hermoso, F.J. y A. García González, 2002. Planes de Pensiones integrados según el método excess, VI Congreso de matemática Financiera y Actuarial y 5th Italian-Spanish Conference on Financial Mathematics, Valencia.
- Pender, J. Gebremedhin, B. Benin, S. y S. Ehui, 2001. Strategies for sustainable agricultural development in the Ethiopian Highlands. *American Journal Agricultural Economics*, 83, 5, 1231-1240.
- Petersen, D. y Waldman, D., 1981. The treatment of heteroskedasticity in the limited dependent variable model. Mimeo, University of North Carolina, Chapel Hill.

Powell, J.L. (1984): Least Absolute Deviations Estimation for the Censored Regression Model, *Journal of Econometrics*, 25, 3, 303-325.

Taylor, G., 2002. Stochastic control of funding systems, *Insurance: Mathematics and Economics*, 30, 323-350.

Tobin, J. (1958): Estimation of Relationships for Limited Dependent Variables, *Econometrica*, 26, 24-36.

Tonks, I., 2001. Fund Manager Performance of Segregated UK Pension Funds, CMPO Working Paper Series 01/33.

Vanderbroek, M., 1990. Pension funding and optimal control, *Mitteilungen der schweizerische Vereinigung der Versicherungsmathematiker*, 2, 313-325.

Vidal Meliá, C., Devesa Carpio, J.E. y A. Lejárraga, 2002. Sistema de pensiones de jubilación basado en cuentas nocionales: efectos de su implantación en España, X Foro de Finanzas, Sevilla.