
Análisis de las variables que determinan las comisiones en los planes de pensiones

Carmen Pilar MARTÍ BALLESTER*
Universitat Jaume I

M^a Ángeles FERNÁNDEZ IZQUIERDO
Universitat Jaume I

Juan Carlos MATALLÍN SÁEZ
Universitat Jaume I

Resumen: El mercado español de planes de pensiones se caracteriza por establecer límites legales máximos en las comisiones de gestión y depósito, 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 objetivo de este trabajo es doble: por un lado, analizar las variables que determinan las comisiones que soportan los planes de pensiones adoptando el modelo CLAD propuesto por Powell (1984) y, por otro, demostrar la robustez de los resultados obtenidos al implantar dicho modelo. Para ello, utilizamos datos de las comisiones de gestión y depósito de los distintos planes de pensiones individuales en España. Los resultados alcanzados 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. Sobre la comisión de depósito resulta destacable la influencia de la rentabilidad del plan ajustada al rendimiento de la categoría, el patrimonio custodiado, el estilo de gestión del plan y la comisión de gestión establecida por la entidad gestora.

Palabras clave: fondos de pensiones, plan de pensiones, comisión de depósito, comisión de gestión, modelo de desviación absoluta mínima censurada y modelo Tobit.

Código JEL: C24, G23

Abstract: Characteristic features of the Spanish pension plan market are the maximum legal limits it establishes for management and custodial fees, and the fact that -on the whole- it is marketed and managed by financial entities, which can sometimes lead to conflicts of interest.

* Este estudio es parte de los proyectos de investigación: SEC 2003-07899, financiado por el Ministerio de Ciencia y Tecnología; Subprograma Eco, el P1-1.3 2004-32 de Bancaja y el GV04A-708 de la Generalitat Valenciana. Asimismo, este trabajo ha participado de una beca FPI cofinanciada por la Dirección General de Universidades e Investigación de la Generalitat Valenciana y el Fondo Social Europeo. Los autores quieren agradecer la disponibilidad de datos a INVERCO, Grupo AFI, y a la DGSFP, así como las recomendaciones y comentarios realizados por los evaluadores y editores de esta revista.

Para cualquier correspondencia relacionada con el trabajo enviar a Carmen Pilar Martí Ballester, Departamento de Finanzas y Contabilidad, Facultad de Ciencias Jurídicas y Económicas, Universitat Jaume I, Campus de Riu Sec, 12080-Castellón, teléfono de contacto 964 72 85 69, fax 964 72 85 65 (departamento), e-mail: cmarti@cofin.uji.es

The aim of this study is therefore two-fold: to analyse the variables that determine the fees incurred by pension plans using Powell's (1984) CLAD model; and to demonstrate that the results of applying this model are robust. We use data on the management and custodial fees of various individual pension plans in Spain. The results show that the nature of the management entity, pension plan results, management style, the mean investment made by each participant, and the custodial fee established by the custodian all have a relevant effect on the management fee. Notable factors that influence the custodial fee are: the influence of the return of the plan adjusted to the return of the category, the custodial capital, the plan's management style and the management fee established by the managing entity.

Key words: pension funds, pension plans, custodial fee, management fee, censored least absolute deviations estimation method and Tobit model.

JEL Classification: C24, G23

Title: Analysis of variables that determine pension plan fees.

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 otras alternativas de ahorro, generando un creciente interés público.

De este modo, el desarrollo de los planes y fondos de pensiones ha suscitado un gran interés tanto en la comunidad financiera como entre los académicos. Así, estos últimos, han estudiado diferentes aspectos de estos productos, generándose distintas líneas de investigación que 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 han estudiado la financiación de los planes de pensiones. En este sentido, los trabajos de Vanderbroek (1990), Haberman (1993, 1994), Haberman y Sung (1994), Cairns (1995), Chang (1999), Taylor (2002), Chang *et al.* (2003), investigan la estrategia óptima de financiación de los planes de pensiones en entornos estocásticos empleando, en algunos casos, la teoría de control. La mayoría de estos trabajos concluyen que existe más de una estrategia óptima de financiación. A su vez, Daykin *et al.* (1994) y Haberman y Sung (1994) analizan adicionalmente métodos deterministas de financiación de planes de pensiones.

A nivel nacional, esta línea de investigación la han desarrollado entre otros, Josa y Rincón (2001, 2003) que aportan evidencia empírica sobre la estrategia óptima de financiación de un plan de pensiones, concluyendo que el método de financiación de "diferencias" es el más adecuado; Devesa *et al.* (2000) realizan una valoración técnica del funcionamiento de los sistemas de pensiones reformados en Latinoamérica a través de sus rasgos más característicos,

poniendo de manifiesto la existencia de efectos positivos derivados de dicha reforma frente al antiguo sistema; Devesa *et al.* (2002) concluyen, para los fondos de pensiones latinoamericanos, que los sistemas basados en la capitalización individual conllevan unos costes superiores para el participante que otras opciones de cuentas de capitalización; Vidal *et al.* (2002) aportan evidencia empírica sobre el sistema de pensiones de jubilación basado en cuentas nocionales, concluyendo que contribuye a aumentar la transparencia y la equidad actuarial; Peláez y García (1998) obtienen que un resultado económico positivo al valorar un plan de pensiones dará lugar a menores costes anuales y Peláez y García (2002) determinan el nivel de prestación que cubrirá el plan en función de la evolución de determinadas variables.

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) que tratan de determinar si una cartera gestionada activamente obtiene mejores resultados que una cartera de referencia pasiva; Brinson *et al.* (1991) y Blake *et al.* (1999) establecen tres técnicas mediante las cuales los gestores pueden implantar una estrategia activa y encuentran que las variaciones en la rentabilidad de la cartera se deben en gran parte a las decisiones de la asignación estratégica de activos por parte de los gestores. A su vez, Coggin *et al.* (1993) aportan evidencia empírica según la cual la selección de títulos contribuiría a la obtención de mejores resultados. Por el contrario, Blake y Timmermann (2002) y Thomas y Tonks (2000) encuentran evidencia de selección de títulos y sincronización contraria.

Adicionalmente, también se ha tratado de investigar la capacidad de los gestores para mantener los resultados. En este sentido, Brown *et al.* (1997), Christopherson *et al.* (1998), Blake *et al.* (1999), Tonks (2005), Gregory y Tonks (2002) y Herve (2002) encuentran evidencia de persistencia en los resultados obtenidos por los gestores de los fondos de pensiones. Por el contrario, Lakonishok *et al.* (1992) encuentra poca consistencia en horizontes temporales de largo plazo. Desde el punto de vista de la economía industrial, Ferro (2002, 2003) analizan los costes existentes en la industria de los planes de pensiones, encontrando evidencia empírica de costes variables endógenos en el mercado de los fondos de pensiones argentinos.

Dentro del contexto económico-financiero, el principal objetivo del presente trabajo es analizar las variables que determinan las comisiones de gestión y de depósito que soportan los planes de pensiones, puesto que a 31/12/2004 suponían un 9,54 por cien y un 1,38 por cien, respectivamente, sobre el total de gastos en que incurrían. 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, describir las variables que creemos más relevantes en la determinación de las comisiones y realizar la propuesta empírica adoptando para ello el modelo CLAD propuesto por Powell (1984)

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. En un nivel internacional, Ippolito y Turner (1987) analizan el efecto de las comisiones sobre los resultados obtenidos por los planes de pensiones, aportando evidencia empírica de cómo los planes 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.

Por todo ello, la estructura de este trabajo es la siguiente: en primer lugar se realiza una breve descripción de la situación actual de los planes y fondos de pensiones en España, para posteriormente, en la tercera sección, describir las potenciales variables explicativas. Seguidamente se mencionarán las fuentes de obtención de los datos y las variables objeto de estudio, se comentarán la metodología utilizada y los resultados obtenidos, y finalmente se destacarán 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 219.731 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 patrimonio gestionado por los fondos de pensiones supone sólo un 28,67 por ciento 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, según datos de Inverco, 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. Estos datos ponen de manifiesto el importante volumen de patrimonio gestionado que están consiguiendo los fondos de pensiones a nivel mundial.

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 volumen acumulado, 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 por cien sobre el total de sistemas frente al

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.

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	—	—	152,837
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

49,18 por cien que representaba a 31 de diciembre de 1995. De este modo, se pone de manifiesto la mayor importancia de este sistema en cuanto a patrimonio gestionado frente a las modalidades de empleo y asociados.

Cuadro 2

Evolución de los Planes de Pensiones Individuales

Año	Número de Instituciones	Número de Participes	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

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 últimos 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 de 317.777 en el año 1989 se ha multiplicado por 22 hasta alcanzar la cifra de 7.244.482 partícipes a 31 de diciembre de 2004. Asimismo, el patrimonio gestionado correspondiente a los planes de pensiones del sistema individual ha aumentado hasta llegar a 37.001 millones de euros a 31 de diciembre de 2004, lo que supone un incremento de 72 veces con respecto al año 1989.

3. VARIABLES RELEVANTES EN LA DETERMINACIÓN DE LAS COMISIONES DE LOS PLANES

El aumento del número de partícipes y del patrimonio acumulado por los fondos de pensiones durante esta última década, ponen de manifiesto el creciente interés que despierta esta alternativa de ahorro entre los inversores, que aprovechan las ventajas de la gestión profesional desempeñada por la entidad gestora. Ahora bien, el precio de los servicios prestados por dicha entidad, disminuyen el patrimonio acumulado del plan, lo que implica menores pensiones esperadas para los partícipes en el futuro. Así, Bateman y Mitchell (2004) comentan que pequeñas diferencias anuales en las comisiones de gestión soportadas por distintos planes de pensiones pueden suponer diferencias sustanciales en los capitales acumulados en el momento en que se produzca la contingencia cubierta por dicho instrumento financiero. En este sentido, y dado que la comisión de gestión constituye el precio que pagan los partícipes por una gestión profesional encaminada a obtener una mayor rentabilidad, creemos que la rentabilidad ajustada al riesgo podría configurarse como un factor determinante en la decisión de las comisiones que soportan los planes de pensiones. Así, es probable que los gestores cuyas habilidades y destrezas les permiten conseguir altas rentabilidades ajustadas al riesgo pueden ver compensada su gestión con la percepción de mayores comisiones con respecto a otros que no han sido tan eficientes en su gestión. Por ello, esperamos obtener una relación directa entre la comisión de gestión y la rentabilidad ajustada al riesgo.

Para conseguir los objetivos de rentabilidad-riesgo, la entidad gestora podrá implantar una estrategia de gestión activa o de gestión pasiva. De esta forma, según Ippolito y Turner (1987) una gestión dinámica implica cambiar con mayor frecuencia de títulos, incrementando por ello los costes de transacción y gestión. Un aumento de los mencionados costes podría repercutir en un incremento de la comisión de gestión. Por otro lado, los planes que tienen implantadas estrategias de gestión pasiva presentan una menor rotación de títulos en sus carteras, soportando menores costes de transacción y gestión, lo que les permitiría establecer comisiones más bajas. Por tanto, cabría esperar una relación directa entre la estrategia dinámica y la comisión de gestión, así como entre la rotación de títulos y la comisión de gestión.

El tipo de títulos que componen la cartera también puede ser determinante en la decisión de la comisión de gestión. Así, según señala el informe de U.S. Department of Labor (1998), los planes que invierten una parte o la totalidad de su patrimonio en fondos de inversión, exceden en más de un 80% el total de gastos y comisiones que soportan los planes que invierten en otro tipo de activos. A su vez, las carteras compuestas principalmente por activos de renta variable requieren un mayor esfuerzo de gestión que aquellas carteras integradas únicamente por títulos de renta fija. De este modo, es probable que los planes de pensiones que invierten en fondos de inversión o títulos de renta variable soporten comisiones más elevadas que el resto de planes.

Por otro lado, es posible que a través de la comisión, implícitamente, se pague otro tipo de servicios adicionales inherentes a las entidades financieras. En este caso, las entidades gestoras pertenecientes a un grupo bancario podrían cobrar comisiones más elevadas como consecuencia de la prestación de otro tipo de servicios demandados por los partícipes y/o la existencia de clientes cautivos. No obstante, la pertenencia a un grupo bancario podría ocasionar ventajas derivadas de las economías de alcance y, por tanto, permitir comisiones de gestión más bajas.

Además de estos factores, existen otros que pueden influir en las comisiones soportadas por los planes de pensiones, entre ellos, el tamaño del plan y de la entidad gestora. Dicho factor puede medirse a través del patrimonio acumulado y/o en función del número de partícipes. Así, los planes de pensiones (entidades gestoras) que acumulan grandes patrimonios podrían (1) incurrir en menores costes debido a la existencia de economías de escala, y (2) disfrutar de una ventaja competitiva que les permita negociar comisiones más bajas. Por tanto, cabría esperar una relación negativa entre la comisión que soporta el plan (entidad gestora) y su tamaño.

También podemos analizar el efecto del tamaño según el número de partícipes adscritos, pues los planes (entidades gestoras) que poseen un gran número de partícipes podrían incurrir en menores costes per cápita, dado que los costes fijos que soporta el plan (entidad gestora) se pueden distribuir entre un mayor número de factor de coste. De este modo, esperamos que los planes de pensiones (entidades gestoras) que acumulan el patrimonio de un gran número de partícipes soporten menores comisiones que aquellos que tienen adscritos pocos partícipes.

Por otra parte, la inversión que realiza cada partícipe en planes de pensiones podría influir en las comisiones que soportan, pues los grandes inversores pueden mostrar una alta sensibilidad ante una variación en los precios, por lo que pactarán comisiones más bajas aprovechando su mayor poder de negociación sobre las entidades gestoras y depositarias. Por el contrario, los partícipes que realizan pequeñas aportaciones al plan podrían mostrarse menos sensibles ante una variación en los precios, beneficiándose de ello las entidades gestoras y depositarias que establecerán comisiones más elevadas. De este modo, es probable que los planes que presentan una mayor inversión media por partícipe soporten comisiones más bajas mientras aquellos planes cuyos partícipes efectúen aportaciones modestas carguen comisiones más elevadas.

Otro factor que puede influir en las comisiones de los planes de pensiones es la antigüedad del plan, tal y como demuestran Sharma y Salas (2004). Así, los planes que han permanecido durante más tiempo en el mercado podrían beneficiarse del efecto aprendizaje y experiencia, incurriendo en menores costes. Esto les permitirá disfrutar de una ventaja en costes que podría repercutir en menores comisiones para el partícipe. Por ello, cabría esperar que aquellos planes más recientes soporten comisiones más elevadas que los planes de creación más tardía.

También el tipo de competitividad en la industria podría ser relevante en la decisión de las comisiones que soportan los planes de pensiones. De este modo, Paz y Ugaz (2003) y Mastrángelo (1999), han demostrado que los modelos previsionales privados incentivan, entre las entidades gestoras, el uso de políticas comerciales persuasivas para captar clientes (publicidad al finalizar el año, regalos, etc...), en lugar de competir vía precios, lo que generaría un incremento de los gastos comerciales, que podrían trasladarse al partícipe a través de un aumento en las comisiones.

4. DATOS

Para construir las mencionadas variables explicativas disponemos de una muestra de 464 planes individuales. Así, para cada plan, tenemos información relativa al número de partícipes, cuenta de posición (patrimonio), 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

Cuadro 3
Variables utilizadas

COMGES	Comisión de gestión anual en tanto por uno sobre el patrimonio del plan de pensiones.
COMDE	Comisión de depósito anual en tanto por uno sobre el valor nominal del patrimonio custodiado correspondiente a cada plan de pensiones.
RAC	Indica la rentabilidad del plan ajustada a la rentabilidad de la categoría a la que pertenece el plan.
SP	Representa el índice de Sharpe, medido como el cociente entre el diferencial de rentabilidad proporcionado por el plan respecto al rendimiento del activo libre de riesgo y la variabilidad de los rendimientos del plan.
RFCP	Variable <i>dummy</i> que toma valor uno si el plan pertenece a la modalidad de renta fija a corto plazo y cero en caso contrario.
RFLP	Variable <i>dummy</i> que toma valor uno si el plan pertenece a la modalidad de renta fija a largo plazo y cero en caso contrario.
RFM	Variable <i>dummy</i> que toma valor uno si el plan pertenece a la modalidad de renta fija mixta y cero en caso contrario.
RVM	Variable <i>dummy</i> que toma valor uno si el plan pertenece a la modalidad de renta variable mixta y cero en caso contrario.
RV	Variable <i>dummy</i> que toma valor uno si el plan pertenece a la modalidad de renta variable y cero en caso contrario.
GESBA	Variable <i>dummy</i> que toma valor uno si la entidad gestora pertenece a un banco y cero en otros casos.
GESCA	Variable <i>dummy</i> que toma valor uno si la entidad gestora pertenece a una caja y cero en otros casos.
GESO	Variable <i>dummy</i> que toma valor uno si la entidad gestora no pertenece a un banco o a una caja y cero en caso contrario.
DEPBA	Variable <i>dummy</i> que toma valor uno si la entidad depositaria pertenece a un banco y cero en caso contrario.
DEPCA	Variable <i>dummy</i> que toma valor uno si la entidad depositaria pertenece a una caja de ahorro o cooperativa de crédito y cero en caso contrario.
LPAT	Logaritmo neperiano del patrimonio correspondiente a cada plan de pensiones.
LPEG	Logaritmo neperiano del total de patrimonio administrado por la entidad gestora a la que pertenece el plan de pensiones.
LTAM	Logaritmo neperiano del patrimonio correspondiente a cada plan menos el logaritmo neperiano del número de partícipes de cada plan de pensiones.
LPPG	Logaritmo neperiano del patrimonio administrado por cada entidad gestora menos el logaritmo neperiano del número de partícipes correspondientes a cada entidad gestora.
CONC	Relación entre el patrimonio de cada plan de pensiones y el patrimonio total formado por los planes de pensiones pertenecientes a la misma modalidad.
ANT	Logaritmo neperiano del número de años transcurridos desde que se crease el plan de pensiones.

rentabilidad ajustada al riesgo para cada plan de pensiones (rendimiento del plan ajustado al rendimiento de la categoría a la que pertenece 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. 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, 31 de enero de 2005. De este modo, para el estudio empírico se ha realizado un corte transversal sobre determinadas características de los planes analizados.

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 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 rendimiento de la categoría a la que pertenece cada plan de pensiones, es posible que nuestra muestra esté sesgada.

El Cuadro 3 recoge sintéticamente cada una de las variables obtenidas a partir de los datos disponibles, coincidiendo alguna de ellas con las empleadas por Gil y Martínez (2004) para analizar las comisiones soportadas por los fondos de inversión españoles. Aunque existen diferencias entre los fondos de pensiones y los fondos de inversión, sobre todo en cuanto a liquidez y fiscalidad, Montllor y Tarrazón (1998) y Ahumada (2002) indican que en la gestión, los planes individuales y fondos de inversión presentan similitudes. Así, para analizar las posibles diferencias que puedan surgir en las comisiones de los planes de pensiones según la rentabilidad obtenida, hemos considerado relevante incluir en nuestro análisis el índice de Sharpe (SP) y la rentabilidad del plan ajustada a la categoría (RAC²), pues la rentabilidad del plan ajustada al riesgo es el servicio más importante que reciben los partícipes de un plan de pensiones.

Cuadro 4
Clasificación de los planes de pensiones individuales

Categoría	Descripción
RFCP (Renta Fija Corto Plazo)	Cuando la composición de su cartera está formada únicamente por activos de renta fija o derivados cuyo subyacente sea renta fija. 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. La 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.

2 Dicho dato es información pública, elaborada por AFI como la media aritmética de la diferencia entre el exceso de rendimiento del plan con respecto al activo sin riesgo y el exceso de rendimiento de la categoría a la que pertenece con el mismo riesgo beta del plan.

Cuadro 5 Investigaciones empíricas previas

El siguiente cuadro resume algunos de los resultados obtenidos por investigaciones empíricas previas centradas en el análisis de los gastos y comisiones que soportan los planes de pensiones. Se recoge información referente a los autores, variable dependiente utilizada y variables explicativas. El término *Pos* indica que existe una relación positiva entre la variable dependiente y la variable independiente, y *Neg* indica que existe una relación inversa entre la variable dependiente y la explicativa. Se indica en (*) cuando dicha variable ha resultado significativa. El término PD indica que el plan pertenece a la modalidad de prestación definida.

Variable dependiente	Patrimonio	Patrimonio Gestora	Participes	Beneficiarios	Modalidad -PD	Modalidad Individual	Traspasos	Participación FI	Gestión Externa	Rentabilidad	Concentración	Objetivo Inversión
Bateman-Mitchell (2004)	Pos*		Pos*		Pos*	Pos*	Neg*		Pos			
Harper (2004)	Pos	Neg*							Neg*		Neg	*
Mitchell-Andrews (1981)	Pos*		Pos*	Pos*				Pos*				
Freeman-Brown (2001)	Neg*		Pos*	Pos*				Pos				

Con el objetivo de analizar la influencia del estilo de gestión sobre las comisiones de los planes de pensiones, al igual que Harper (2004), 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 y renta variable, tal como se definen en el Cuadro 4.

También se han incluido variables *dummy* que introducen en el análisis la pertenencia del plan a un determinado tipo de entidad gestora y depositaria. 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. Por otro lado, la naturaleza jurídica de la entidad financiera podría ser determinante a la hora de establecer la comisión de depósito, por ello hemos incluido dos variables *dummy*, DEPBA y DEPCA, que indican que la entidad depositaria es un banco y una caja respectivamente. Utilizamos el otro tipo de comisión COMGES o COMDE como variable de control.

Para determinar el efecto de la variable tamaño sobre las comisiones, emplearemos al igual que en las investigaciones empíricas previas mostradas en el cuadro 5, 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), 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.

Por otro parte, el efecto experiencia y aprendizaje los evaluaremos a través de la variable ANT que definimos como el logaritmo neperiano del número de años transcurridos desde la constitución del plan.

5. METODOLOGÍA Y RESULTADOS

Previo al análisis que nos permita evaluar la decisión de la comisión de gestión y de depósito, se ha considerado conveniente realizar un análisis descriptivo de las variables objeto de estudio, resumido en el Cuadro 6. Cabe resaltar que para cada variable considerada pueden existir importantes diferencias a través de la muestra de planes. Así con relación al tamaño de los distintos planes de pensiones, el número de partícipes de los planes oscila entre 1 y 393.874 partícipes, siendo por término medio de 10.377,37. También existen amplias diferencias en cuanto al promedio de partícipes por plan según las diferentes categorías de planes de pensiones individuales. De este modo, el promedio de partícipes por plan según la vocación inversora del

fondo se sitúa entre los 4.996,04 correspondiente a los planes de pensiones individuales de renta variable (RV) y los 15.953,3 de los planes de pensiones de renta fija mixta (RFM).

Existe también una amplia diversidad en cuanto al patrimonio, así la cuenta de posición del plan más pequeño se sitúa en 2.000 euros, mientras el plan de pensiones más grande alcanza la cifra de 2.012 millones de euros, situándose el promedio en 51 millones de euros aproximadamente. Si consideramos las diferentes categorías observamos que el promedio del patrimonio por plan oscila entre los 20 millones de euros para los de renta variable (RV) y los 84 millones en el caso de renta fija a largo plazo (RFLP).

A su vez, la variable que mide la edad del plan oscila entre 1,08 y 16,25 años siendo la duración media de 6,7 años. Asimismo, la edad media del plan según la tipología abarca desde los 5,10 años aproximadamente de los planes de pensiones de renta variable (RV) hasta los 9,78 años de los de renta fija mixta (RFM).

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 a largo plazo (RFLP) obtienen rentabilidades medias ajustadas positivas, los planes de pensiones de renta variable (RV) obtienen rentabilidades medias ajustadas negativas, situándose en torno al 1,48 por cien.

En lo que respecta a las comisiones, mencionar que todos los planes de pensiones soportan una comisión de gestión. Dicha comisión es la máxima establecida legalmente en el 44 por cien de los

Cuadro 6
Análisis descriptivo

	RFCP	RFLP	RFM	RVM	RV
Nº Planes	57	38	151	127	91
Patrimonio					
- Mínimo	9.000	6.000	2.000	3.000	9.000
- Máximo	365.050.000	692.299.000	2.012.550.000	462.462.000	215.126.000
- Media	52.513.200	84.632.300,3	81.786.300	27.585.300	20.158.100
Participes					
- Mínimo	2	2	1	3	1
- Máximo	72.305	148.314	393.874	92.463	72.305
- Media	10.453	13.442,6	15.953,3	6.630,06	4.996,04
Antigüedad					
- Mínimo	1,2	1,63	1,08	1,1	1,13
- Máximo	16,25	16,17	16,17	16,17	15,55
- Media	5,61	8,07	9,78	6,21	5,10
Rentabilidad					
- Mínimo	-3,2%	-1,9%	-8,9%	-6,8%	-18,20%
- Máximo	2,8%	2,5%	4,1%	8,4%	11,90%
- Media	-0,66%	0,1%	-0,44%	-0,83%	-1,48%
Comisión gestión					
- % planes	100%	100%	100%	100%	100%
- % máximo	8,77%	42,10%	37,75%	55,91%	70,33%
Comisión depósito					
- % planes	98,25%	89,47%	98,01%	98,43%	94,50%
- % máximo	7,02%	28,95%	23,84%	11,81%	28,57%

planes si tomamos la muestra completa. No obstante, al comparar entre las distintas categorías el porcentaje de comisión máxima muestra una amplia variedad, representando desde el 8,57 por cien en los planes de renta fija a corto (RFCP) hasta el 70,33 por cien de los de renta variable (RV).

A su vez, el 96,77 por ciento de los planes incurren en gastos de custodia y depósito de valores, fijándose en el 19,82 por cien de los casos el porcentaje máximo legal. La comisión de depósito media, según las diferentes categorías, oscila entre el 0,21 por cien en los planes de renta fija a corto plazo (RFCP) y el 0,32 por cien en los de renta fija mixta (RFM).

Así pues, tras una breve descripción de las variables que componen la muestra, procederemos a realizar el análisis que permita determinar las variables que influyen en el establecimiento de las distintas comisiones.

5.1 Comisión de gestión

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% anual³ 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, 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) caracterizado por asumir homocedasticidad y normalidad en la distribución de los residuos. Sin embargo, investigaciones previas, Arabmazar y Schmidt (1981) y Greene (2000), demuestran que cuando dichos supuestos no se cumplen, el modelo Tobit produce estimadores inconsistentes y sesgados. Por ello, contrastamos la hipótesis de homocedasticidad y normalidad en nuestro modelo a través de la prueba de razón de verosimilitud descrita en Petersen y Waldman (1981) y el estadístico Jarque-Bera respectivamente.

En cuanto a la prueba de razón de verosimilitud, se ha analizado la hipótesis nula de homocedasticidad ($\alpha=0$), considerando un modelo Tobit con heterocedasticidad multiplicativa. 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 (30,578) al 1% de significatividad, por tanto, no podemos aceptar la hipótesis nula. Respecto al estadístico Jarque-Bera, el valor obtenido (534,19) indica ausencia de normalidad.

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.

La evidencia de heterocedasticidad y no normalidad de los residuos indicarían, en este caso, 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) propuesto por Powell (1984), cuyos estimadores son robustos en presencia de heteroscedasticidad y no normalidad de los residuos. De este modo, nuestro estudio realiza una interesante aportación en los análisis de las comisiones de los planes de pensiones españoles, al adoptar un modelo CLAD donde la variable dependiente representada por la decisión de la comisión de gestión toma un valor máximo de 0,02. Así, presentamos en [1] el modelo propuesto para explicar la decisión de la comisión de gestión.

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

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); 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, tal y como muestra el Cuadro 7; y u_i son los residuos.

Cuadro 7 Matriz de correlación

La matriz de correlación muestra la posible existencia de multicolinealidad entre el tamaño del plan y el poder de mercado representado por las variables LPAT y CONC, respectivamente. Al objeto de eliminar la correlación entre las mencionadas variables, se ha efectuado la regresión que se indica en la ecuación [5]. Los residuos estimados de [5] contendrán la información de la variable CONC que no está relacionada con el tamaño del plan (LPAT). Así, a la hora de efectuar la regresión aplicando el modelo CLAD se sustituye la variable CONC por los residuos obtenidos en la ecuación [5], de modo que el coeficiente de correlación entre la variable LPAT y CONC será cero.

$$\begin{aligned}
 CONC = & 0,0831 + 0,0059LPAT + CONCRRESID \\
 & (0.0000) \quad (0.0000)
 \end{aligned}
 \tag{5}$$

Matriz de correlación

	COMGES	COMDE	ANT	SP	RAC	LPEG	LPPG	LPAT	CONC
COMDE	0,0703								
ANT	0,0796	0,1390							
SP	0,1413	0,0557	0,1107						
RAC	-0,1775	-0,1535	0,1062	0,1119					
LPEG	0,1130	0,3236	-0,0139	0,0159	-0,1589				
LPPG	-0,1636	-0,2146	-0,0767	-0,0318	0,0408	-0,3498			
LPAT	0,0602	0,2453	0,4144	-0,0222	0,0473	0,0735	-0,1307		
CONC	0,0896	0,1553	0,2156	-0,0614	0,0380	0,1929	0,0703	0,5427	
LTAM	-0,1263	-0,0471	0,0628	-0,0251	0,0429	-0,1757	0,3080	0,1211	0,0096

Cuadro 8

Análisis de la comisión de gestión

Análisis sobre la comisión de gestión cobrada en una muestra de planes de pensiones, sistema individual. Los datos corresponden al momento 31 de enero de 2005. Como la comisión de gestión máxima establecida es el 2% se ha aplicado el modelo CLAD mostrado en la expresión [1].

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

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); 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; u_i son los residuos. La primera columna contiene el nombre de las variables en x_i , la segunda y tercera columna corresponde al valor del coeficiente estimado y el valor del error estándar respectivamente.

Variables	Coeficiente CLAD	Error Standard
Constante	0,0272 *	(0,0129)
COMDE	-0,6309 *	(0,2669)
RAC	-0,0827 *	(0,0345)
SP	0,0000	(0,0001)
RFLP	0,0050 *	(0,0018)
RFM	0,0056 *	(0,0012)
RVM	0,0090 *	(0,0012)
RV	0,0133 *	(0,0028)
GESBA	0,0064 *	(0,0020)
GESCA	0,0018 **	(0,0010)
LPAT	0,0002	(0,0002)
LPEG	0,0002	(0,0003)
LTAM	-0,0005	(0,0006)
LPPG	-0,0023 **	(0,0012)
CONC	0,0038	(0,0355)
ANT	0,0006	(0,0005)
Pseudo R ²	0,1848	
Observaciones	464	

* Significativo al 5%. ** Significativo al 10%.

Los resultados obtenidos al estimar este modelo se encuentran recogidos en el Cuadro 8. Tal y como podemos observar, la variable RAC presenta una relación significativamente negativa con la comisión de gestión. De este modo, los planes de pensiones con peor eficiencia han cobrado 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 rendimiento de la

categoría a la que pertenece establecen mayores comisiones de gestión. Esta diferencia en los resultados se debe a que en nuestro caso hemos empleado rentabilidad ajustada al rendimiento de la categoría a la que pertenece el plan 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.

Al igual que en los estudios previos realizados por Lesseig *et al* (2002) y Gil y Martínez (2004) sobre fondos de inversión, también hemos encontrado una relación significativamente positiva entre las variables 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 la inversión en planes de pensiones.

Por otra parte, un aumento en la inversión media por partícipe de la entidad gestora, variable representada por LPPG, tiene un efecto significativamente negativo 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 marginalmente los costes de la entidad gestora, lo que repercutiría a su vez en un aumento en la comisión de gestión, o bien (2) que los partícipes, 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.

A su vez, las variables RFLP, RFM, RVM, RV nos indican que existen diferencias significativas en la decisión de la comisión de gestión según la tipología del plan. De este modo, los partícipes de planes de pensiones de renta fija a largo plazo pagarán 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.

5.2 Comisión de depósito

Según la normativa vigente, las entidades depositarias son entidades de crédito, fundamentalmente bancos, cajas de ahorro y cooperativas de crédito, cuyas funciones, son entre otras, la de custodia y depósito de los valores mobiliarios y demás activos financieros integrados en el fondo de pensiones. Por el ejercicio de dichas funciones, éstas reciben una comisión de depósito establecida en el límite máximo legal del 0,6 por ciento del valor nominal del patrimonio del fondo según el Real Decreto 1307/1988, de 30 de septiembre, por el que se aprueba el Reglamento de los planes y fondos de pensiones⁴.

4 Cabe destacar que en nuestro análisis con datos, a 31 de enero de 2005, hemos considerado el límite máximo establecido en el Real Decreto 1307/1988 del 0,6 por cien anual del valor nominal del patrimonio custodiado ya que el actual Reglamento aprobado por Real Decreto 304/2004, que entró en vigor el 26 de febrero, establece un periodo de doce meses para adaptar las antiguas comisiones al nuevo límite fijado en el 0,5 por cien del valor de las cuentas de posición del plan.

Como consecuencia, y al igual que ocurría en el caso anterior, la variable dependiente se encuentra censurada. Por ello, efectuamos las mismas pruebas, contrastando las hipótesis de homocedasticidad y normalidad en nuestro modelo, empleando la prueba de razón de verosimilitud y el estadístico Jarque-Bera respectivamente.

En cuanto la prueba de razón de verosimilitud, se ha realizado un contraste de cociente de verosimilitudes para analizar la hipótesis nula de homocedasticidad ($\alpha=0$). El valor de la muestra (103,298) supera el valor crítico (29,1413) al 1% de significatividad, por tanto, encontramos evidencia de heterocedasticidad. Respecto al estadístico Jarque-Bera, su valor 20,905, indica que los residuos no presentan una distribución normal.

Para superar dichas dificultades, hemos considerado necesario utilizar, al igual que en el caso anterior, el estimador CLAD sobre la regresión [2].

$$\begin{aligned} y_i &= \alpha + \beta'x_i + u_i & \text{si } \alpha + \beta'x_i + u_i \leq \bar{y} \\ y_i &= \bar{y} & \text{si } \alpha + \beta'x_i + u_i > \bar{y} \end{aligned} \quad [2]$$

Donde y_i es la decisión de la comisión de depósito; \bar{y} es la comisión legal máxima (0,6% anual del valor nominal del patrimonio del plan); 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 depósito; u_i son los residuos.

El Cuadro 9 contiene los resultados obtenidos al estimar el modelo anteriormente comentado. Tal y como podemos observar, la naturaleza jurídica de la entidad depositaria, la antigüedad, el poder de mercado del plan, la inversión media del plan, la inversión media y el patrimonio gestionado por la entidad gestora no tienen un impacto significativo en la comisión de depósito establecida.

A su vez, existe una relación positiva entre el volumen de patrimonio del plan y la comisión de depósito fijada por la Entidad Depositaria. Por tanto, aquellos planes de pensiones que acumulen mayor patrimonio soportarán comisiones de depósito más elevadas. Este resultado podría indicar la existencia de deseconomías de escala.

Además, existen diferencias significativas en las comisiones abonadas a las entidades depositarias según la modalidad del plan. En este sentido, los resultados obtenidos indican que los partícipes de planes de pensiones de renta variable soportan comisiones significativamente más altas que el resto de categorías.

Respecto a la variable RAC que representa el rendimiento del plan ajustado al rendimiento de la categoría a la que pertenece el plan, hemos encontrado que está inversamente relacionada con la comisión de depósito. De este modo, y al igual que ha ocurrido con la comisión de gestión, los planes con menor eficiencia soportan mayores comisiones, lo que implícitamente muestra el efecto negativo de las comisiones en el rendimiento neto y, por extensión, en la eficiencia, dado que el posible valor añadido de la gestión activa es más que compensado por el efecto de las comisiones.

Cuadro 9 Análisis de la comisión de depósito

Análisis sobre la comisión de depósito cobrada en una muestra de planes de pensiones, sistema individual. Los datos corresponden al momento 31 de enero de 2005. Como la comisión de depósito máxima establecida es el 0,6% se ha aplicado un modelo CLAD mostrado en la expresión [2].

$$\begin{aligned}
 y_i &= \alpha + \beta'x_i + u_i & \text{si } \alpha + \beta'x_i + u_i \leq \bar{y} \\
 y_i &= \bar{y} & \text{si } \alpha + \beta'x_i + u_i > \bar{y}
 \end{aligned}
 \tag{2}$$

Donde y_i es la decisión de la comisión de depósito; \bar{y} es la comisión legal máxima (0,6% anual del valor nominal 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 depósito; u_i son los residuos. La primera columna contiene el nombre de las variables explicativas en x_i , la segunda y tercera columna corresponde al valor del coeficiente estimado y el valor del error estándar respectivamente.

Variable	Coefficiente estimado	Error Estándar
Constante	-0,00032	0,0053
COMGES	-0,06819 **	0,0333
RAC	-0,01701 *	0,0062
SP	-0,00001	0,0000
RFLP	0,00118	0,0012
RFM	0,00168 *	0,0003
RVM	0,00137 *	0,0004
RV	0,00185 *	0,0005
DEPBA	0,00038	0,0003
LPAT	0,00031 *	0,0001
LPEG	0,00018	0,0002
LTAM	-0,00021	0,0002
LPPG	-0,00051	0,0004
CONC	0,00721	0,0141
ANT	-0,00005	0,0002
Pseudo-R ²	0.1292283	
Nº Observaciones	464	

* Significativo al 5%. ** Significativo al 10%

6. ROBUSTEZ DE LOS RESULTADOS

En la presente sección analizaremos el uso de un estimador consistente y robusto para estimar modelos con datos censurados cuando hay presencia de heterocedasticidad y ausencia de normalidad. Para ello, compararemos los resultados obtenidos al implantar la metodología de Powell (1984) con los resultados alcanzados al emplear la técnica Tobit sobre uno de los modelos propuestos en el apartado anterior.

Así, 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 empleamos una técnica estándar consiste en estimar un modelo Tobit que definimos como sigue:

$$\begin{aligned} y_i &= \alpha + \beta'x_i + u_i & \text{si } \alpha + \beta'x_i + u_i &\leq \bar{y} \\ y_i &= \bar{y} & \text{si } \alpha + \beta'x_i + u_i &> \bar{y} \end{aligned} \quad [3]$$

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); 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, tal y como muestra el Cuadro 7; u_i son los residuos caracterizados por seguir una distribución normal con media cero y desviación típica s .

Los resultados obtenidos al estimar el mencionado modelo se encuentran recogidos en el Cuadro 10, junto con los resultados alcanzados al estimar el modelo CLAD. Dichos resultados muestran que las estimaciones realizadas sobre los distintos modelos presentan diferencias en

Cuadro 10
Coeficientes estimados para cada uno de los dos modelos empleados para analizar la comisión de gestión

Variables	Coefficiente Tobit	Error Standard	Coefficiente CLAD	Error Standard
Constante	0,0322 *	(0,0098)	0,0272 *	(0,0129)
COMDE	-0,3674 **	(0,1883)	-0,6309 *	(0,2669)
RAC	-0,0448 *	(0,0143)	-0,0827 *	(0,0345)
SP	0,0000	(0,0001)	0,0000	(0,0001)
RFLP	0,0052 *	(0,0015)	0,0050 *	(0,0018)
RFM	0,0059 *	(0,0011)	0,0056 *	(0,0012)
RVM	0,0084 *	(0,0010)	0,0090 *	(0,0012)
RV	0,0106 *	(0,0013)	0,0133 *	(0,0028)
GESBA	0,0012	(0,0010)	0,0064 *	(0,0020)
GESCA	0,0005	(0,0008)	0,0018 **	(0,0010)
LPAT	0,0002	(0,0002)	0,0002	(0,0002)
LPEG	0,0001	(0,0002)	0,0002	(0,0003)
LTAM	-0,0006	(0,0005)	-0,0005	(0,0006)
LPPG	-0,0024 *	(0,0009)	-0,0023 **	(0,0012)
CONC	0,0425 **	(0,0237)	0,0038	(0,0355)
ANT	0,0010 **	(0,0005)	0,0006	(0,0005)
Jarque-Bera	534,192			
Ratio Likelihood	114,121			
Pseudo R ²	-0,0899		0,1848	
Censura derecha	213			
Observaciones	464		464	

* Significativo al 5%. ** Significativo al 10%.

cuanto a magnitud y nivel de significatividad. Esto nos indica que el incumplimiento de 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, las variables RAC, LPPG, RFLP, RFM, RVM, RV han resultado significativas en los dos modelos. Si bien, el grado de significatividad y el valor absoluto de los coeficientes estimados presentan diferencias en función del modelo. Además, sólo al estimar el modelo CLAD, encontramos una relación significativamente positiva entre las variables dummy GESBA y GESCA y la comisión de gestión, por tanto, los resultados obtenidos en el modelo tobit podrían infravalorar el efecto que la naturaleza jurídica de la entidad gestora ejerce sobre la decisión de la comisión de gestión. Por el contrario, dicho modelo sobreestima en este caso la influencia que el poder de mercado y la antigüedad del plan ejercen sobre la mencionada comisión.

Dadas las diferencias encontradas al estimar los modelos Tobit y CLAD, y al objeto de aportar mayor robustez a nuestro estudio, empleamos el contraste de Hausman⁵ 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:

$$W = (\hat{\beta}_{Tobit} - \hat{\beta}_{CLAD})' [Var(\hat{\beta}_{Tobit} - \hat{\beta}_{CLAD})]^{-1} (\hat{\beta}_{Tobit} - \hat{\beta}_{CLAD}) \sim \chi^2(R) \quad [4]$$

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 ambos modelos.

7. CONCLUSIONES

El importante crecimiento 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.

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 cobradas a los planes de pensiones.

Así, en el presente trabajo hemos tratado de analizar las variables que determinan las comisiones de gestión y depósito que soportan los planes de pensiones. Para ello, hemos realizado un análisis empírico empleando el estimador CLAD, ya que nos permite obtener

⁵ Newey (1987) recomienda utilizar el contraste de Hausman para comparar las estimaciones Tobit con las estimaciones CLAD.

estimadores robustos cuando la variable dependiente se encuentra censurada, existe evidencia de heterocedasticidad y ausencia de normalidad en la distribución de los residuos.

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 rentabilidad ajustada al rendimiento de la categoría a la que pertenece el plan, la naturaleza de la entidad gestora, en función de la comisión de depósito, la inversión media por partícipe de cada entidad gestora, así como de la categoría a la que pertenezca el plan.

De este modo, los planes de pensiones que obtienen un mayor rendimiento ajustado a su categoría de pertenencia presentan comisiones de gestión más bajas. Así, los planes de pensiones con mejor eficiencia han cobrado una comisión de gestión menor, 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.

Por otra parte, los resultados obtenidos para la comisión de depósito explican las diferencias entre dichas comisiones en función de la rentabilidad del plan ajustada al rendimiento de la categoría a la que pertenece, el tamaño del plan y la modalidad a la que pertenece el plan. Por consiguiente, los partícipes cuyos planes de pensiones obtienen mayor eficacia soportan menores comisiones de depósito. Además, los partícipes de los planes de mayor tamaño soportan significativamente mayores comisiones de depósito, lo que sugiere la existencia de diseconomías de escala.

La categoría a la que pertenece el plan también es relevante a la hora de establecer la comisión de depósito. De este modo, los partícipes de planes de pensiones de renta variable soportan comisiones significativamente mayores que aquellos cuyas aportaciones las realizan en planes de pensiones de renta variable mixta.

En resumen, podemos establecer que existen diferencias significativas en las comisiones que soportan los diferentes planes de pensiones según determinadas características. Así, los resultados obtenidos al adoptar un modelo CLAD indican que en la decisión de la comisión de gestión resultan determinantes: la comisión de depósito, la rentabilidad ajustada al rendimiento de la categoría, la naturaleza jurídica de la entidad gestora, el número de partícipes de la entidad gestora, y la modalidad a la que pertenece. En cambio, las variables que influyen en la comisión de depósito son: la comisión de gestión, la rentabilidad ajustada al rendimiento de la categoría,

el tamaño y el estilo de gestión del plan. Por último, al comparar los resultados obtenidos al estimar los modelos CLAD y Tobit se observa que el incumplimiento de los supuestos de homocedasticidad y normalidad nos conduce a sobreestimar o subestimar el efecto que determinadas variables explicativas ejercen sobre la variable dependiente.

8. BIBLIOGRAFÍA

- Ahumada Carazo, R.M., 2002. Fondos de pensiones y fondos de inversión mobiliarios: diferencias con implicaciones en la gestión del patrimonio. X Foro de finanzas, Sevilla.
- Arabmazar, A. y P. Schmidt, 1981. Further Evidence on the Robustness of the Tobit Estimator to Heteroskedasticity. *Journal of Econometrics*, 17, 253-258.
- Bateman, H. y O. Mitchell, 2004. New Evidence on Pension Plan Design and Administrative Expenses: The Australian Experience. *Journal of Pension Economics and Finance*, 3, 63-76.
- 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 S.A. Ross, 1992. Survivorship Bias in Performance Studies, *Review of Financial Studies*, 5, 553-580.
- 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.
- Carhart, M.M., 1997. On persistence in mutual fund performance, *Journal of Finance*, 52, 1, 57-82.
- Chang, S.C., 1999. Optimal pension funding through dynamic simulations: the case of Taiwan public employees retirement system, *Insurance: Mathematics and Economics*, 24, 187-199.
- 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 R. Cebula, 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*, Chapman 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.
 - 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.
 - Freeman, J.P. y S.L. Brown, 2001. Mutual Fund Advisory Fees: The Cost of Conflicts of Interest, *Journal of Corporation Law*, 26, 3, 609-673.

- 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, 2004. The Black Box of Mutual Fund Fees, *Revista de Economía Financiera*, 4, 54-82.
- 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., 1993. Pension Funding with time delays and autoregressive rates of investment return, *Insurance: Mathematics and Economics*, 13, 45-56.
- 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.
- Herve, F., 2002. La persistente de la performance des fonds de pension individuels britanniques: une étude empirique sur des fonds investis en actions et des fonds obligataires, Documento de trabajo de el Laboratoire Orléans de Gestion, 2002-03.
- 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 T. Smythe, 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.

-
- Maddala, G. y F. Nelson, 1975. Specification errors in limited dependent variables models. Working Paper 96, National Bureau of Economic Research, Cambridge.
 - Mastrángelo, J., 1999. Políticas para la reducción de costos en los sistemas de pensiones: el caso de Chile. Serie Financiamiento del Desarrollo, N° 86, Santiago de Chile, Comisión Económica para América Latina y el Caribe (CEPAL), Publicación de las Naciones Unidas.
 - Meléndez, J., 2004. La industria de la Afore: un análisis de su estructura y recomendaciones de política de competencia y regulación. Mimeo, Instituto Mexicano del Seguro Social.
 - Melenberg, B. y A. van Soest, 1996. Parametric and semiparametric modeling of vacation expenditures. *Journal of Applied Econometrics*, 11, 1, 59-76.
 - Mitchell, O.S. y E.S. Andrews, 1981. Scale Economies in Private Multi-Employer Pension Systems, *Industrial and Labor Relations Review*, 34, 4, 522-530.
 - Montllor I Serrats, J. y M.A. Tarrazón Rodón, 1998. Planes, Fondos de Pensiones, Ahorro e Inversión de las Familias Españolas. *Papeles de Economía Española*, 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.
 - Paz, J. y R. Ugaz, 2003. El sistema privado de pensiones: un enfoque de costos hundidos endógenos. *Economía y Sociedad*, 50, 21-28.
 - 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.
 - Petersen, D. y D. Waldman, 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.
 - Sharma, T. y F. Salas, 2004. Management Fee in Mexican Afores, Latin America Conference on Economic Reform, Stanford.
 - Sharpe, W., 1966. Mutual Fund Performance, *Journal of Business*, 39, 119-138.
 - Taylor, G., 2002. Stochastic control of funding systems, *Insurance: Mathematics and Economics*, 30, 323-350.

- Thomas, A. y I. Tonks, 2000. Equity Performance of Segregated Pension Funds in the UK, CMPO Working Paper Series, 00/26.
- Tobin, J., 1958. Estimation of Relationships for Limited Dependent Variables, *Econometrica*, 26, 24-36.
- Tonks, I., 2005. Performance persistence of pension fund managers, *The Journal of Business*, 78, 1917-1942.
- U.S. Department of Labor, 1998. Study of 401(k) plan fees and expenses, Final Report, Pension and Welfare Benefits Administration. Contract N° I-P-7-0046. Task Order 1. April 13.
- 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.