

¿CÓMO VALORAR LOS PLANES DE PENSIONES DEL SISTEMA INDIVIDUAL EN ESPAÑA?

YAIZA GARCÍA PADRÓN*
JUAN GARCÍA BOZA

Resumen

Este trabajo analiza diversos modelos multifactoriales de valoración de activos financieros con el objeto de determinar si permiten explicar de forma eficiente las variaciones de los rendimientos de los Planes de Pensiones del sistema individual en España entre 1995 y 2003 e identificar los factores de riesgo relevantes. Se contrastan los siguientes modelos: el APT, el propuesto por Chen, Roll y Ross (1986) y uno constituido fundamentalmente con factores del mercado de renta fija. Los resultados obtenidos señalan que los factores fundamentales en la valoración de los planes están asociados al mercado de renta fija (madurez, riesgo, relevancia de las operaciones a corto plazo).

Abstract

We analyse diverse multifactor pricing models in order to determine if they allow to explain the variability of the returns on the personal Pension Plans in Spain between 1995 and 2003, as well as to find their sources of risks. We test the following models: APT, the one suggested by Chen, Roll and Ross (1986) and a model constituted mainly with factors of the fixed-income market. The results obtained indicate that the fundamental factors in the pricing of the Personal Pension Plans are associated with the fixed-income market (maturity, default risk, relevance of short term operations).

Palabras clave: *Plan de pensiones, modelo multifactorial de valoración, factor de riesgo, renta fija.*

Clasificación JEL: *G12, G23, E44.*

* Facultad de Ciencias Económicas y Empresariales, Universidad de Las Palmas de Gran Canaria. Campus Universitario de Tafira, Módulo D, Las Palmas de Gran Canaria, C.P. 35017, Las Palmas, España. E-mail: ygarcia@defc.ulpgc.es. Tel.: +34 928-458161. Fax: +34 928-458177.

1. INTRODUCCIÓN

En la actualidad se está produciendo un cambio en el comportamiento de los sujetos ante el consumo y el ahorro, quienes no se muestran indiferentes con respecto a su futuro económico y tratan de constituir un determinado capital para poder sostener un cierto nivel de vida en el futuro, preocupándose, además, por realizar una adecuada elección del producto al que van a destinar sus ahorros. Dentro de este ámbito en España destacan los Planes de Pensiones, al ser un sistema privado de previsión y ahorro a largo plazo continuamente impulsado por el Gobierno a través de su fiscalidad.¹ Además, dentro de los diversos tipos de Planes sobresalen los Planes de Pensiones del sistema individual, al ser Planes a los que, en general, puede dirigirse cualquier persona, dado que para su constitución y adhesión no se exige ninguna relación concreta entre el promotor del Plan y sus partícipes, además de tratarse de Planes de aportación definida.²

La relevancia de los Planes de Pensiones del sistema individual en España frente a los otros tipos de Planes queda patente en el cuadro 1, en el que se muestra la significatividad de los distintos Planes de Pensiones en función del sistema del Plan: de empleo,³ asociado⁴ e individual.

En el cuadro 1 se detecta que para todo el período analizado los Planes de Pensiones del sistema individual han sido los más importantes en relación al número de partícipes adheridos, así como que desde 1995 en adelante son los que presentan un mayor patrimonio.

Por otro lado, para cualquier sujeto, la participación en un Plan de Pensiones se puede caracterizar por una rentabilidad esperada y por la volatilidad de la misma o riesgo, lo cual unido a la posibilidad de movilidad de los sujetos de un Plan a otro, a través del traspaso de sus fondos a otro Plan, permite que el sujeto pueda elegir entre los diversos Planes de Pensiones existentes en función de sus preferencias en cuanto al binomio rentabilidad-riesgo, no sólo en el momento de su adscripción sino a lo largo de su vida activa. Por todo ello, es necesario realizar una adecuada especificación de los factores determinantes y explicativos de las variaciones de la rentabilidad de los Planes de Pensiones, planteándose la presente investigación en el marco de los Modelos Multifactoriales de Valoración de Activos Financieros.⁵

¹ Al permitir, en términos generales, la deducción en el Impuesto sobre la Renta de las cuantías aportadas a los Planes de Pensiones.

² Planes de Pensiones en los que la cuantía de la prestación es incierta y estará en función de las aportaciones que se realicen, de la rentabilidad de las inversiones del Fondo de Pensiones y del correspondiente régimen financiero actuarial de capitalización.

³ Planes de Pensiones en los que existe una relación laboral entre promotor y partícipe, de tal forma que el promotor del Plan es una entidad, corporación, sociedad o empresa y los partícipes sus empleados.

⁴ Este tipo de Planes son aquéllos en los que existe una relación asociativa o corporativa entre promotor y partícipes, siendo el promotor cualquier asociación, sindicato, gremio o colectivo, y los partícipes sus asociados o miembros.

⁵ Los Modelos Multifactoriales de Valoración de Activos Financieros consideran que las variaciones de los rendimientos de los distintos activos o carteras pueden ser explicadas a través de un conjunto de factores de riesgo.

CUADRO 1
EVOLUCIÓN DEL NÚMERO DE PARTICIPES Y DEL PATRIMONIO DE LOS PLANES
DE PENSIONES EN ESPAÑA

Año	Número de partícipes			Patrimonio (importe en miles de euros)		
	Sistema de empleo	Sistema asociado	Sistema individual	Sistema de empleo	Sistema asociado	Sistema individual
1988	—	—	—	—	—	152.837
1989	—	—	317.777	—	—	511.425
1990	81.420	15.987	530.551	2.096.565	95.537	1.022.370
1991	110.315	21.309	710.677	3.025.086	137.055	1.728.679
1992	166.592	26.358	875.041	3.863.564	180.003	2.560.696
1993	212.668	62.791	1.066.872	4.570.385	252.551	3.786.022
1994	222.249	67.759	1.301.712	5.362.524	304.485	4.740.501
1995	234.674	71.155	1.490.255	6.135.733	380.236	6.306.312
1996	267.174	72.669	1.838.804	7.842.974	506.912	9.091.426
1997	292.090	76.459	2.352.239	8.983.268	634.753	12.292.152
1998	316.545	76.497	2.953.750	10.083.835	766.982	16.310.224
1999	371.648	76.448	3.623.507	11.834.360	840.184	18.925.286
2000	463.519	72.601	4.402.708	15.553.271	812.290	21.494.220
2001	566.885	92.941	5.168.114	18.837.398	777.444	24.214.318
2002	614.996	88.712	5.829.358	21.278.267	759.967	26.284.054
2003	696.723	88.193	6.577.056	23.597.354	837.739	31.329.674

Fuente: Elaboración propia a partir de los datos publicados por la Asociación de Instituciones de Inversión Colectiva y Fondos de Pensiones (INVERCO).

En la valoración de los activos financieros son diversos los autores que señalan que no se debe considerar una sola fuente de riesgo, sino múltiples. En este contexto, en el presente trabajo se analizan diversos modelos multifactoriales de valoración de activos financieros, con el objeto de determinar si los mismos permiten explicar de forma eficiente las variaciones de los rendimientos de sección cruzada de los Planes de Pensiones del sistema individual en España, así como cuáles son los factores de riesgo relevantes en su valoración.

En esta línea, en el presente estudio se contrasta la validez del modelo APT con factores no observables, extraídos del análisis de los rendimientos de los activos a través de técnicas estadísticas, para valorar los Planes de Pensiones en España durante el horizonte temporal 1995-2003, así como el modelo propuesto por Chen, Roll y Ross (1986), con variables de carácter macroeconómico. Además, sobre la base de los resultados obtenidos se propone y se contrasta un modelo constituido fundamentalmente con factores del mercado de renta fija.

El trabajo se ha estructurado en siete apartados. Tras la introducción, en la segunda sección se realiza una revisión de la literatura respecto a la aplicación de modelos multifactoriales de valoración de activos con factores desconocidos así como con variables macroeconómicas. En la tercera sección se realiza una descripción de la muestra y en la cuarta sección se comenta la metodología de contraste aplicada. A continuación, en las secciones quinta, sexta y séptima se presentan los resultados obtenidos al contrastar sobre los Planes de Pensiones del sistema individual en España el modelo APT, el modelo propuesto por Chen, Roll y Ross (1986) y el modelo multifactorial con factores del mercado de renta fija, respectivamente. Por último, en la octava sección se exponen las conclusiones más relevantes del estudio.

2. REVISIÓN DE LA LITERATURA

Dentro del ámbito multifactorial de la valoración de activos financieros con factores de riesgo sistemático se pueden distinguir dos vertientes: por un lado, se encuentran los trabajos que contrastan el modelo APT propiamente dicho, propuesto por Ross (1976), en el que los factores que se utilizan como variables explicativas son desconocidos *a priori* y extraídos a través de procedimientos estadísticos. Por otro lado, están los estudios en los que las variables a utilizar como factores explicativos se definen desde un principio, siendo éstos en la mayoría de los trabajos factores principalmente macroeconómicos.

En relación a los diversos autores que contrastan el modelo APT propiamente dicho para el mercado bursátil estadounidense cabe destacar a Roll y Ross (1980:1086,1092), quienes concluyen que en la valoración de las acciones son importantes al menos tres de los factores extraídos en el análisis factorial y que es improbable que sean más de cuatro. Resultados similares encuentran Brown y Weinstein (1983:734-735). En cambio, Cho *et al.* (1984:1-2,5) detectan que el método utilizado por Roll y Ross (1980) tiende a sobreestimar el número de factores necesarios en el proceso de generación de rendimientos y de los que influyen en el rendimiento en equilibrio. Otros autores han detectado que el número de factores relevantes varía tanto al incrementar el tamaño muestral como la amplitud del horizonte temporal, tales como Kryzanowski y To (1983:46-50) para la Bolsa de Nueva York y la de Toronto; Dhrymes *et al.*

(1984:323-324) y Dhrymes *et al.* (1985:660) para el mercado bursátil estadounidense y Diacogiannis (1986:502-503) para la Bolsa de Londres. Por su parte, Huang y Jo (1995:987) verifican que el número de factores permanece invariable con independencia de la periodicidad de los datos y, además, detectan que el número de factores significativos asciende simplemente a uno o a dos como máximo.

En relación a la aceptación o no del modelo APT en los diferentes contrastes realizados, se ha de señalar que no hay unanimidad. Así, los resultados obtenidos por Reinganum (1981:319-320) no parecen apoyar el APT. Asimismo, Abeysekera y Mahajan (1987:388) en la contrastación del modelo APT sobre el mercado bursátil de Londres no obtienen ninguna prima de riesgo significativa. No obstante, Chen (1983:1393,1397) aporta evidencia a favor del mismo y contraria a la expuesta por Reinganum (1981), verificando, además, para Estados Unidos que el modelo APT es robusto a la inclusión del tamaño y del riesgo específico, no presentando dichas variables poder explicativo adicional. Asimismo, Bower *et al.* (1984:1041) observan para dicho mercado que el APT proporciona una mejor indicación del riesgo, al igual que mejores estimaciones de la rentabilidad esperada frente a un modelo unifactorial. Lehmann y Modest (1988:251-253) encuentran para el mercado estadounidense que el APT valora con pequeño error a la mayoría de las acciones cotizadas.

Con respecto a los trabajos de aplicación del modelo APT realizados en España, la evidencia encontrada también es diversa. Así, Bergés (1984:114,156) detecta que las rentabilidades bursátiles en el mercado bursátil español de Estados Unidos y de Canadá se comportan de manera consistente con el modelo APT, mientras que para el mercado bursátil de Londres no se observa ningún factor relevante. En cambio, Gómez-Bezares *et al.* (1994:161) sólo detectan un factor de riesgo significativo, el cual es identificado con la rentabilidad de mercado. Por su parte, Jordán y García (2003:33) sólo aceptan el modelo APT para los Fondos de Inversión Mobiliaria de renta variable, logrando identificar sólo alguno de los factores con la cartera de mercado y con los cambios no anticipados en la prima por riesgo de insolvencia.

De acuerdo con lo expuesto son muchos los autores que se han centrado en el análisis y contraste del APT exclusivamente, mientras que otros investigadores se han preocupado también por reconocer la naturaleza económica de los factores relevantes, intentando identificarlos. Entre ellos, se pueden destacar los trabajos de Beenstock y Chan (1988) y Cheng (1995) para el mercado bursátil de Londres; Gómez-Bezares *et al.* (1994) para la Bolsa española; Esteve (1996) y Jordán y García (2003) para los Fondos de Inversión en España y Zhou (1999) para el mercado bursátil de Estados Unidos.

La problemática existente al contrastar el modelo APT con factores no observables, respecto a la realización de una correcta identificación de tales factores ha conllevado a que otros autores hayan analizado un modelo con variables macroeconómicas especificadas *a priori*. En este sentido, se ha de destacar el trabajo de Chen *et al.* (1986), a partir del cual comienzan a publicarse nuevos estudios que aplican la versión del APT con variables macroeconómicas. Chen *et al.* (1986:393-394,402) especifican determinadas variables macroeconómicas y financieras que consideran que capturan el riesgo sistemático de la economía y, después de un análisis, contrastan si tales variables (variación mensual de la producción industrial, prima por riesgo de insolvencia, cambios no antici-

pados en la estructura temporal de los tipos de interés, cambio en la inflación esperada y la inflación no esperada) se pueden considerar factores de riesgo sistemático en la valoración de las acciones de la Bolsa de Nueva York. Asimismo, también contrastan el modelo incluyendo como sexta variable la rentabilidad de la cartera de mercado aproximada mediante un índice bursátil, no sufriendo alteraciones los resultados. Este estudio revela que las tres primeras variables mencionadas son factores de riesgo significativos en la valoración, siendo más débil la significatividad de las dos variables que contienen la inflación. Por todo ello, los citados autores concluyen que los rendimientos de las acciones están expuestos a noticias económicas sistemáticas y que son valorados en función de su exposición.

En esta línea, Burmeister y Wall (1986:9,12) detectan que los rendimientos de los valores del mercado bursátil estadounidense son sensibles a cada una de las variables estudiadas (diferencial de insolvencia, cambios no anticipados en la estructura temporal de los tipos de interés, inflación no esperada y crecimiento no esperado en las ventas reales finales), presentando éstas coeficientes significativos. Sin embargo, Shanken y Weinstein (1990:1) al replicar el trabajo de Chen *et al.* (1986) obtienen que la única prima de riesgo significativa es la correspondiente a la producción industrial. Asimismo, Chang (1991:384) comprueba que cuando en el modelo multifactorial con variables macroeconómicas se introduce la variable mercado, aquellas pierden su relevancia a favor de esta última. Por su parte, Christoffersen *et al.* (2002:345,359) examinan y cuestionan los resultados de Chen *et al.* (1986), al medir con datos finales determinadas variables macroeconómicas, tales como la inflación y la producción, en vez de con datos en tiempo real, dado que son los que verdaderamente están disponibles en el momento en que las expectativas económicas se forman. Por todo ello, manifiestan que el uso incorrecto de datos finales en las pruebas empíricas puede conllevar errores concernientes a la verdadera relevancia de las noticias económicas. Por otro lado, Bin *et al.* (2003:241) detectan que el rendimiento de los recibos de acciones extranjeras en Estados Unidos es sensible a los movimientos en los mercados bursátiles, en los correspondientes mercados de divisas y monetario y, por último, a las crisis financieras internacionales.

Además, el modelo de valoración con variables macroeconómicas especificadas *a priori* también ha sido contrastado en otros mercados aparte del estadounidense. Así, cabe citar a Priestley (1996), Clare *et al.* (1997) y Antoniou *et al.* (1998) para el mercado bursátil de Londres; Koutoulas y Kryzanowski (1996) para Canadá; Clare y Priestley (1998) para Malasia; Swoboda (2003:19,21) para el mercado bursátil de Buenos Aires y Altay (2003:7,25-36) para el mercado bursátil alemán y turco.

Asimismo, con respecto a trabajos realizados en España, se puede citar a Araguas (1991:528-529), quien observa que las sensibilidades de los sectores económicos a la producción industrial, la inflación no anticipada, la estructura temporal de tipos de interés y el diferencial de insolvencia son coherentes a pesar de su poca significación estadística. Por su parte, Rodríguez (2000:20-22) detecta para los Fondos de Inversión de renta fija en España la relevancia de la prima de riesgo asociada a la variable cambios no anticipados a la estructura temporal de tipos de interés y de la prima de rentabilidad del índice general de la bolsa sobre la rentabilidad de la Deuda Pública.

3. DESCRIPCIÓN DE LA MUESTRA

Para la realización de los distintos análisis expuestos se ha utilizado la rentabilidad simple mensual de los Planes de Pensiones del sistema individual en España cuya cartera de renta variable no es nula, es decir, de Planes de Pensiones de renta variable, variable mixta, fija mixta II y fija mixta I según la clasificación⁶ realizada por la Asociación de Instituciones de Inversión Colectiva y Fondos de Pensiones y vigente hasta finales de 2003. El horizonte temporal considerado comprende desde enero de 1995 hasta diciembre de 2003.

La muestra analizada está constituida por el conjunto de Planes que han existido a lo largo de todo el período objeto de estudio, pertenecientes a distintos Fondos y de los que se ha podido obtener su valor liquidativo mensual. Así, dicha muestra comprende un total de 87 Planes, de los cuales 17 son de renta variable-variable mixta (Planes integrados en Fondos que invierten más del 30% de su cartera en renta variable), 36 de renta fija mixta II y 34 de renta fija mixta I. Los datos referentes a los valores liquidativos de los Planes de Pensiones se obtuvieron de información suministrada por la Asociación de Instituciones de Inversión Colectiva y Fondos de Pensiones.⁷

Asimismo, las principales variables tomadas como posibles factores de riesgo en este estudio, así como su definición y la fuente de los datos empleados se detallan a continuación:

- La inflación efectiva se ha obtenido a través de la variación mensual expresada en tantos unitarios del Índice de Precios de Consumo (IPC). La serie seleccionada presenta como base el año 2001 y fue publicada en el Boletín Estadístico del Banco de España.
- Los cambios en la inflación esperada correspondiente al mes t se ha calculado como la diferencia entre la inflación esperada⁸ en dicho mes t y la correspondiente al mes anterior $t-1$.
- La inflación no esperada en un determinado mes t se determina como la diferencia entre la inflación efectiva y la inflación esperada, ambas referidas al mes t .
- Los cambios no anticipados en la estructura temporal de los tipos de interés se obtienen a través de la diferencia entre los tipos de interés de la Deuda Pública a largo plazo y de las letras del Tesoro de hasta 3 meses, ambas series han sido tomadas del Boletín Estadístico del Banco de España.
- El diferencial de insolvencia se ha calculado como el margen entre el rendimiento de la deuda empresarial y la Deuda Pública a largo plazo, aproxi-

⁶ En función del porcentaje que representan los activos de renta variable en la cartera del Fondo de Pensiones, en el que están integrados los Planes de Pensiones, se puede distinguir entre Planes de: renta variable (mínimo 75%), renta variable mixta (entre el 30% y el 75%), renta fija mixta I (máximo 15%), renta fija mixta II (entre el 15% y el 30%) y renta fija (0%).

⁷ Dicha información ha sido complementada con datos suministrados por las Gestoras de los Fondos de Pensiones, a través de contacto directo con las mismas.

⁸ La inflación esperada se aproxima siguiendo el procedimiento de tasa de interés propuesto por Fama y Gibbons (1984).

- mándose la primera a través del tipo de interés de las obligaciones de empresas a más de dos años, negociadas en el mercado AIAF. Ambas series han sido tomadas del Boletín Estadístico del Banco de España.
- El rendimiento de las letras del Tesoro a 12 meses, el cual se ha extraído del Boletín Estadístico del Banco de España.
 - El rendimiento de la renta fija privada a corto plazo, el cual se ha aproximado a través de los tipos de interés de los pagarés a 3 meses negociados en el mercado AIAF, siendo la serie tomada del Boletín Estadístico del Banco de España.
 - El rendimiento de la renta fija pública a corto plazo, el cual se ha aproximado a través de los tipos de interés de las operaciones repo a 3 meses sobre bonos y obligaciones del Estado, extraído del Boletín Estadístico del Banco de España.
 - El tipo de interés de las operaciones repo sobre letras del Tesoro a 3 y 6 meses, tomado del Boletín Estadístico del Banco de España.
 - El tipo de interés de las operaciones repo sobre bonos y obligaciones a 1 y 6 meses, extraído del Boletín Estadístico del Banco de España.
 - La variación mensual expresada en tantos unitarios del Índice de Producción Industrial (IPI). La serie seleccionada presenta como base el año 2000 y ya está corregida del efecto calendario por el Instituto Nacional de Estadísticas del cual ha sido tomada.
 - La variación mensual expresada en tantos unitarios del precio FOB del petróleo Brent para Europa, publicado por el Departamento de Energía de Estados Unidos.
 - La variación del tipo de cambio entre la moneda euro y dólar, medida a través del logaritmo neperiano del cociente entre el tipo de cambio a final del mes t y el correspondiente a final del mes anterior $t-1$. Serie tomada del Boletín Estadístico del Banco de España.

Además de las mencionadas variables de carácter macroeconómico se han utilizado como *proxys* de la rentabilidad de la cartera de mercado la variación simple de los siguientes índices: el Índice General de la Bolsa de Madrid (IGBM) y el índice del mercado continuo IBEX-35.

4. METODOLOGÍA DE CONTRASTE

Para contrastar los diversos modelos señalados se ha seguido la metodología de dos etapas propuesta por Fama y MacBeth (1973). En la primera etapa se estiman las betas o sensibilidades de los Planes a los factores de riesgo sistemático.

La ecuación de regresión a realizar es la siguiente:

$$r_{it} - R_{Ft} = \alpha_i + \sum_{j=1}^K \beta_{ji} \cdot F_{jt} + \varepsilon_{it} \quad [1]$$

donde r_{it} , R_{Ft} , F_{jt} y β_{ji} son, respectivamente, la rentabilidad en el momento t (mes t) del Plan de Pensiones i , la rentabilidad en el momento t de las letras del Tesoro

con vencimiento hasta 3 meses, el valor del factor explicativo j en el momento t y la sensibilidad del Plan de Pensiones i al factor j . Tales regresiones se efectúan para cada mes, utilizándose para ello los datos correspondientes a los 60 meses anteriores y el método de estimación de Mínimos Cuadrados Ordinarios.

En la segunda etapa se realiza el contraste propiamente dicho del modelo, a través del ajuste de las rentabilidades en exceso de los Planes con las betas obtenidas en la primera etapa. Así, para cada mes comprendido entre enero de 2000 y diciembre de 2003, ambos inclusive, se realiza una regresión de sección cruzada entre la rentabilidad en exceso de los Planes y los coeficientes beta o sensibilidades estimadas previamente en la primera etapa, siendo la regresión a estimar la siguiente:

$$r_{it} - R_{Ft} = \lambda_{0t} + \sum_{j=1}^K \lambda_{jt} \cdot \hat{\beta}_{jit} + u_{it} \quad [2]$$

A través de la regresión de corte transversal enumerada se obtienen los estimadores de la constante, $\hat{\lambda}_{0t}$, y de la prima por riesgo, $\hat{\lambda}_{kt}$, correspondiente a cada uno de los K factores. Posteriormente, con los resultados obtenidos de las regresiones de sección cruzada se ha realizado el contraste de significación estadística de los coeficientes medios $\hat{\lambda}_0$ y $\hat{\lambda}_k$, esto es, de la constante y de las primas por riesgo estimadas, para comprobar si en los Planes de Pensiones se verifica el cumplimiento del modelo de valoración analizado. Las hipótesis del contraste realizado son las siguientes:

$$H_0 : \lambda_j = 0 ; j = 0, 1, 2, \dots, K$$

$$H_1 : \lambda_j \neq 0$$

y la expresión del estadístico de contraste utilizado: $t(\hat{\lambda}_j) = \frac{\hat{\lambda}_j}{\hat{\sigma}_{\hat{\lambda}_j}}$. Este estadístico sigue una distribución t de Student de $(H-1)$ grados de libertad, donde H es el número de meses del período de contraste.

Asimismo, con el fin de corregir posibles errores de estimación en las variables, derivados de la utilización en las regresiones de corte transversal de las estimaciones de las sensibilidades a los factores como variables explicativas y no su verdadero valor, se realiza el ajuste propuesto por Shanken (1996). Este ajuste consiste en multiplicar la varianza de cada estimador de riesgo, $\hat{\sigma}_{\hat{\lambda}_k}^2$, por

el siguiente factor: $\left(1 + \frac{\hat{\lambda}_k^2}{\hat{\sigma}_{F_k}^2}\right)$.

5. APLICACIÓN DEL MODELO APT CON FACTORES ESTADÍSTICOS SOBRE LOS PLANES DE PENSIONES

El modelo de valoración APT es un modelo constituido con factores no observables, denominado habitualmente factorial-estadístico, por tanto, para

poder realizar su contrastación, previamente es necesario determinar el conjunto de factores de riesgo no observables *a priori* explicativos del exceso de la rentabilidad de los Planes de Pensiones. Para ello, se emplea la técnica de análisis factorial, a fin de extraer del conjunto de rendimientos en exceso de los Planes un número relativamente pequeño de factores de riesgo sistemático no observables y que, por tanto, puedan ser utilizados como variables explicativas en el modelo de valoración APT. Esto es, obtener el modelo factorial de generación de rendimientos para los Planes de Pensiones. No obstante, antes de proceder a la extracción de los factores es necesario comprobar la viabilidad de dicho procedimiento, es decir, de la técnica de análisis factorial.

Por tanto, en primer lugar, previo a la extracción, desde el conjunto de rendimientos en exceso de los Planes, de los factores comunes a emplear posteriormente en el contraste del modelo APT, se ha comprobado la viabilidad de aplicación de este procedimiento, es decir, de la técnica de análisis factorial. Dicho estudio es necesario dado que para que pueda existir al menos un factor de riesgo común, el grado de correlación existente entre el rendimiento de los Planes no debe ser bajo, permitiendo de esta forma el proceso de extracción de factores. Este estudio se puede realizar analizando bien las características de la matriz de covarianzas, o bien las de la matriz de correlaciones, aconsejando la mayoría de los autores el empleo de esta última, entre los cuales se puede citar a Kim y Mueller (1978a,b), Dillon y Goldstein (1984) y Dunteman (1989).

Por tanto, el estudio de la idoneidad de la técnica de análisis factorial se ha realizado a través del análisis de las características de la matriz de correlaciones de la rentabilidad en exceso de la muestra de Planes de Pensiones, encontrando resultados satisfactorios en todas las medidas aplicadas. Éstos son: significatividad de los coeficientes de correlación de las rentabilidades en exceso, determinante de la matriz de correlaciones muy pequeño, rechazo de la hipótesis nula del test de Barlett, índice de Kaiser-Meyer-Oklín (*KMO*) alto, coeficientes de correlación antiimagen pequeños y coeficientes de medida de adecuación muestral (*MSA*) altos. Todo ello aconseja la utilización de la técnica de análisis factorial para la extracción de factores comunes, con el fin de que los mismos expliquen el máximo posible de la varianza común del rendimiento en exceso de los Planes de Pensiones del sistema individual en España en el período objeto de estudio.

Una vez analizada la viabilidad de la técnica de análisis factorial se ha aplicado el método de Componentes Principales⁹ para realizar la extracción de factores de riesgo comunes a las rentabilidades de los Planes de Pensiones y para seleccionar aquellos factores comunes, explicativos de los rendimientos en exceso, a utilizar en el contraste del modelo de valoración APT en los Planes de Pensiones, se ha seguido el criterio de Kaiser (1960:145-146) al ser uno de los más utilizados. Este criterio consiste en tomar aquellos factores cuyo valor propio sea superior a la unidad. Asimismo, también se considera el porcentaje de varianza total explicada por cada factor para detectar si existe algún factor con bastante relevancia en relación a los demás.

⁹ Para ratificar el número de factores extraídos también se utilizó la técnica de Máxima Verosimilitud, para la cual se encontraron resultados similares.

En el cuadro 2 se muestra el valor propio de cada uno de los factores obtenidos así como la proporción de varianza explicada por cada uno de ellos. En el citado cuadro se refleja que el número de factores extraídos al presentar un valor superior a la unidad es igual a 7. Además, se detecta que existe un factor dominante, el cual por sí solo explica la mayor parte de la varianza total, aproximadamente el 71%, aumentando dicho porcentaje hasta un 86% al considerar todos los factores seleccionados.

CUADRO 2
FACTORES RESULTANTES DEL ANÁLISIS FACTORIAL PARA
LOS PLANES DE PENSIONES

	Valor propio	% Varianza	% Acumulado
1	61,585	70,787	70,787
2	4,379	5,034	75,821
3	2,876	3,305	79,126
4	2,088	2,400	81,526
5	1,520	1,748	83,274
6	1,277	1,468	84,742
7	1,157	1,330	86,072

Con el modelo factorial de generación de rendimientos obtenido se realiza el contraste del modelo APT sobre el conjunto de Planes de Pensiones analizados, presentándose en el cuadro 3 los resultados medios obtenidos al realizar dicho contraste así como los valores obtenidos una vez aplicado el ajuste de Shanken (1996).

Del cuadro 3 se desprende que los resultados obtenidos a través del procedimiento de Mínimos Cuadrados Ordinarios así como una vez aplicado el ajuste de Shanken (1996) son similares. Así, por un lado, se acepta la hipótesis nula de no significatividad de la constante, es decir, se verifica su igualdad con la rentabilidad del activo libre de riesgo al expresar el modelo en exceso. Por otro lado, en relación a la significatividad de los factores de riesgo se ha de señalar que solamente se ha detectado un factor significativo al 10%, concretamente el factor 7, el cual presenta una relación positiva con respecto a las variaciones de los rendimientos de los Planes. En esta línea, entre otros estudios que sólo detectan un factor significativo en el contraste del modelo APT se pueden citar los de Connor y Korajczyk (1993:1288) y Huang y Jo (1995:987) para el mercado bursátil estadounidense y el de Gómez-Bezares *et al.* (1994:161) para el mercado español.

Además, se ha de señalar que de acuerdo con el presente modelo de valoración, dicho factor no está definido *a priori*, por tanto, a continuación se procede a la fase de identificación del factor relevante, factor 7, para así poder realizar su interpretación económico-financiera. Para ello se ha realizado un análisis estadístico de los coeficientes de correlación existentes entre las puntuaciones del factor 7 y diversas variables macroeconómicas. Las variables macroeconó-

CUADRO 3
RESULTADOS DEL CONTRASTE DEL APT EN LOS PLANES DE PENSIONES
DEL SISTEMA INDIVIDUAL EN ESPAÑA DURANTE 1995-2003*

	$\hat{\lambda}_j$	$\hat{\sigma}_{\hat{\lambda}_j}$	$t(\hat{\lambda}_j)$	$(\hat{\sigma}_{\hat{\lambda}_j})^A$	$t(\hat{\lambda}_j)^A$
$\hat{\lambda}_0$	-0,0012	0,0007	-1,6555 (0,1045)	-	-
$\hat{\lambda}_1$	-0,1407	0,1840	-0,7649 (0,4482)	0,1850	-0,7606 (0,4507)
$\hat{\lambda}_2$	0,1066	0,1293	0,8245 (0,4138)	0,1308	0,8149 (0,4192)
$\hat{\lambda}_3$	-0,2020	0,1689	-1,1958 (0,2378)	0,1716	-1,1768 (0,2452)
$\hat{\lambda}_4$	-0,0508	0,0853	-0,5959 (0,5541)	0,0856	-0,5941 (0,5553)
$\hat{\lambda}_5$	-0,1152	0,1397	-0,8241 (0,4140)	0,1405	-0,8200 (0,4164)
$\hat{\lambda}_6$	-0,1276	0,1588	-0,8035 (0,4257)	0,1599	-0,7979 (0,4289)
$\hat{\lambda}_7$	0,1988	0,1067	1,8632 (0,0687)	0,1100	1,8068 (0,0772)

* Entre paréntesis se indica el *p-value* del estadístico de contraste.

A Resultados con el ajuste de Shanken.

micas utilizadas en el presente análisis han sido seleccionadas teniendo en cuenta las principales variables que han sido empleadas en los estudios empíricos sobre la aplicación de modelos multifactoriales de valoración, además de las características del mercado español. Dichas variables se detallan a continuación.

El exceso de rendimiento de la cartera de mercado sobre el activo libre de riesgo, medida aquella a través de los índices de mercado IBEX-35 e IGBM. Dicha variable es el factor fundamental en el modelo de un único factor CAPM. Asimismo, este factor ha sido empleado en diversos estudios multifactoriales tales como Chen *et al.* (1986:402), Fama y French (1993:34), Gómez-Bezares *et al.* (1994:161), Antoniou *et al.* (1998:228) y Bin *et al.* (2003:259), entre otros.

Además, siguiendo a diversos autores entre los que cabe destacar a Chen *et al.* (1986:402), Burmeister y Wall (1986:4), Chang (1991:381-382), Fama y French (1993:7), Rahman *et al.* (1998:85) y Rodríguez (2000:12) se consideran la inflación y las siguientes variables de tipos de interés: a) cambios no anticipados en la estructura temporal de los tipos de interés, medido a través de la diferencia entre la rentabilidad de la Deuda Pública a largo plazo y el tipo de interés de las letras del Tesoro de hasta 3 meses; b) la prima por riesgo o diferencial de insolvencia, obtenida como diferencia entre el tipo de interés de la deuda empresarial y de la Deuda Pública a largo plazo. Además, también se han

considerado los tipos de interés a largo plazo, introduciendo las variables de largo plazo anteriormente mencionadas sin diferenciales.

Asimismo, de acuerdo con Araguas (1991:528), Cheng (1995:137), Esteve (1996:921-922), Groenewold y Fraser (1997:1368), Clare y Priestley (1998:107), Altay (2003:11) y Jordán y García (2003:26) se introducen tipos de interés a corto plazo, concretamente se considera la tasa correspondiente a las operaciones repo a distintos plazos sobre bonos y obligaciones y sobre letras del Tesoro.

Por otro lado, siguiendo, entre otros, a Chen *et al.* (1986:401), Chen y Jordan (1993:71) y Clare *et al.* (1997:649) se han tenido en cuenta otras variables de carácter macroeconómico, tales como la variación mensual del índice de producción industrial y la variación mensual del precio del petróleo.

Además, considerando que los Fondos pueden invertir parte del patrimonio de los Planes en cartera exterior, se ha tenido en cuenta la variación del tipo de cambio entre las monedas euro y dólar. En este caso, entre los diversos autores que han utilizado este factor cabe resaltar los trabajos de Chang (1991:382), Connor (1995:44), Esteve (1996:921), Groenewold y Fraser (1997:1378) y Altay (2003:11).

La relación existente entre las diversas variables utilizadas y el factor significativo, factor 7, se presenta en el cuadro 4.

De acuerdo con los valores obtenidos de los coeficientes de correlación, se detecta que a pesar de que el factor 7 no se pueda identificar en concreto con una única variable, sí se puede señalar que este factor recoge en el proceso de generación de rendimientos el efecto de un compendio de variables relacionadas con los tipos de interés, al observarse una relación superior al 30% y significativa del mismo con variables indicativas de tipos de interés, ya sea a largo

CUADRO 4
COEFICIENTE DE CORRELACIÓN EXISTENTE ENTRE EL FACTOR 7
Y DIVERSAS VARIABLES ECONÓMICO-FINANCIERAS

	Coef. Correl.	<i>P-value</i>
IBEX-35	0,1104	0,2552
IGBM	0,1025	0,2912
Inflación	0,1104	0,2553
Cambios no anticipados en ETTI	0,0107	0,9122
Diferencial de insolvencia	-0,0097	0,9204
Deuda Pública a largo plazo	0,3065	0,0013
Obligaciones privadas + 2 años	0,3048	0,0013
Repo a 3 meses s/letras del Tesoro	0,3233	0,0006
Repo a 6 meses s/letras del Tesoro	0,3205	0,0007
Repo a 1 mes s/bonos y obligac.	0,3193	0,0008
Repo a 3 mes s/bonos y obligac.	0,3166	0,0008
Repo a 6 mes s/bonos y obligac.	0,3117	0,0010
Índice de Producción Industrial	-0,1232	0,2042
Tipo de cambio \$/€EEUU	-0,1127	0,2457
Precio FOB del petróleo Brent (€/bbl)	-0,0171	0,8608

plazo, de renta fija pública o privada, o a corto plazo, a través de las operaciones repo, resultado que está en línea con lo detectado por Araguan (1991:528) para el mercado bursátil español. Además, esta identificación no única de un determinado factor ha sido observada en otros estudios, como los de Kim y Wu (1987:92) y Zhou (1999:428) para el mercado estadounidense.

Dados los resultados poco favorables obtenidos al contrastar el modelo APT con factores estadísticos, un único factor de riesgo significativo, el cual además explica un pequeño porcentaje de la varianza total, este modelo no parece ser el más adecuado para valorar los Planes de Pensiones.

6. APLICACIÓN DEL MODELO DE CHEN, ROLL Y ROSS (1986) SOBRE LOS PLANES DE PENSIONES

En la búsqueda de otros factores de riesgo relevantes se ha realizado la contrastación empírica del modelo propuesto por Chen, Roll y Ross (1986), en el que se emplean cinco variables macroeconómicas: variación en la inflación esperada (VIE), cambios no anticipados en la estructura temporal de los tipos de interés (PVI), diferencial de insolvencia (PRI), inflación no esperada (INE) y variación mensual del índice de producción industrial (CIPI). Asimismo, también se contrasta el modelo ampliado, introduciendo la variable referida a la rentabilidad de mercado en exceso. Para ello, como *proxy* de la rentabilidad del mercado se han utilizado dos índices representativos del mercado bursátil español: el IBEX-35 y el IGBM, dando lugar al modelo ampliado de seis factores. Los resultados medios de la aplicación sobre los Planes de Pensiones del sistema individual tanto del modelo compuesto con las cinco variables macroeconómicas citadas como del modelo ampliado con la variable rentabilidad de mercado se ofrecen en el cuadro 5.

Del cuadro 5 se desprende que la ordenada en el origen es significativa y con signo negativo, señalando que la constante del modelo no coincide con la rentabilidad del activo libre de riesgo.¹⁰

Con respecto a la significatividad de las diversas variables macroeconómicas utilizadas como posibles factores de riesgo en el modelo de cinco factores, se observa que a través de la técnica de Mínimos Cuadrados Ordinarios la prima por riesgo derivada de cambios no anticipados en la estructura temporal de los tipos de interés o prima por vencimiento, así como la prima por riesgo o diferencial de insolvencia son significativas a un nivel del 5%, reduciéndose su relevancia al 10% al aplicar el ajuste de Shanken (1996).

En cambio, cuando en el modelo se incluye la prima por riesgo de mercado, derivada del IBEX-35 o del IGBM, se produce una mejora en la relevancia de la prima por vencimiento, de tal manera que cuando se corrige su desviación típica por el ajuste de Shanken (1996), dicha prima resulta ser un factor de riesgo significativo al 5% en la valoración de la rentabilidad de los Planes. Además, se ha de subrayar que los resultados hallados no parecen estar afectados por el

¹⁰ Se ha de tener presente que el modelo analizado ha sido planteado en términos de excesos de rentabilidad.

CUADRO 5
RESULTADOS DEL CONTRASTE DEL MODELO DE CHEN, ROLL Y ROSS EN
LOS PLANES DE PENSIONES DEL SISTEMA INDIVIDUAL EN ESPAÑA
DURANTE 1995-2003*

Modelo utilizado	$\hat{\lambda}_j$	$\hat{\sigma}_{\lambda_j}$	$t(\hat{\lambda}_j)$	$(\hat{\sigma}_{\lambda_j})^A$	$t(\hat{\lambda}_j)^A$	
Modelo de 5 factores	$\hat{\lambda}_0$	-0,0036	0,0010	-3,4576 (0,0012)	-	-
	$\hat{\lambda}_{VIE}$	-0,0013	0,0023	-0,5514 (0,5840)	0,0023	-0,5458 (0,5878)
	$\hat{\lambda}_{PVI}$	-0,0006	0,0002	-3,1734 (0,0027)	0,0023	-0,5458 (0,0585)
	$\hat{\lambda}_{PRI}$	0,0001	0,0000	1,8823 (0,0660)	0,0000	1,7890 (0,0801)
	$\hat{\lambda}_{INE}$	-0,0013	0,0014	-0,9557 (0,3441)	0,0014	-0,9402 (0,3519)
	$\hat{\lambda}_{CPI}$	-0,0367	0,0632	-0,5805 (0,5644)	0,0647	-0,5674 (0,5731)
Modelo de 6 factores con IBEX-35	$\hat{\lambda}_0$	-0,0027	0,0008	-3,2373 (0,0022)	-	-
	$\hat{\lambda}_{VIE}$	-0,0019	0,0021	-0,9050 (0,3701)	0,0022	-0,8840 (0,3812)
	$\hat{\lambda}_{PVI}$	-0,0005	0,0001	-3,3435 (0,0016)	0,0002	-2,3654 (0,0222)
	$\hat{\lambda}_{PRI}$	0,0001	0,0000	1,8706 (0,0676)	0,0000	1,7667 (0,0838)
	$\hat{\lambda}_{INE}$	-0,0010	0,0012	-0,8854 (0,3805)	0,0012	-0,8764 (0,3853)
	$\hat{\lambda}_{CPI}$	-0,0113	0,0496	-0,2268 (0,8215)	0,0497	-0,2263 (0,8219)
	$\hat{\lambda}_{IBEX}$	-0,0045	0,0102	-0,4384 (0,6631)	0,0102	-0,4375 (0,6638)
Modelo de 6 factores con IGBM	$\hat{\lambda}_0$	-0,0027	0,0008	-3,2292 (0,0023)	-	-
	$\hat{\lambda}_{VIE}$	-0,0020	0,0021	-0,9270 (0,3586)	0,0022	-0,9045 (0,3703)
	$\hat{\lambda}_{PVI}$	-0,0005	0,0001	-3,3519 (0,0016)	0,0002	-2,3682 (0,0220)
	$\hat{\lambda}_{PRI}$	0,0001	0,0000	1,8599 (0,0692)	0,0000	1,7574 (0,0854)
	$\hat{\lambda}_{INE}$	-0,0010	0,0012	-0,8442 (0,4028)	0,0012	-0,8364 (0,4071)
	$\hat{\lambda}_{CPI}$	-0,0098	0,0490	-0,1996 (0,8427)	0,0490	-0,1992 (0,8429)
	$\hat{\lambda}_{IGBM}$	-0,0051	0,0093	-0,5464 (0,5874)	0,0093	-0,5446 (0,5886)

* Entre paréntesis se indica el *p-value* del estadístico de contraste.

^A Resultados con el ajuste de Shanken.

índice de mercado utilizado, dado que éstos son similares tanto para el índice selectivo como para el general.

Asimismo, se ha de señalar que el signo de la relación hallada entre los factores de riesgo relevantes y la rentabilidad en exceso de los Planes es consistente con la observada en otros estudios y con la situación macroeconómica existente en España para el período analizado.

En este sentido, se ha de reseñar que el signo negativo y significativo de la variable relativa a cambios no anticipados en la estructura temporal de los tipos de interés señala que un factor de riesgo relevante en la rentabilidad de los Planes de Pensiones es la prima por vencimiento y que, además, en este caso se valora negativamente dada la elevada incertidumbre existente en los mercados en los últimos años.¹¹ Es más, la diferencia existente de tipos entre las operaciones de distinto vencimiento genera incertidumbre acerca de cuál debe ser el vencimiento del activo en que se debe invertir y de la distribución de la cartera y, por tanto, respecto a la rentabilidad final de la misma, lo cual para los Planes de Pensiones se traduce en este caso en una valoración negativa. Resultado similar fue obtenido para el mercado bursátil estadounidense por Chen *et al.* (1986:395) quienes comentan que dicha valoración negativa se debe a que los inversores que quieran protegerse de una bajada en los tipos de interés reales a largo plazo dirigirán sus inversiones hacia activos cuyo valor aumente cuando esto ocurra. Entre otros autores que han encontrado una influencia en el mismo sentido de dicho factor cabe resaltar a Chang (1991:385) para el mercado estadounidense, Araguas (1991:528) para el mercado bursátil español y Rodríguez (2000:21) para los Fondos de Inversión de renta fija en España.

Asimismo, la prima positiva por riesgo de insolvencia indica que en la valoración de los Planes de Pensiones un factor relevante es la diferencia existente entre las tasas de interés de la deuda privada y la pública. A través de la misma se pretende cubrir a los Planes de dicho riesgo. Chen *et al.* (1986:395), Chang (1991:385) y Araguas (1991:528) en sus respectivos trabajos también obtienen una prima positiva por riesgo o diferencial de insolvencia.

Conforme con los resultados obtenidos se ha de señalar que los factores de riesgo en la rentabilidad de los Planes de Pensiones parecen derivarse prioritariamente del mercado de renta fija, más que de la renta variable u otra variable macroeconómica. Todo ello está en consonancia con la naturaleza finalista de ahorro-previsión de los Planes y, por tanto, con el carácter conservador que suele estar presente en su gestión, tal y como han señalado Montlor y Tarrazón (1999:56). Estos resultados están en la misma línea que los aportados por Fama y French (1993:40) en su estudio sobre la valoración de las obligaciones. Estos autores señalan que el rendimiento de los bonos está dominado por los factores de riesgo relacionados con la madurez o cambios no anticipados en la estructura temporal de los tipos de interés y con el riesgo de impago o diferencial de insolvencia.

¹¹ Para una información más detallada véase los informes anuales del Banco de España correspondiente a los años 2000, 2001, 2002 y 2003.

7. CONTRASTACIÓN EMPÍRICA DE UN MODELO CON FACTORES DEL MERCADO DE RENTA FIJA SOBRE LOS PLANES DE PENSIONES

Para confirmar los resultados obtenidos en el apartado anterior, es decir, que son las variables del mercado de renta fija los factores principales de riesgo que explican las variaciones de la rentabilidad de los Planes de Pensiones, frente a la no significatividad de la rentabilidad de mercado, en el presente epígrafe se analiza un modelo multifactorial constituido en su mayoría por diversas variables relacionadas con los tipos de interés. No obstante, a fin de determinar si los factores de riesgo que predominan en la explicación de las variaciones de la rentabilidad de los Planes están asociados a la renta fija y/o a la renta variable, en el modelo a contrastar también se va a incluir la rentabilidad de mercado.

En esta línea, siguiendo entre otros a Chen *et al.* (1986:402), Shanken y Weinstein (1990:1), Chang (1991:381-382), Fama y French (1993:3), Chen y Jordan (1993:71), Antoniou *et al.* (1998:228) y Rahman *et al.* (1991:87), así como los resultados obtenidos en el epígrafe anterior, se va a estudiar si la prima por vencimiento o cambios no anticipados en la estructura temporal de los tipos de interés y el diferencial de insolvencia siguen siendo factores relevantes en la valoración de los Planes según el modelo que se va a proponer.

Asimismo, siguiendo los trabajos de Beenstock y Chan (1988:27), Araguas (1991:525), Cheng (1995:137), Esteve (1996:921-922), Groenewold y Fraser (1997:1368), Clare y Priestley (1998:107), Jordán y García (2003:26), Swoboda (2003:9) y Altay (2003:11) se introducen diversos tipos de interés a corto plazo. Así, en primer lugar se considera la rentabilidad de las letras del Tesoro a 12 meses como tasa de corte entre operaciones a corto y largo plazo. Además, con el fin de determinar si la valoración de los Planes se ve afectada de la misma forma por la renta fija privada y pública, se introduce de forma separada la rentabilidad de los pagarés a 3 meses y de las operaciones repo a 3 meses sobre bonos y obligaciones del Estado.

En este sentido, de acuerdo con los objetivos expuestos se ha decidido estimar y contrastar si la rentabilidad en exceso de los Planes de Pensiones del sistema individual en España depende de: la prima por vencimiento o cambios no anticipados en la estructura temporal de tipos de interés (PVI), del diferencial de insolvencia (PRI), del tipo de interés de las letras del Tesoro a 12 meses (LT12), de la rentabilidad de mercado en exceso (IBEX e IGBM), del rendimiento de la renta fija privada a corto plazo (PAG) y del rendimiento de la renta fija pública a corto plazo (REPB). Los resultados medios del contraste se recogen en el cuadro 6.

En el cuadro 6 se observa que se ratifican los resultados obtenidos en el epígrafe anterior de este trabajo, donde la ordenada en el origen para el modelo analizado resulta significativa y con signo negativo, lo cual si se tiene en cuenta que el modelo regresado está planteado en términos de excesos de rentabilidad, indica que la constante del modelo no coincide con la rentabilidad del activo libre de riesgo.

Por otro lado, en relación a los resultados del contraste obtenidos sin realizar el ajuste de Shanken (1996), así como una vez aplicada dicha corrección, se ha de señalar que éstos son similares. Asimismo, los factores de riesgo que resultan relevantes, a un nivel del 5%, en la explicación de las variaciones de los excesos de rentabilidad entre los diversos Planes se mantienen con indepen-

CUADRO 6
RESULTADOS DEL CONTRASTE DEL MODELO CON FACTORES
DEL MERCADO DE RENTA FIJA EN LOS PLANES DE PENSIONES DEL
SISTEMA INDIVIDUAL EN ESPAÑA DURANTE 1995-2003*

Modelo utilizado	$\hat{\lambda}_j$	$\hat{\sigma}_{\lambda_j}$	$t(\hat{\lambda}_j)$	$(\hat{\sigma}_{\lambda_j})^A$	$t(\hat{\lambda}_j)^A$	
Modelo con IBEX-35	$\hat{\lambda}_0$	-0,0027	0,0009	-3,1030 (0,0032)	-	-
	$\hat{\lambda}_{PVI}$	-0,0005	0,0002	-3,0821 (0,0034)	0,0002	-2,2678 (0,0280)
	$\hat{\lambda}_{PRI}$	0,0001	0,0000	2,2806 (0,0272)	0,0000	2,1132 (0,0399)
	$\hat{\lambda}_{LT12}$	0,0005	0,0002	1,9932 (0,0521)	0,0003	1,7077 (0,0943)
	$\hat{\lambda}_{IBEX}$	-0,0059	0,0101	-0,5779 (0,5661)	0,0102	-0,5759 (0,5675)
	$\hat{\lambda}_{PAG}$	0,0007	0,0002	2,9055 (0,0056)	0,0003	2,2072 (0,0322)
	$\hat{\lambda}_{REPB}$	0,0006	0,0002	2,8812 (0,0060)	0,0003	2,1328 (0,0382)
Modelo con IGBM	$\hat{\lambda}_0$	-0,0027	0,0009	-3,0925 (0,0033)	-	-
	$\hat{\lambda}_{PVI}$	-0,0005	0,0002	-3,1037 (0,0032)	0,0002	-2,2696 (0,0279)
	$\hat{\lambda}_{PRI}$	0,0001	0,0000	2,2783 (0,0273)	0,0000	2,1108 (0,0401)
	$\hat{\lambda}_{LT12}$	0,0005	0,0002	1,9262 (0,0601)	0,0003	1,6612 (0,1033)
	$\hat{\lambda}_{IGBM}$	-0,0057	0,0093	-0,6202 (0,5381)	0,0093	-0,6175 (0,5399)
	$\hat{\lambda}_{PAG}$	0,0007	0,0002	2,8739 (0,0061)	0,0003	2,1925 (0,0333)
	$\hat{\lambda}_{REPB}$	0,0006	0,0002	2,8405 (0,0066)	0,0003	2,1144 (0,0398)

Entre paréntesis se indica el *p-value* del estadístico de contraste.

^A Resultados con el ajuste de Shanken.

dencia del índice escogido, IBEX-35 o IGBM, como aproximación de los rendimientos en el mercado de renta variable. Todo ello, permite señalar que los resultados principales no parecen estar influenciados por la *proxy* de mercado de renta variable utilizada. No obstante, en este sentido se ha de señalar que la prima de riesgo asociada a las variaciones de la rentabilidad de las letras del Tesoro a 12 meses es relevante para un nivel de significación del 10%, tanto con los datos sin corregir como corregidos, a excepción de los resultados ajustados obtenidos en el modelo regresado con el IGBM, donde el estadístico de contraste toma un valor justo por encima del límite de rechazo de la hipótesis de nulidad del coeficiente de dicha variable.

Asimismo, si se atiende a las variables detectadas como factores de riesgo relevantes en la explicación de la rentabilidad en exceso entre los diversos Planes, se ha de señalar que es el mercado de renta fija el factor dominante en la valoración de los Planes. En este caso se detecta que los factores de riesgo relevantes son: la prima por vencimiento, la prima por riesgo de insolvencia y la renta fija a corto plazo tanto privada como pública. De lo anterior se puede deducir que el conjunto de Planes de Pensiones analizados en España en el período 1995-2003 ha seguido fundamentalmente una política de inversión conservadora,¹² derivada quizás de la vocación finalista de éstos como instrumento de ahorro-previsión para la jubilación. Asimismo, la importancia de la prima por riesgo de insolvencia y de la rentabilidad de los pagarés a corto plazo da señales de que los Fondos de Pensiones no sólo están invirtiendo el patrimonio de los Planes en renta fija pública sino que también se dirigen a la privada. Por todo ello, a continuación se comentan con más detalle las primas por riesgo detectadas.

En primer lugar, se ha de destacar que el modelo propuesto ha partido de los resultados previamente obtenidos en el análisis del modelo de Chen *et al.* (1986) y que, a pesar de que se hayan introducido más variables características del mercado de renta fija, se mantiene la relevancia de los factores ya detectados, es decir, de las primas por vencimiento y por riesgo de insolvencia y, además, coincidentes con los resultados obtenidos por Chen *et al.* (1986:395), Araguas (1991:528), Chang (1991:385) y Fama y French (1993:40). Así, de nuevo se vuelve a ratificar la importancia de la madurez de los activos en la valoración de la rentabilidad de los Planes de Pensiones y de la influencia en la valoración de los Planes de la divergencia existente entre la deuda privada y la pública a largo plazo.

Asimismo, se ha de señalar que se ha puesto de manifiesto la importancia de los factores de riesgo asociados a la renta fija privada y pública a corto plazo, presentando sus coeficientes su signo esperado, positivo. La relevancia de dichas variables como factores de riesgo en la valoración de los Planes puede ser un indicativo no sólo de la inversión en los mismos, sino, además, un indicio de que la incertidumbre general que ha existido en los mercados unida a los bajos tipos de interés se haya traducido en un aumento de la inversión a corto plazo. En este sentido, el Banco de España ha puesto de manifiesto a través de diversos informes esa mayor inversión, en términos generales, en el corto plazo ante el ambiente de incertidumbre económica existente. Además, dicho resultado es consistente con lo observado por Esteve (1996:917) para los Fondos de Inversión en España, quien manifiesta la influencia de tales factores en la rentabilidad de los Fondos. Asimismo, Groenewold y Fraser (1997:1368) también detectan la influencia de los tipos de interés a corto plazo en la valoración de las acciones en Australia.

Además, parece detectarse una relevancia aunque bastante más débil de la prima de riesgo derivada de la rentabilidad de las letras del Tesoro a 12 meses. La importancia aunque débil de dicha tasa puede derivarse de la citada incertidumbre respecto a la evolución de los tipos y, por tanto, que dicha tasa sea tomada como indicativo de la posible evolución de los mismos, al ser un tipo de interés de corte entre operaciones de largo y corto plazo.

¹² Dicha característica ha sido analizada por Montlor y Tarrazón (1999:56).

Asimismo, para comprobar la bondad del ajuste se ha analizado el coeficiente de determinación lineal R^2 obtenido de las regresiones de la última etapa, observándose que en términos generales el R^2 no toma valores bajos, siendo similar los valores obtenidos para cada uno de los índices de mercado utilizados. Así, el coeficiente de determinación medio y su mediana es de un 57,56% y 60,41%, respectivamente, para las estimaciones realizadas con el IBEX-35 y del 57,63% y 60,44% con el IGBM, respectivamente.

8. CONCLUSIONES

En el presente trabajo de investigación se han realizado diversos contrastes con el objeto de determinar los factores de riesgo en la valoración de los Planes de Pensiones del sistema individual en España durante el período 1995-2003.

Así, en la contrastación del modelo APT es de destacar que a pesar de no poder aceptar este modelo para valorar los Planes de Pensiones, dado que sólo se obtiene un factor de riesgo relevante a un nivel de significación del 10%, sí se detecta que dicho factor hace referencia a variables relacionadas con tipos de interés, encontrándose en esta línea los resultados obtenidos en los otros contrastes realizados. Posteriormente, al contrastar el modelo propuesto por Chen, Roll y Ross (1986) se encuentran dos factores de riesgo relevantes, derivados de los cambios no anticipados en la estructura temporal de los tipos de interés y de la prima por riesgo de insolvencia. Además, para comprobar la importancia de variables de tipos de interés en la valoración de los Planes de Pensiones del sistema individual en España se ha contrastado un modelo constituido fundamentalmente con variables del mercado de renta fija, cuyos resultados señalan que los factores fundamentales en la valoración de los Planes de Pensiones están asociados a factores del mercado de renta fija, concretamente, en relación a su madurez, su riesgo, así como la relevancia de las operaciones a corto plazo, tanto privadas como públicas.

En conclusión, de acuerdo con los resultados obtenidos en los distintos contrastes realizados en este trabajo, se puede apuntar que los factores determinantes en la valoración del conjunto de Planes de Pensiones del sistema individual en España para el período analizado, que comprende desde 1995 hasta 2003, están asociados principalmente al mercado de renta fija. Tales resultados están en consonancia con la naturaleza finalista de ahorro-previsión de los Planes y, por tanto, con el carácter conservador que suele estar presente en su gestión.

BIBLIOGRAFÍA

- Abeysekera, S.P. y Mahajan, A. (1987). "A test of the APT in pricing UK stocks", *Journal of Business Finance and Accounting*, vol. 14, nº. 3, 377-391.
- Altay, E. (2003). "The effect of macroeconomic factors on asset returns: A comparative analysis of the German and Turkish Stock Markets in a APT framework", *Working Paper*, nº. 48/2003, Martin Luther University, 1-36.
- Antonioni, A.; Garret, I. y Priestley, R. (1998). "Macroeconomic variables as common pervasive risk factors and the empirical content of the Arbitrage Pricing Theory", *Journal of Empirical Finance*, vol. 5, nº. 3, 221-240.

- Araguas, J.M. (1991). "Teoría de Formación de Precios por Arbitraje APT. Una aproximación al caso español", *Actualidad Financiera*, n.º. 26, 513-529.
- Beenstock, M. y Chan, K. (1988). "Economic Forces in the London Stock Market", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, vol. 50, n.º. 1, 27-39.
- Bergés, A. (1984). *El mercado español de capitales en un contexto internacional*. Ed. Ministerio de Economía y Hacienda. Madrid.
- Bin, F.; Morris, G.B. y Chen, D. (2003). "Effects of exchange-rate and interest-rate risk on ADR pricing behaviour", *The North American Journal of Economics and Finance*, vol. 14, n.º. 2, 241-262.
- Bower, D.H.; Bower, R.S. y Logue, D.E. (1984). "Arbitrage Pricing Theory and utility stock returns", *The Journal of Finance*, vol. 39, n.º. 4, 1041-1054.
- Brown, S.J. y Weinstein, M.I. (1983). "A new approach to testing Asset Pricing Models: The bilinear paradigm", *The Journal of Finance*, vol. 38, n.º. 3, 711-743.
- Burmeister, E. y Wall, K.D. (1986). "The Arbitrage Pricing Theory and macroeconomic factor measures", *The Financial Review*, vol. 21, n.º. 1, 1-20.
- Chang, S.J. (1991). "A study of empirical return generating models: A Market Model, a Multifactor Model, and a Unified Model", *Journal of Business Finance and Accounting*, vol. 18, n.º. 3, 377-391.
- Chen, N. (1983). "Some empirical tests of the Theory of Arbitrage Pricing", *The Journal of Finance*, vol. 38, n.º. 5, 1393-1414.
- Chen, N.; Roll, R. y Ross, S.A. (1986). "Economic forces and the stock market", *The Journal of Business*, vol. 59, n.º. 3, 383-403.
- Chen, S. y Jordan, B.D. (1993). "Some empirical tests in the Arbitrage Pricing Theory: Macrovariables vs. derived factors", *Journal of Banking and Finance*, vol. 17, n.º. 1, 65-89.
- Cheng, A.C.S. (1995). "The UK Stock Market and economic factors: A new approach", *Journal of Business Finance and Accounting*, vol. 22, n.º. 1, 129-142.
- Cho, D.C.; Elton, E.J. y Gruber, M.J. (1984). "On the robustness of the Roll and Ross Arbitrage Pricing Theory", *The Journal of Financial and Quantitative Analysis*, vol. 19, n.º. 1, 1-10.
- Christoffersen, P.; Ghysels, E. y Swanson, N.R. (2002). "Let's get "real" about using economic data", *Journal of Empirical Finance*, vol. 9, n.º. 3, 343-360.
- Clare, A. y Priestley, R. (1998). "Risk factors in the Malaysian stock market", *Pacific-Basin Finance Journal*, vol. 6, n.º. 1-2, 103-114.
- Clare, A.; Priestley, R. y Thomas, S. (1997). "The robustness of the APT to alternative estimators", *Journal of Business Finance and Accounting*, vol. 24, n.º. 5, 645-655.
- Connor, G. (1995). "The three types of factor models: A comparison of their explanatory power", *Financial Analysts Journal*, vol. 51, n.º. 3, 42-46.
- Connor, G. y Korajczyk, R.A. (1993). "A test for the number of factors in an approximate factor model", *The Journal of Finance*, vol. 48, n.º. 4, 1263-1291.
- Diacogiannis, G.P. (1986). "Arbitrage Pricing Theory: A critical examination of its empirical applicability for the London Stock Exchange", *Journal of Business Finance and Accounting*, vol. 13, n.º. 4, 489-504.

- Dhrymes, P.J.; Friend, I. y Gultekin, N.B. (1984). "A critical reexamination of the empirical evidence on the Arbitrage Pricing Theory", *The Journal of Finance*, vol. 39, n°. 2, 323-346.
- Dhrymes, P.J.; Friend, I.; Gultekin, M.N. y Gultekin, N.B. (1985). "New tests of the APT and their implications", *The Journal of Finance*, vol. 40, n°. 3, 659-674.
- Dillon, W.R. y Goldstein, M. (1984). *Multivariate analysis, methods and applications*. Ed. John Wiley & Sons, Inc. Nueva York.
- Dunteman, G.H. (1989). *Principal components analysis*. Ed. Sage Publications, Inc. Newbury Park.
- Esteve, J. (1996). "Factores que influyen en la rentabilidad de los Fondos españoles (FIMs y FIAMMs)", *IV Foro de Finanzas*, Madrid, 899-928.
- Fama, E.F. y French, K.R. (1993). "Common risk factors in the returns on stocks and bonds", *Journal of Financial Economics*, vol. 33, n°. 1, 3-56.
- Fama, E.F. y Gibbons, M.R. (1984). "A comparison of inflation forecasts", *Journal of Monetary Economics*, vol. 13, n°. 3, 327-248.
- Fama, E.F. y MacBeth, J. (1973). "Risk, return, and equilibrium: Empirical tests", *Journal of Political Economy*, vol. 81, n°. 3, 607-636.
- Gómez-Bezares, F.; Madariaga, J.A. y Santibáñez, J. (1994). *Valoración de las acciones en la Bolsa Española: Un análisis de la relación entre la rentabilidad y el riesgo*. Ed. Desclee de Brouwer, S.A. Bilbao.
- Groenewold, N. y Fraser, P. (1997). "Share prices and macroeconomic factors", *Journal of Business Finance and Accounting*, vol. 24, n°. 9-10, 1367-1383.
- Huang, R.D. y Jo, H. (1995). "Data frequency and the number of factors in stock returns", *The Journal of Banking and Finance*, vol. 19, n°. 6, 987-1003.
- Jordán, L. y García, J. (2003). "Estimación y contraste del modelo APT en los Fondos de Inversión Mobiliaria españoles", *Análisis Financiero*, n°. 89, 22-35.
- Kaiser, H.F. (1960). "The application of electronic computers to factor analysis", *Educational and Psychological Measurement*, vol. 20, n°. 1, 141-151.
- Kim, J. y Mueller, C.W. (1978a). *Introduction to factor analysis: What it is and how to do it*. Ed. Sage Publications, Inc. Newbury Park.
- Kim, J. y Mueller, C.W. (1978b). *Factor analysis: Statistical methods and practical issues*. Ed. Sage Publications, Inc. Beverly Hills.
- Kim, M.K. y Wu, C. (1987). "Macro-economic factors and stock returns", *The Journal of Business Financial Research*, vol. 10, n°. 2, 87-97.
- Koutoulas, G. y Kryzanowski, L. (1996). "Macrofactor conditional volatilities, time varying risk premia and stock return behavior", *The Financial Review*, vol. 31, n°. 1, 169-195.
- Kryzanowski, L. y To, M.C. (1983). "General factor models and the structure of security returns", *The Journal of Financial and Quantitative Analysis*, vol. 18, n°. 1, 31-52.
- Lehmann, B.N. y Modest, D.M. (1988). "The empirical foundations of the Arbitrage Pricing Theory", *Journal of Financial Economics*, vol. 21, n°. 2, 213-254.
- Montlor, J. y Tarrazón, M.A. (1999). "La inversión de los Fondos de Pensiones: Comparación del caso español y la situación internacional", *Documen-*

- tos de Trabajo, Fundación de las Cajas de Ahorros Confederadas para la Investigación Económica y Social*, n°. 151, 1-83.
- Priestley, R. (1996). "The Arbitrage Pricing Theory, macroeconomic and financial factors, and expectations generating processes", *Journal of Banking and Finance*, vol. 20, n°. 5, 869-890.
- Rahman, S.; Coggin, T.D. y Lee, C. (1998). "Some tests of the risk-return relationship using alternative Asset Pricing Models and observed expected returns", *Review of Quantitative Finance and Accounting*, vol. 11, n°. 1, 69-91.
- Reinganum, M.R. (1981). "The Arbitrage Pricing Theory: Some empirical results", *The Journal of Finance*, vol. 36, n°. 2, 313-321.
- Rodríguez, F. (2000). "Influencia de las variaciones no esperadas de variables macroeconómicas en la rentabilidad de los Fondos de Inversión Mobiliaria de renta fija", *X Congreso Nacional de ACEDE*, Oviedo, 1-33.
- Roll, R. y Ross, S.A. (1980). "An empirical investigation of the Arbitrage Pricing Theory", *The Journal of Finance*, vol. 35, n°. 5, 1073-1103.
- Ross, S.A. (1976). "The Arbitrage Theory of Capital Asset Pricing", *Journal of Economic Theory*, vol. 13, n°. 3, 341-360.
- Shanken, J. (1996). "Statistical methods in tests of portfolio efficiency: A synthesis", en *Handbook of Statistics*, vol. 14. Eds. S. Madala y C. Rao. Elsevier Sciences.
- Shanken, J. y Weinstein, M.I. (1990). "Macroeconomic variables and asset pricing: Estimation and tests", *Working Paper*, University of Rochester.
- Swoboda, C. (2003). "Teoría del Arbitraje de Precios: Una investigación empírica para la Argentina", *III Encuentro Internacional de Finanzas*, Santiago de Chile, 1-31.
- Zhou, G. (1999). "Security factors as linear combination of economic variables", *The Journal of Financial Markets*, vol. 2, n°. 4, 403-432.