

**UNIVERSIDAD DE LAS PALMAS DE GRAN CANARIA**  
**DEPARTAMENTO DE ECONOMÍA FINANCIERA Y CONTABILIDAD**



**TESIS DOCTORAL**

**CONTRASTACIÓN DE LOS MODELOS DE  
VALORACIÓN DE ACTIVOS FINANCIEROS EN LOS  
FONDOS DE INVERSIÓN MOBILIARIA  
(PERÍODO 1990-1997)**

**LOURDES JORDÁN SALES**

Las Palmas de Gran Canaria, Julio de 2000

X

54/1999-00

UNIVERSIDAD DE LAS PALMAS DE GRAN CANARIA  
UNIDAD DE TERCER CICLO Y POSTGRADO

Reunido el día de la fecha, el Tribunal nombrado por el Excmo. Sr. Rector Magfco. de esta Universidad, el/a aspirante expuso esta TESIS DOCTORAL.

Terminada la lectura y contestadas por el/a Doctorando/a las objeciones formuladas por los señores miembros del Tribunal, éste calificó dicho trabajo con la nota de Subsistente cum laude  
*por unanimidad*

Las Palmas de Gran Canaria, a 7 de julio de 2000.

El/a Presidente/a: Dr.D. Vicente Meneu Ferrer,

El/a Secretario/a: Dr.D. Santiago Rodríguez Feijoo,

El/a Vocal: Dr.D. Francisco J. Valero López,

El/a Vocal: Dr.D. Antonio Alegre Escolano,

El/a Vocal: Dra.Dña. Inmaculada Aguiar Díaz,

La Doctoranda: D<sup>a</sup>. Lourdes Jordán Sales,

**UNIVERSIDAD DE LAS PALMAS DE GRAN CANARIA**  
DEPARTAMENTO DE ECONOMÍA FINANCIERA Y CONTABILIDAD  
DOCTORADO EN CIENCIAS ECONÓMICAS Y EMPRESARIALES  
PROGRAMA: FUNDAMENTOS DE CONTABILIDAD Y ECONOMÍA FINANCIERA

Tesis Doctoral presentada por Lourdes Jordán Sales:

**CONTRASTACIÓN DE LOS MODELOS DE  
VALORACIÓN DE ACTIVOS FINANCIEROS EN LOS  
FONDOS DE INVERSIÓN MOBILIARIA  
(PERÍODO 1990-1997)**

Director: Dr. D. Juan García Boza

El Director,

La Doctorando,

Las Palmas de Gran Canaria, Julio de 2000

## *ÍNDICE*

---

# ÍNDICE

## Introducción:

OBJETIVOS Y METODOLOGÍA DE LA INVESTIGACIÓN .....	2
---	---

## Capítulo I:

### LOS FONDOS DE INVERSIÓN MOBILIARIA

1.1.- INSTITUCIONES DE INVERSIÓN COLECTIVA .....	14
1.2.- CARACTERÍSTICAS GENERALES .....	19
1.3.- EVOLUCIÓN HISTÓRICA .....	28
1.4.- EVOLUCIÓN LEGISLATIVA .....	37
1.5.- EVOLUCIÓN DEL RÉGIMEN FISCAL .....	47
1.6.- EVOLUCIÓN DE LOS FONDOS DE INVERSIÓN MOBILIARIA EN EL CONTEXTO DE LA ECONOMÍA ESPAÑOLA EN EL PERÍODO 1990- 1997 .....	51
1.7.- EL PERFIL DEL INVERSOR .....	75

## Capítulo II:

### EL MARCO CONCEPTUAL: LA TEORÍA DE CARTERAS Y DEL MERCADO DE CAPITALS

2.1.-LA TEORÍA DE CARTERAS .....	82
2.1.1.- Introducción .....	82
2.1.2.- Análisis de los activos .....	90
2.1.3.- Análisis de las carteras .....	96
2.2.- LA TEORÍA DEL MERCADO DE CAPITALS .....	108
2.2.1.- Introducción .....	108
2.2.2.- Modelo de Sharpe .....	112
2.3.-EL MODELO CAPM .....	145
2.4.- EL MODELO MULTIFACTORIAL .....	155
2.5.- EL MODELO APT .....	167

## Capítulo III:

### LA CONTRASTACIÓN EMPÍRICA EN LOS FONDOS DE INVERSIÓN MOBILIARIA DE LA TEORÍA DE CARTERA Y DEL MERCADO DE CAPITALS: MODELOS DE UN SOLO ÍNDICE

3.1.-INTRODUCCIÓN .....	178
3.2.- LA MUESTRA OBJETO DE INVESTIGACIÓN .....	180

3.3.- ESTIMACIÓN DEL MODELO DE MERCADO .....	186
3.3.1.- Datos anuales de rentabilidad .....	193
3.3.1.1.- Fondos de renta variable .....	193
3.3.1.2.- Fondos de renta variable mixta .....	209
3.3.1.3.- Fondos de renta fija mixta .....	222
3.3.2.- Datos trimestrales de rentabilidad .....	237
3.3.2.1.- Fondos de renta variable .....	237
3.3.2.2.- Fondos de renta variable mixta .....	247
3.3.2.3.- Fondos de renta fija mixta .....	257
3.4.- VALIDACIÓN EMPÍRICA DEL CAPM .....	267
3.4.1.- Antecedentes .....	267
3.4.2.- Metodología .....	273
3.4.3.- Contrastes según la metodología de serie temporal .....	288
3.4.3.1.- Datos anuales de rentabilidad .....	288
3.4.3.2.- Datos trimestrales de rentabilidad .....	300
3.4.4.- Contrastes según la metodología de corte transversal con medias .....	312
3.4.4.1.- Datos anuales de rentabilidad .....	312
3.4.4.2.- Datos trimestrales de rentabilidad .....	320
3.4.5.- Contrastes según la metodología de corte transversal sin medias .....	328
3.4.5.1.- Datos anuales de rentabilidad .....	329
3.4.5.2.- Datos trimestrales de rentabilidad .....	359

#### Capítulo IV:

### LA CONTRASTACIÓN EMPÍRICA EN LOS FONDOS DE INVERSIÓN MOBILIARIA DE LA TEORÍA DE CARTERA Y DEL MERCADO DE CAPITAL: MODELOS DE VARIOS ÍNDICES

4.1.-INTRODUCCIÓN .....	403
-------------------------	-----

4.2.- EL MODELO APT .....	405
4.2.1.- Revisión de la literatura .....	405
4.2.2.- Metodología .....	414
4.3.- ESTIMACIÓN DEL MODELO APT .....	422
4.3.1.- Datos anuales de rentabilidad .....	422
4.3.1.1.- Fondos de renta variable .....	422
4.3.1.2.- Fondos de renta variable mixta .....	425
4.3.1.3.- Fondos de renta fija mixta .....	429
4.3.2.- Datos trimestrales de rentabilidad .....	433
4.3.2.1.- Fondos de renta variable .....	433
4.3.2.2.- Fondos de renta variable mixta .....	438
4.3.2.3.- Fondos de renta fija mixta .....	443
4.4.- VALIDACIÓN EMPÍRICA DEL APT .....	448
4.4.1.- Datos anuales de rentabilidad .....	448
4.4.1.1.- Contraste transversal con medias .....	448
4.4.1.2.- Contraste transversal sin medias .....	451
4.4.2.- Datos trimestrales de rentabilidad .....	456
4.4.2.1.- Contraste transversal con medias .....	456
4.4.2.2.- Contraste transversal sin medias .....	459
4.5.- INTERPRETACIÓN FINANCIERA DE LOS FACTORES .....	466
4.6.- ESTIMACIÓN DE UN MODELO LINEAL DE MÚLTIPLES ÍNDICES .....	478
4.6.1.- Datos anuales de rentabilidad .....	486
4.6.1.1.- Fondos de renta variable .....	486
4.6.1.2.- Fondos de renta variable mixta .....	488
4.6.1.3.- Fondos de renta fija mixta .....	491
4.6.2.- Datos trimestrales de rentabilidad .....	493
4.6.2.1.- Fondos de renta variable .....	493
4.6.2.2.- Fondos de renta variable mixta .....	496
4.6.2.3.- Fondos de renta fija mixta .....	498

CONCLUSIONES .....	503
BIBLIOGRAFÍA .....	520

## *INTRODUCCIÓN*

---

## **OBJETIVOS Y METODOLOGÍA DE LA INVESTIGACIÓN**

Cualquier sujeto ahorrador, poseedor de cierta cuantía de recursos financieros, si actúa racionalmente, deseará invertirla con el fin de obtener de la misma determinada rentabilidad que le compense, como mínimo de la inflación existente, así como del riesgo inherente a dicha inversión. En este contexto, se encontrará con múltiples posibilidades de inversión así como con un conjunto de dificultades (desconocimiento de la rentabilidad, del riesgo de cada opción de inversión, de las posibles variables financieras que pueden incidir en la explicación de la rentabilidad, etc.), lo que le dificultará materializar su decisión. Tales problemas afectan de forma fundamental al pequeño ahorrador, pues el gran capitalista dispone de medios materiales y humanos que le ayudarán en su toma de decisiones. No obstante, cualquiera de los dos ha de tener en cuenta las características de los activos en los que desea invertir, así como los objetivos que prefiere cubrir con sus inversiones.

El principal problema con el que se encuentra un inversor a la hora de tomar decisiones bajo condiciones de incertidumbre es establecer qué rendimiento adicional debe requerirse para aceptar un determinado nivel de riesgo. Por ello, debemos estudiar la rentabilidad y el riesgo tanto de activos financieros individuales como de carteras, medidos por la media y la varianza de sus rendimientos, según diferentes modelos existentes en la literatura financiera. Todos los inversores se encuentran con un mismo conjunto de oportunidades de rendimiento-riesgo, pero de acuerdo a sus

preferencias y características propias, es decir dependiendo de su perfil, elegirá una inversión u otra, obteniendo su cartera óptima.

Un mercado financiero que tiene como objetivo la asignación óptima de los recursos disponibles tiene en cuenta en todo momento la decisión individual de cada inversor/ahorrador, por lo que ofrecerá distintas alternativas de inversión. En el mercado español existen distintas posibilidades de inversión, de forma general inversión en activos individuales e inversión colectiva. En este trabajo nos centraremos en la segunda alternativa, la Inversión Colectiva, y dentro de ella en los Fondos de Inversión.

El ritmo de crecimiento de los Fondos de Inversión ha ido aumentando en nuestro país en los últimos años, y se prevé que este crecimiento se mantenga aunque sea de forma moderada en los próximos. Con la evolución de la economía española y la caída de los tipos de interés se está produciendo un cambio, no sólo en el mercado, sino también en la actitud del inversor español quien, sin dejar atrás su carácter conservador, está dispuesto a asumir un mayor riesgo, siempre manteniendo una mínima seguridad en sus inversiones, por lo que se ha comenzado a apreciar un trasvase de inversiones en activos sin riesgo o con mínimo riesgo hacia otro tipo de activos financieros más volátiles, de ahí también el crecimiento que siguen experimentando los Fondos de Inversión, en los que además se aprecia el cambio de

inclinación del inversor de fondos con mayor porcentaje de inversión en renta fija hacia fondos con mayor participación en renta variable.

Tal y como es conocido, cualquier Fondo de Inversión Mobiliaria, está constituido por un patrimonio común perteneciente a una pluralidad de sujetos, los cuales encomiendan su gestión a una determinada entidad, con el fin de que a través de adecuadas inversiones, caracterizadas por una eficiente diversificación, obtenga las máximas rentabilidades que en cada momento permitan los mercados financieros. Ahora bien, para cualquier partícipe en un Fondo de Inversión, una participación en el mismo constituye un activo financiero caracterizado por una esperanza de rentabilidad y una volatilidad asociada a dicha rentabilidad. Desde este punto de vista, y teniendo en cuenta que en los mercados financieros existen múltiples posibilidades de participar en Fondos de Inversión, es preciso caracterizarlos, en relación con la variable aleatoria bidimensional anterior, a fin de que los distintos inversores puedan elegir entre ellos, en función de sus preferencias en cuanto a distribuir su presupuesto de inversión de acuerdo con su perfil de riesgo. O lo que es lo mismo, aceptando un comportamiento racional de los inversores, los cuales toman sus decisiones de inversión no por criterios subjetivos, sino de acuerdo con criterios objetivos y contrastados, es preciso disponer de datos cuantitativos referidos al grado de rentabilidad y de volatilidad de cada fondo. Para ello, y aparte del correspondiente análisis empírico, es preciso disponer de una teoría que refrende y ayude a explicar dicho análisis empírico, así como a predecir los valores futuros de la variable

bidimensional anterior, mediante una correcta especificación de los factores determinantes y explicativos de los valores históricos. Por tanto, encuentra plena justificación la utilización de la Teoría de Carteras y del Mercado de Capitales en cuanto que las mismas constituyen potentes herramientas y modelos de valoración que, sin lugar a dudas, ayudarán a los inversores en la toma de sus decisiones de adquisición de participaciones en Fondos de Inversión. Ahora bien, como es conocido, todos los modelos precisan de su contrastación empírica a efectos de establecer el grado de significación y explicación de la realidad financiera que pretenden representar. Una vez dicha contrastación ha sido satisfactoria, será posible aceptarlos.

En línea con lo señalado, nos planteamos como objetivo básico del presente trabajo de investigación, contrastar la aplicación a los Fondos de Inversión de distintos modelos lineales de valoración de activos financieros propuestos en el ámbito de las Finanzas, basándonos en las series históricas de rentabilidad de aquellos fondos del mercado nacional en los que cierta proporción de sus inversiones se materializa en renta variable, en el período 1990-1997. Dicho objetivo tiene como finalidad encontrar un modelo lineal de valoración que explique significativamente las rentabilidades de los Fondos de Inversión.

En consecuencia a lo expuesto, podemos desglosar el objetivo básico señalado, en los siguientes objetivos a cubrir en la investigación propuesta:

Primero. Estimar para cada Fondo de Inversión seleccionado sus parámetros estadísticos fundamentales, esperanza matemática y desviación típica, representativos, respectivamente, en el ámbito financiero, de la rentabilidad esperada y del riesgo asociado a la misma.

Segundo. Estimar el Modelo de Mercado, teniendo en cuenta la fundamentación teórica previamente planteada, distinguiendo entre el modelo expresado en rentabilidades y en excesos de rentabilidad.

Tercero. Contrastar el modelo CAPM en su aplicación a la estimación de la rentabilidad requerida por los inversores de cada Fondo de Inversión, de acuerdo con su riesgo de mercado, y una determinada cartera del mismo representada por un cierto índice que oportunamente elegiremos.

Cuarto. Estimar y contrastar modelos de varios índices, tanto el modelo APT como un modelo de múltiples índices basado en la distribución del patrimonio de los fondos.

Quinto. Detectar qué variables financieras se pueden considerar explicativas de las rentabilidades de los Fondos de Inversión.

Para cumplir los objetivos señalados, la metodología utilizada es la siguiente:

a) Seleccionar del conjunto total de fondos del período objeto de análisis, y teniendo en cuenta su adscripción a los distintos tipos, aquellos que en todos y cada uno de los períodos permanecieron activos. A partir de los mismos, realizamos un análisis exploratorio de los datos, previo a la aplicación del modelo de regresión, estudiando para cada fondo la forma de la distribución estadística de su rentabilidad, la asimetría y la curtosis.

b) Al considerar que la rentabilidad esperada de cada fondo viene explicada por su relación lineal con un determinado índice de mercado, procedemos a obtener a través de los métodos mínimo cuadrático ordinario y mínimo cuadrático generalizado, el modelo de mercado o recta de regresión para cada tipo de fondo en el período objeto de análisis, realizando además el correspondiente análisis de la significación estadística de los coeficientes de regresión obtenidos. En este sentido, consideramos como índices representativos del mercado, el Índice General de la Bolsa de Madrid y el Ibex-35. Como activo libre de riesgo tomamos las Letras del Tesoro. Lo anterior posibilitará deducir para cada fondo su rentabilidad esperada, el riesgo total asociado a la misma, el riesgo sistemático, el riesgo específico y el coeficiente beta.

c) Contrastamos el CAPM utilizando la metodología de serie histórica y la de corte transversal, partiendo de los coeficientes beta estimados en el modelo de mercado. En este sentido, utilizamos tanto el método de estimación por mínimos cuadrados ordinarios como el de mínimos cuadrados generalizados, contrastando las hipótesis necesarias tanto para comprobar la significación estadística de los parámetros como la igualdad de los mismos a los valores señalados en cada caso.

d) Para estimar el modelo APT utilizamos tanto la técnica del análisis factorial mediante componentes principales como la de máxima verosimilitud, a fin de extraer los factores explicativos comunes a todos los fondos de una misma clase y las correspondientes puntuaciones factoriales. Con dichas puntuaciones obtenemos mediante regresión lineal múltiple por mínimos cuadrados ordinarios, las primas por riesgo factorial que nos sirven para realizar la contrastación del modelo.

e) Con el fin de interpretar los factores obtenidos en la estimación del modelo APT, utilizamos las distintas variables macroeconómicas propuestas mayoritariamente en la literatura financiera, estimando para ello los correspondientes coeficientes de correlación lineal.

f) A efectos de estimar un modelo de múltiples índices, determinamos previamente un conjunto de posibles variables explicativas, basado en el cuadro de distribución porcentual del patrimonio de los Fondos de Inversión. Ello nos permite

utilizar la técnica de mínimos cuadros ordinarios en un modelo de regresión lineal múltiple, detectando las variables significativas a través de dos métodos: el stepwise o de pasos sucesivos, y el del coeficiente de determinación corregido.

De acuerdo con los objetivos señalados y la metodología propuesta, en el capítulo I de nuestro trabajo de investigación, realizamos una breve introducción explicativa de las características fundamentales de los Fondos de Inversión en nuestro país, estudiando su evolución histórica, legislativa y tributaria. Así mismo tenemos en cuenta la clasificación de los fondos de acuerdo con el volumen de recursos invertidos.

En el capítulo II, situaremos el marco conceptual en el que se encuadra nuestra investigación, es decir realizaremos una revisión y planteamiento de la Teoría de Cartera y del Mercado de Capitales, así como de la fundamentación teórica de los modelos de valoración que contrastaremos en los siguientes capítulos.

En el capítulo III, realizaremos la contrastación empírica de la Teoría de Cartera y del Mercado de Capitales en los Fondos de Inversión, utilizando modelos de un solo índice. Para ello, en primer lugar, señalamos la muestra de datos seleccionada y calculamos los distintos parámetros estadístico-financieros que caracterizan a cada fondo. De este modo, partimos de las series históricas de rentabilidad de cada uno de estos Fondos en el mercado español desde 1990 hasta

1997. Estos datos los hemos obtenido de los informes periódicos sobre Instituciones de Inversión Colectiva de la Comisión Nacional del Mercado de Valores. También calculamos, para cada período, la rentabilidad del activo libre de riesgo y la de los índices de mercado, que las obtuvimos a través de la información facilitada por las publicaciones de la Bolsa de Madrid.

Una vez obtenidos todos los datos necesarios procedemos a estimar el modelo de mercado obteniendo para cada fondo la descomposición del riesgo total y los correspondientes coeficientes beta, tanto para datos anuales de rentabilidad como para datos trimestrales, realizando los contrastes de significación estadística correspondientes a cada parámetro de la regresión. A continuación procedemos a realizar la validación empírica del modelo CAPM en los Fondos de Inversión seleccionados. Tras la exposición de la metodología a utilizar, aplicamos los diferentes tipos de contrastes, metodología de serie temporal, de corte transversal con medias y de corte transversal sin medias.

Tras el contraste de los modelos de un solo índice, procedemos a realizar idéntico estudio considerando modelos de valoración de varios índices. Por lo que en el capítulo IV en primer lugar planteamos la metodología a utilizar para estimar el modelo APT, realizando su estimación, para lo que, tal y como hemos señalado, utilizaremos la técnica del análisis factorial con el fin de extraer los factores explicativos comunes a las distintas clases de fondos. Una vez obtenidas las

puntuaciones factoriales contrastamos empíricamente el modelo en el mercado español de Fondos de Inversión siguiendo únicamente metodologías de corte transversal, similares a las utilizadas en el modelo CAPM. Seguidamente tratamos de proporcionar una interpretación financiera a los distintos factores obtenidos en base a variables macroeconómicas que se señalan en la literatura financiera. Puesto que ni el modelo CAPM ni el APT nos proporcionan una clara identificación de los factores explicativos de la rentabilidad de los Fondos de Inversión, por último estimaremos un modelo lineal de índices múltiples que nos proporcione una mejor explicación de las variaciones en la rentabilidad de los mismos, basándonos en su distribución del patrimonio, para lo cual sugerimos distintas variables representativas de las rentabilidades de la materialización de sus inversiones.

Finalmente, resumimos las conclusiones más relevantes deducidas de nuestra investigación, las cuales, además se van poniendo de manifiesto en cada uno de los apartados de la investigación.

## ***CAPÍTULO I***

---

### ***LOS FONDOS DE INVERSIÓN MOBILIARIA***

# **CAPÍTULO I: LOS FONDOS DE INVERSIÓN MOBILIARIA**

## **1.1.- INSTITUCIONES DE INVERSIÓN COLECTIVA**

## **1.2.- CARACTERÍSTICAS GENERALES**

## **1.3.- EVOLUCIÓN HISTÓRICA**

## **1.4.- EVOLUCIÓN LEGISLATIVA**

## **1.5.- EVOLUCIÓN DEL RÉGIMEN FISCAL**

## **1.6.- EVOLUCIÓN DE LOS FONDOS DE INVERSIÓN MOBILIARIA EN EL CONTEXTO DE LA ECONOMÍA ESPAÑOLA EN EL PERÍODO 1990- 1997**

## **1.7.- EL PERFIL DEL INVERSOR**

## 1.1.- INSTITUCIONES DE INVERSIÓN COLECTIVA

Entre las distintas formas de inversión y métodos de gestión de capitales, en los últimos años las Entidades de Inversión Colectiva ocupan un lugar destacado debido a su espectacular desarrollo. El éxito alcanzado por estas sociedades se debe principalmente al deseo por parte de los inversores de hallar seguridad y protección contra los posibles riesgos, y a las ventajas de una inversión provechosa de los ahorros.

La Disposición Transitoria cuarta de la Ley 61/1978, de 27 de diciembre, del Impuesto de Sociedades obligó al Gobierno a remitir a las Cortes Generales un proyecto de Ley sobre Instituciones de Inversión Colectiva. Esta obligación, impuesta en una norma fiscal, tiene su fundamento en consideraciones tanto de orden puramente tributario como de orden estrictamente financiero. De esta Disposición nació la Ley 46/1984<sup>1</sup>, de 26 de diciembre, encargada de la regulación de las Instituciones de Inversión Colectiva.

La reforma del Sistema Financiero ha perseguido y pretende una actuación libre de las Instituciones, compatible con la seguridad de los inversores, a la vez que fomenta y facilita las relaciones de complementariedad entre los diversos mercados

---

<sup>1</sup> Publicada en el BOE nº 310, de 27 de diciembre de 1984.

y activos financieros<sup>2</sup>. Por otro lado, el principio de seguridad de los inversores exige el establecimiento de una normativa básica que haga posible la regulación de las Instituciones de Inversión Colectiva, de ahí la necesidad de la citada Ley.

La aparición de las Instituciones de Inversión Colectiva (IIC) responde a las necesidades del mercado financiero internacional, en un principio para obtener capitales y para diversificar riesgos, pero con el paso del tiempo la maximización de la rentabilidad sin abandonar la minimización del riesgo se acentúa, a la vez que se asegura la liquidez a los partícipes. Por tanto, podemos decir que actualmente el interés que promueve este tipo de inversión es la de formar carteras eficientes con mayor rentabilidad que la inversión individual, reflejándose las tres características principales de los inversores racionales, o sea, la disminución de los riesgos de la inversión mediante la diversificación, obtención de la máxima rentabilidad y una razonable liquidez. Para ello, la actividad de las Instituciones de Inversión Colectiva no se limita a los valores mobiliarios tradicionales, sino que se amplía a toda la gama de activos financieros que se negocian en los mercados oficiales, estableciendo las normas adecuadas para que las instituciones puedan especializarse y actuar de acuerdo a los criterios de rentabilidad y riesgo.

Una Entidad de Inversión Colectiva es un organismo económico y financiero, que reuniendo las aportaciones de numerosos capitalistas, dispone de sumas

---

<sup>2</sup> Comisión Nacional del Mercado de Valores. Nueva Legislación del Mercado de Valores. 1993.

importantes para comercializar distintos activos de carácter financiero o no, imputando a sus partícipes individuales los resultados obtenidos del patrimonio colectivo aportado por éstos. Por lo tanto, en sentido amplio, podemos considerar como inversión colectiva a toda institución, independientemente de su forma jurídica, comercializadora de cualquier clase de instrumentos financieros, con tal de que imputen a sus partícipes los resultados generados por la inversión del patrimonio colectivo, el cual se ha ido formando con las aportaciones realizadas por los mismos. En consecuencia, en función de los activos en los que invierten sus recursos se pueden distinguir entre las Instituciones de Inversión Colectiva de carácter financiero y las de carácter no financiero. Dentro de las Instituciones de Inversión Colectiva de carácter financiero nos encontramos con las Sociedades de Inversión Mobiliaria, tanto de capital fijo como de capital variable, con los Fondos de Inversión Mobiliaria y con los Fondos de Inversión en Activos del Mercado Monetario. Mientras que en las de carácter no financiero están encuadrados los Fondos de Inversión Inmobiliaria y fondos cuyo objeto es la inversión en activos de otra naturaleza (obras de arte, filatelia, etc.).

Los recursos financieros comunes invertidos por los partícipes son administrados por los órganos de la entidad, con el objetivo de rentabilizarlos al máximo, mediante una táctica inversora caracterizada por el reparto de los riesgos, la diversificación de las inversiones y la ausencia de especulación. Por lo tanto, las Instituciones de Inversión Colectiva son intermediarios que sustituyen en la

formación y administración de una cartera de activos a un gran número de inversores, ofreciéndoles numerosas ventajas a fin de captar sus ahorros.

Hay muchos motivos para que las preferencias del pequeño ahorrador se decanten hacia la inversión colectiva<sup>3</sup>. Entre ellos podemos destacar:

- Las IIC, por el volumen de recursos que manejan, y también por obligación legal, están en mejores condiciones que los inversores individuales para diversificar riesgos.
- La creciente sofisticación de los mercados exige una gestión de cartera muy profesionalizada que rara vez está al alcance de los pequeños inversores.
- Las pequeñas operaciones bursátiles tienen costes relativos más elevados que las grandes. Estas economías de escala se extienden aún más con la liberalización de las comisiones.
- Estas instituciones ofrecen al inversor productos con liquidez prácticamente inmediata.
- Existen grandes ventajas fiscales tanto en el Impuesto de Sociedades como en el Impuesto sobre la Renta de las Personas Físicas.

En resumen, la fórmula de la inversión colectiva se basa en que varias personas unen sus capitales para repartir y compensar riesgos, confiando su

---

<sup>3</sup> Comisión Nacional del Mercado de Valores. Informe Anual 1989, pp. 95-96.

administración y gestión a especialistas competentes. En este sentido, se puede afirmar que de las diferentes Entidades de Inversión Colectiva existentes, las que mayor desarrollo han tenido son las de carácter financiero, y dentro de ellas, los Fondos de Inversión.

La Inversión Colectiva en España es un hecho relativamente reciente, y ha sido inspirada en las formas surgidas en otros países, si bien en nuestro caso el Derecho precedió a la práctica jugando un importante papel en su desarrollo.

En el presente trabajo nos centraremos, dentro de las Instituciones de Inversión Colectiva, exclusivamente en los Fondos de Inversión Mobiliaria, sin profundizar en los aspectos jurídicos, puesto que están recogidos en las respectivas Leyes y Reglamentos, y no son el objetivo de nuestra investigación, centrándonos en los aspectos financieros.

## 1.2.- CARACTERÍSTICAS GENERALES

Los Fondos de Inversión Mobiliaria son una agrupación de los ahorros de los inversores particulares con el objeto de crear una cartera lo suficientemente grande como para que la misma pueda ser gestionada por profesionales, proporcionar liquidez a los partícipes y comprar y vender a unos precios que no estarían disponibles normalmente a los inversores individuales. Las ventajas de los Fondos de Inversión se han ido realzando en los últimos años debido a la complejidad de los mercados de capitales. La canalización del ahorro a los mercados de capitales a través de estas Instituciones de Inversión Colectiva proporciona una estabilidad mayor a los mismos que si el acceso fuera individualizado. Por tanto, los Fondos de Inversión Mobiliaria son patrimonios pertenecientes a una pluralidad de inversores, los partícipes, administrados por una Sociedad Gestora, y con el concurso de un Depositario.

Dentro de los Fondos de Inversión Mobiliaria podemos distinguir dos grandes grupos:

- Fondos de Inversión Mobiliaria, FIM.
- Fondos de Inversión en Activos del Mercado Monetario, FIAMM.

a) Los Fondos de Inversión Mobiliaria, FIM, son patrimonios colectivos que reúnen las aportaciones dinerarias realizadas por inversores individuales, cuya gestión común encargan a un agente que es la sociedad gestora del Fondo de Inversión. Existe libertad de entrada y de salida de partícipes al precio de mercado de los derechos o participaciones en la cartera. El objetivo es mejorar la rentabilidad y la seguridad del ahorro, beneficiándose de las economías de escala que ofrece la gestión mayorista de patrimonios, mediante la adquisición, tenencia, disfrute y enajenación de valores mobiliarios y otros activos financieros. Al ser patrimonios carecen de personalidad jurídica y su representación es llevada a cabo por la Entidad Gestora que lo administra.

Este tipo de fondo se constituirá mediante la efectiva puesta en común de los bienes que integren su patrimonio<sup>4</sup>. El contrato deberá formalizarse en escritura pública en la que necesariamente se expresará la denominación del fondo, el objeto, el patrimonio del mismo en el momento de su constitución, el nombre y domicilio de la Sociedad Gestora y del Depositario, el Reglamento de Gestión del fondo con las especificaciones mínimas que se establezcan reglamentariamente, de acuerdo con los requisitos listados en el artículo 35 del Reglamento regulador de las IIC, y que están reflejados en el artículo 17 de la Ley 46/1984, de 26 de diciembre.

---

<sup>4</sup> Ver Ley 46/1984, de 26 de diciembre, Capítulo II, Sección 4ª, Art. 17. BOE nº 310, de 27 de diciembre de 1984, modificada por la Ley 24/1988, de 28 de julio, en su disposición sexta.

La entidad gestora emitirá nuevas participaciones cuando reciba solicitudes y, de igual forma, reembolsará las mismas cuando el partícipe solicite su amortización, siendo, en consecuencia, el crecimiento del fondo ilimitado.

El patrimonio mínimo de los Fondos de Inversión Mobiliaria es de 500 millones de pesetas, y deben tener invertido, de acuerdo con lo establecido en el artículo 18 de la Ley 46/1984, al menos el 80% de su activo en valores de renta fija o variable admitidos a negociación en una Bolsa de Valores o, en los términos que autorice la Comisión Nacional del Mercado de Valores, en otros Mercados Organizados y de funcionamiento regular. El resto de los recursos estará invertido en activos financieros y efectivo de acuerdo con lo señalado en el artículo 10 de la citada Ley. No hay restricciones en cuanto al plazo de vencimiento de los activos, por lo que sus inversiones son bastante sensibles a las variaciones de los tipos de interés, dependiendo, además, de la mayor o menor duración de sus carteras.

Existen numerosas tipologías dentro de los FIM, dependiendo por ejemplo del objetivo de la inversión y del riesgo podemos clasificarlos en:

Fondos de renta variable. Invierten menos de un 30% en renta fija, teniendo por tanto al menos el 70% invertido en renta variable, caracterizándose por tener una elevada rentabilidad a largo plazo, aunque dicha rentabilidad está sometida a las fluctuaciones en el precio que suelen presentar este tipo de títulos, implicando por tanto mayor riesgo.

Fondos de renta fija. Invierten toda la cartera, o un porcentaje muy alto de ella, en deuda pública, obligaciones, bonos y otros activos de renta fija (medio/largo plazo). Su rentabilidad es normalmente inferior a la que ofrece la renta variable, sin embargo tienen la ventaja de estar sometidos a menores fluctuaciones de precios, lo que implica un menor riesgo.

Fondos mixtos. Invierten tanto en renta variable como en títulos de renta fija. Su rentabilidad y el riesgo que soportan están determinados por las proporciones de cada uno de estos dos componentes sobre la inversión total. Podemos encontrarnos con fondos de renta fija mixta, cuando invierten en renta fija entre un 75% y un 100% de su cartera; y fondos de renta variable mixta cuando el porcentaje invertido en renta fija oscila entre el 30% y el 75%.

Fondos de renta fija. Son aquellos fondos que invierten al menos el 95% de su cartera en activos de deuda pública española, y de este 95%, al menos un 50% debe invertirse en activos con plazo inicial de amortización superior a un año.

Fondos en Divisas. Invierten en activos extranjeros, tanto en renta variable como en renta fija.

Existen otras clasificaciones aplicables a los tipos de FIM citados como podrían ser fondos nacionales e internacionales, en función del universo geográfico

escogido, o también fondos de crecimiento o capitalización y fondos de renta o de reparto, según las diferentes estrategias de inversión de cara al tipo de rentabilidad que se desea obtener. En cualquier caso existe la posibilidad de crear todo tipo de fondos hechos a la medida, bien sea en relación al colectivo de inversores a quien se dirige, en función del tipo de producto demandado, en relación a las ventajas fiscales, e incluso en relación a situaciones especiales.

b) Los Fondos de Inversión en Activos del Mercado Monetario, FIAMM, son patrimonios pertenecientes a una pluralidad de inversores, administrados por una Sociedad Gestora a quien se atribuyen las facultades de dominio, sin ser propietaria del fondo, con el concurso de un depositario, y constituidos con el único objeto de la adquisición, tenencia, disfrute, administración en general y enajenación de activos financieros, a corto plazo, del mercado monetario, para compensar, por una adecuada composición de sus activos, los riesgos y tipos de rendimiento. No pueden invertir en renta variable, ni en activos con un vencimiento superior a dieciocho meses. Este tipo de fondos es recomendable para inversores adversos al riesgo, puesto que presenta rentabilidades menos volátiles que los FIM.

La diferencia fundamental frente a los FIM es el objeto exclusivo de inversión, activos financieros a corto plazo del mercado monetario. Por tanto la liquidez de las participaciones es máxima; y como consecuencia de esta liquidez, el plazo máximo de reembolso se reduce a un día, mientras que en los FIM es de tres

días. Las comisiones máximas también son menores, siendo el patrimonio inicial de un FIAMM de 1.500 millones de pesetas.

Podemos encontrar distintos tipos de FIAMM:

- . Fondos de dinero. Invierten en títulos de renta fija a corto plazo y se caracterizan por su elevada liquidez y por llevar asociado un riesgo mínimo, ya que la variabilidad del precio de este tipo de títulos es prácticamente inexistente.
- . Fondos de tesorería. Son aquellos fondos que invierten al menos el 95% de su cartera en activos de deuda pública española a corto plazo.
- . Fondos en Divisas. Invierten mayoritariamente en divisas a corto plazo.

A continuación señalamos las características básicas de las distintas modalidades de Fondos de Inversión: la seguridad, la liquidez y la transparencia.

a) Seguridad. Además de la seguridad que puede ofrecer la diversificación ante variaciones negativas en los precios de mercado de los activos que componen su cartera, la legislación vigente establece unas medidas de seguridad, supervisadas por la Comisión Nacional del Mercado de Valores (CNMV), para proteger al participante y sus inversiones. Dichas medidas son las siguientes:

a.1) Límites porcentuales en las inversiones:

- No pueden invertir más de un 5% de su activo en valores emitidos por una misma entidad.
- No pueden invertir más de un 15% en valores emitidos por entidades pertenecientes a un mismo grupo.
- En el caso de valores emitidos o avalados por el Estado o cualquier Organismo Público, la limitación anterior se eleva hasta el 35%, o el 100%, siempre que se diversifique en un mínimo de seis emisiones diferentes.

a.2) Límites por tipos de activos y mercados:

- Los FIM han de invertir al menos el 80% de su activo en valores de renta fija o variable admitidos a cotización en una Bolsa de Valores, en el Mercado de deuda pública anotada o en otro mercado organizado.
- Los FIAMM tienen que invertir al menos el 90% de su activo en valores de renta fija admitidos a cotización en un mercado secundario oficial, o en otros valores de elevada liquidez, siempre que el plazo de amortización sea inferior a dieciocho meses. Este tipo de fondo no puede invertir en acciones ni en obligaciones convertibles.

a.3) Los fondos han de mantener un coeficiente mínimo de liquidez del 3% de sus activos.

a.4) Los fondos están sometidos, de manera continua, a supervisión e inspección por parte de la CNMV.

b) Liquidez. Las Sociedades Gestoras están obligadas, a petición del partícipe, a efectuar el reembolso de las participaciones solicitadas, en el plazo máximo de tres días hábiles para los FIM, y como máximo el día hábil siguiente a la presentación de la solicitud en el caso de los FIAMM.

c) Transparencia. Las Sociedades Gestoras tienen las siguientes obligaciones:

c.1) Suministrar diariamente a la Sociedad Rectora el valor liquidativo de cada uno de sus fondos gestionados, así como el número de participes y el patrimonio.

c.2) Suministrar mensualmente a la CNMV información reservada de cada uno de sus fondos gestionados.

c.3) Entregar al partícipe, antes de la suscripción, el folleto explicativo, el reglamento de gestión del fondo, el último informe trimestral y la última

memoria anual, y una vez suscrito, un informe trimestral sobre la evolución del fondo, así como las memorias anuales que se publiquen.

c.4 ) Han de informar a la CNMV sobre aquellos partícipes que adquieran una participación significativa en un fondo<sup>5</sup>.

Para finalizar con este resumen de las características principales de los Fondos de Inversión, hemos de hacer referencia al valor liquidativo de sus participaciones. El cálculo del valor liquidativo es diario y de forma general se obtiene dividiendo el patrimonio<sup>6</sup> del fondo entre el número total de participaciones en circulación a ese día. Por tanto, puede definirse como el cociente entre el patrimonio neto y el número de participaciones, siendo el patrimonio neto el resultado de restar al valor total del activo las partidas acreedoras y gastos reglamentarios establecidos (comisiones de gestión y depósito).

---

<sup>5</sup> La posición significativa se adquiere cuando se posee más del 20 % del patrimonio.

<sup>6</sup> Las partidas contables que integran el patrimonio, son las establecidas en la Circular 8/1990 de 27 de diciembre de la CNMV.

### 1.3.- EVOLUCIÓN HISTÓRICA

Podemos establecer, desde la regulación de las Sociedades de Inversión Colectiva y por tanto de los Fondos de Inversión hasta hoy, diferentes etapas en relación con la evolución y el éxito de los Fondos de Inversión entre el público en España.

Los Fondos de Inversión Mobiliaria (FIM) son autorizados en España por el Decreto-Ley de 30 de abril de 1964<sup>7</sup>, pero el primer Fondo de Inversión español no se crea hasta el año 1966, siendo el mismo NuvoFondo cuyo depositario era el Banco Urquijo. A partir la creación de este primer fondo se produce un progresivo crecimiento, existiendo en 1969 catorce Fondos de Inversión con un patrimonio total de 32.458 millones de pesetas, como se pone de manifiesto en el siguiente cuadro, habiéndose incrementado con respecto al año 1966 en 32.267 millones de ptas., y con relación al año precedente en 24.597 millones de ptas., lo que supuso un crecimiento del 312,89%:

---

<sup>7</sup> Si bien en España existe desde 1952 algún tipo de regulación sobre Inversión Colectiva. Ver al respecto: Informe Anual 1989 de la Comisión Nacional del Mercado de Valores, pag. 96; Torrecilla Fradejas, A. (1992): La inversión colectiva, en el libro Curso de Bolsa, Barcelona, Ed. Ariel, S.A., pp. 301 y ss.

**Evolución de los FIM desde 1966 a 1969**

Año	Número de fondos	Patrimonio (millones de ptas.)
1966	3	191
1967	4	1.022
1968	8	7.861
1969	14	32.458

Fuente: Elaboración propia a partir del Informe de la Comisión Nacional del Mercado de Valores

Ante los resultados obtenidos, y a pesar de la mala situación económica que atravesaba el país, los inversores tiraron de la demanda de títulos con fines especulativos, con lo que las cotizaciones y los beneficios se dispararon. En efecto, a partir de 1972 continúa el interés por los Fondos de Inversión, pero de una forma más cautelosa, no con fines tan especulativos como en los años anteriores sino buscando una inversión más segura y rentable. Así, en el año 1973 se alcanza la mayor cifra de patrimonio de la década, 431.429 millones de ptas. en posesión de 23 fondos con 170.500 partícipes. En los años siguientes y debido a las medidas de política económica estabilizadoras impuestas por el Gobierno, los inversores decepcionados de las bajas rentabilidades solicitaron el reintegro de sus participaciones provocando nuevas caídas en las cotizaciones. De esta forma comienza un ligero descenso en el patrimonio gestionado por los fondos, que da lugar a una disminución mayor hacia finales de la década, situándose el patrimonio total en el año 1979 en 16.308 millones de ptas., propiedad de 23 fondos y de 138.100 partícipes. Ello supuso volver a cifras bastante inferiores a las de diez años antes, ya

que, como hemos señalado, en 1969, los 14 fondos existentes gestionaban un patrimonio de 32.458 millones de ptas. Los datos correspondientes se muestran en el cuadro siguiente:

**Evolución de los FIM desde 1972 a 1979**

Año	Número de fondos	Patrimonio (millones ptas.)	Partícipes (miles)
1972	17	35.078	---
1973	23	41.429	170,5
1974	24	35.131	169,9
1975	25	36.000	160,0
1976	25	25.802	156,3
1977	25	19.359	153,6
1978	24	17.303	140,4
1979	23	16.308	138,1

Fuente: Elaboración propia a partir de los Informes de la Comisión Nacional del Mercado de Valores

La década de los ochenta se inicia con la tónica de finales de la anterior, continuando el descenso del número de partícipes, los cuales se sitúan en 1982 en 120.400. A partir de 1984 se produce un progresivo aumento tanto del número de Fondos de Inversión, del número de partícipes, como del patrimonio de los mismos, llegando al año 1988 con la existencia de 146 Fondos de Inversión Mobiliaria, los cuales gestionaban un patrimonio de 547.355 millones de ptas. pertenecientes a 518.500 inversores. En el año siguiente, si bien se produce un incremento en el número de fondos, situándose los mismos en 171, tanto el patrimonio como el

número de partícipes disminuye, quedando, respectivamente, en 446.700 y 540.557 millones de ptas. Los correspondientes datos se muestran en el cuadro siguiente:

**Evolución de los FIM desde 1980 a 1989**

Año	Número de fondos	Patrimonio (millones ptas.)	Partícipes (miles)
1980	23	16.959	130,0
1981	23	19.316	123,2
1982	23	20.883	120,4
1983	23	33.193	117,6
1984	26	83.069	172,6
1985	30	142.803	286,2
1986	49	369.970	466,1
1987	89	365.970	514,6
1988	146	547.355	518,5
1989	171	540.557	446,7

Fuente: Elaboración propia a partir de los Informes de la Comisión Nacional del Mercado de Valores

Hay que destacar en el año 1986 el nacimiento de los diez primeros Fondos de Inversión en Activos del Mercado Monetario, FIAMM, con un patrimonio total de 47.868 millones de ptas, los cuales experimentaron un gran crecimiento en los siguientes años, situándose al final del año 1989 en 329.219 millones de ptas. La evolución del número de fondos, partícipes y patrimonio se refleja en el cuadro siguiente:

**Evolución de los FIAMM desde 1986 a 1989**

Año	Número de fondos	Patrimonio (millones ptas.)	Partícipes (miles)
1986	10	47.868	21,3
1987	16	117.169	26,8
1988	31	221.136	42,7
1989	41	329.219	104,2

Fuente: Elaboración propia a partir de los Informes de la Comisión Nacional del Mercado de Valores

En los años siguientes hay un crecimiento paulatino tanto del número de fondos, como del número de partícipes y del patrimonio gestionado, produciéndose un gran "boom" a partir de 1991, que continúa a ritmo creciente en la actualidad. Centrándonos en particular en el período objeto de nuestra investigación, 1990-1997, en los citados años los Fondos de Inversión han pasado a ocupar un lugar destacado entre las alternativas de ahorro de los inversores, creándose un gran número de ellos y experimentado su patrimonio un crecimiento espectacular. Así, por ejemplo, de 206 FIM en 1990 se ha llegado a 1.277 en 1997, y de 542.812 millones de ptas. gestionadas en 1990, pasan en 1993 a 5.557.837 millones de ptas. En 1994 se aprecia una ligera caída, debida a la bajada de los precios tanto en el mercado de deuda como en el bursátil, pero volviendo a producirse una recuperación a partir de 1996, llegándose al final del año 1997 al volumen de patrimonio de 16.863.639 millones de ptas., pertenecientes a 3.946.443 partícipes, distribuidos entre 1.277 FIM. Los datos citados se muestran en el siguiente cuadro:

**Evolución de los FIM desde 1990 a 1997**

Año	Número de fondos	Patrimonio (millones ptas.)	Partícipes (miles)
1990	206	542.812	376,1
1991	285	1.905.972	663,1
1992	371	2.992.555	900,3
1993	441	5.557.837	1.446,8
1994	528	5.287.287	1.440,6
1995	602	5.199.893	1.334,3
1996	788	9.211.944	2.184,4
1997	1.277	16.863.639	3.946,4

Fuente: Elaboración propia a partir de los Informes de la Comisión Nacional del Mercado de Valores

De igual modo, la evolución experimentada por los FIAMM en el citado período, también ha sido creciente, como se muestra en el cuadro siguiente:

**Evolución de los FIAMM desde 1990 a 1997**

Año	Número de fondos	Patrimonio (millones ptas.)	Partícipes (miles)
1990	62	619.722	193,8
1991	88	1.964.087	482,0
1992	106	3.287.810	776,8
1993	130	4.736.734	1.101,4
1994	138	5.962.282	1.356,0
1995	154	6.993.227	1.611,1
1996	181	9.496.438	2.106,7
1997	204	10.165.745	2.274,3

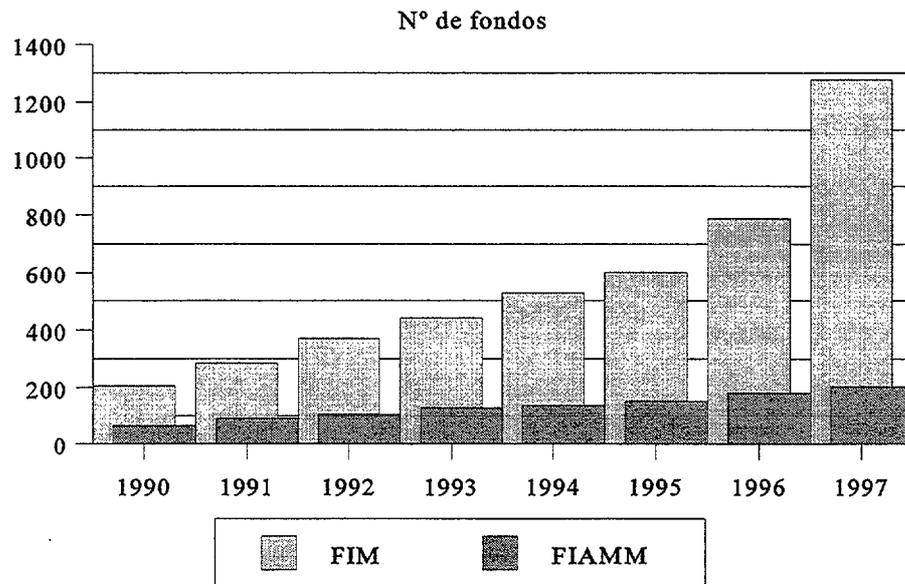
Fuente: Elaboración propia a partir de los Informes de la Comisión Nacional del Mercado de Valores

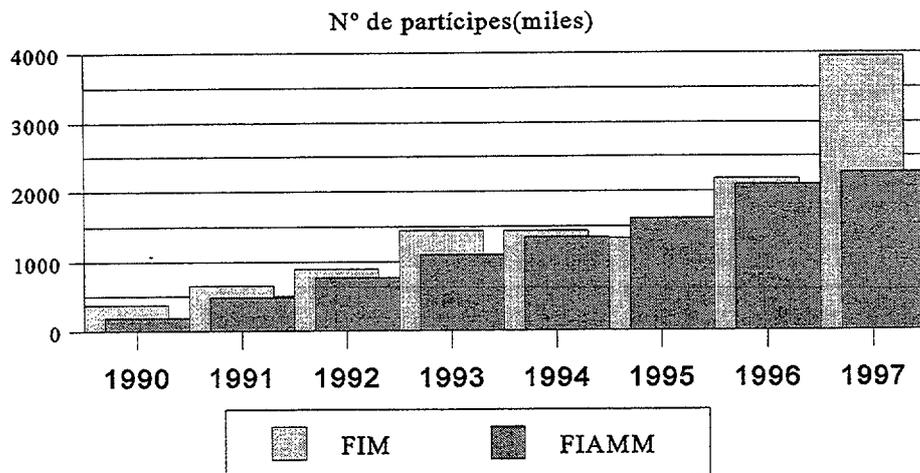
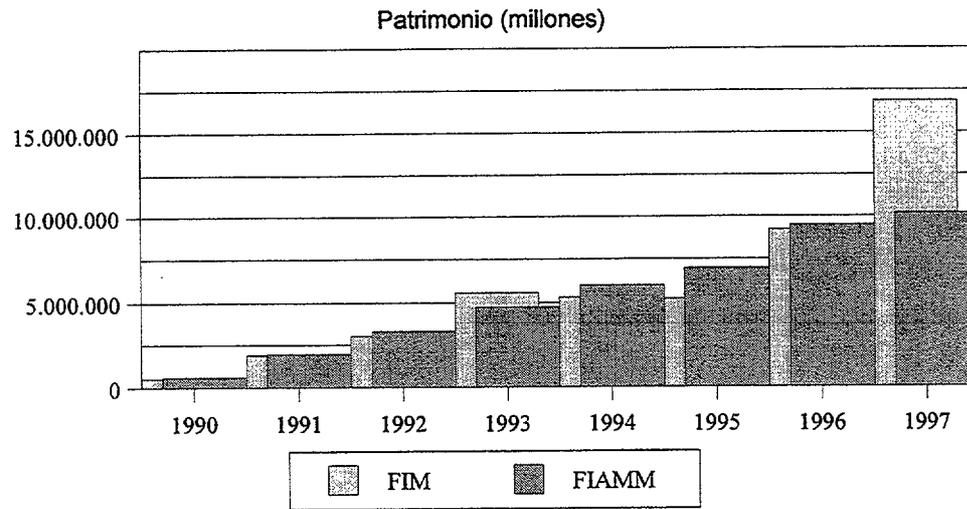
El crecimiento experimentado en los ocho años correspondientes al período 1990-1997, es debido a varias causas, entre las que podemos citar, a modo de resumen, unas de carácter fiscal, como la importante reducción en la tributación de los fondos en el Impuesto sobre Sociedades, pasando el tipo impositivo del 13 % al 1 %; otras de carácter financiero, como la tendencia a la baja de la rentabilidad de los depósitos bancarios, debido a las sucesivas caídas de los tipos de interés; y otras de carácter comercial, como el importante apoyo publicitario desplegado por las Gestoras de los fondos.

El incremento del número de partícipes indica una creciente popularización de los fondos, aunque si comparamos estas cifras con las del resto de los países industrializados, no son tan elevadas, lo que puede ser debido a la relativa “juventud”

de los fondos españoles, ya que el gran desarrollo de esta modalidad de inversión se ha producido en nuestro país a partir de 1991.

En los gráficos siguientes mostramos la evolución seguida por el número de fondos, número de partícipes y por el patrimonio de los Fondos de Inversión (FIM y FIAMM) en el mercado español correspondientes a los años objeto de nuestra investigación.





#### 1.4.- EVOLUCIÓN LEGISLATIVA.

En España, después de un período de transitoriedad, el marco jurídico de las Sociedades de Inversión Colectiva en general, y de los Fondos de Inversión en particular, se ha establecido con un extenso y preciso desarrollo. Vamos a reflejar a continuación la evolución legislativa básica relativa a los Fondos de Inversión.

La primera regulación existente en España relacionada con las Sociedades de Inversión Mobiliaria data de 1952, la Ley de 15 de julio de 1952, en la que se define este tipo de sociedades y se establece el Régimen Jurídico Fiscal de las Instituciones de Inversión Colectiva. Aunque tuvo poca incidencia práctica al no existir todavía ningún Fondo de Inversión, ya se recogía la existencia de este tipo de sociedades y su tratamiento fiscal. Posteriormente la Ley de 26 de diciembre de 1958, que derogó la anterior, recogió el Régimen Fiscal de las Sociedades de Inversión Mobiliaria de Capital Fijo. Es con el Decreto-Ley 7/1964, de 30 de abril, cuando se vuelve a modificar el régimen fiscal de las Sociedades de Inversión Mobiliaria de Capital Fijo y además se autoriza al gobierno para regular las Sociedades de Inversión Mobiliaria de Capital Variable y los Fondos de Inversión Mobiliaria, estableciéndose el objeto y las características de los FIM. A este Decreto-Ley le suceden la O.M. de 5 de junio de 1964, donde se establece el Régimen Jurídico Fiscal de los FIM, el Decreto-Ley de 3 de octubre de 1966 por el que se autoriza a las Cajas de Ahorros para actuar como Gestoras, así como la O.M. de 24 de junio de 1967, la de 8 de junio de 1968,

la de 4 de febrero de 1969 y la de 14 de febrero de 1970, en las que se van estableciendo distintos aspectos de estas entidades así como la cuantía mínima de inversión. Posteriormente, la Orden Ministerial de 1 de diciembre de 1970 deroga todas las O.M. anteriores, estableciendo nuevos límites para la constitución de un fondo, así como las características tanto de la gestora como del depositario. A ésta le suceden distintas O.M. más, pero no se producen grandes modificaciones hasta 1978.

En 1978 se introducen cambios importantes en el marco legal y fiscal; en la cuarta disposición transitoria de la Ley 61/1978, de 27 de diciembre, las Cortes piden al Gobierno remitir un nuevo Proyecto de Ley de Instituciones de Inversión Colectiva antes del 31 de diciembre de 1978, pero este plazo no se cumple y hasta abril de 1982 no se publica en el Boletín del Congreso de los Diputados un Proyecto de Ley de Instituciones de Inversión Colectiva. Pero este Proyecto no llega a convertirse en Ley como consecuencia del final de la legislatura. Seis años después del plazo propuesto por las Cortes al Gobierno, el Boletín Oficial del Estado publicó la Ley 46/1984, de 26 de diciembre, reguladora de las Instituciones de Inversión Colectiva, habiéndose publicado anteriormente, el 23 de agosto de 1984, el Reglamento correspondiente.

Con la promulgación de la Ley 24/1988, de 28 de julio, del Mercado de Valores se modificaron, total o parcialmente, dieciséis artículos, dos disposiciones transitorias y una disposición final de la Ley 46/1984, de Instituciones de Inversión Colectiva, y se añade a esta Ley otra disposición transitoria más. Las modificaciones

introducidas por la Ley del Mercado de Valores en la Ley Reguladora de Instituciones de Inversión Colectiva refuerzan la independencia y la gestión profesional de este tipo de instituciones. Para ello se afianza la separación entre gestoras y entidades depositarias, estableciendo que ninguna entidad podrá ser depositaria de fondos ni de Sociedades de Inversión Mobiliaria perteneciente al mismo grupo; se limita la concentración de cartera en empresas del grupo; se establece la obligatoriedad de comunicación de participaciones significativas y se señala la obligación de su inscripción en el Registro de las Sociedades Gestoras de Carteras.

En 1990 hemos de destacar la Orden Ministerial de 7 de junio, sobre convenios relativos a Fondos de Inversión en Deuda del Estado, que regula la colaboración entre el Tesoro Público y determinadas Sociedades Gestoras, lo que daría lugar al desarrollo de los Fondtesoros.

Por el Real Decreto 1393/1990, de 2 de noviembre, se aprueba el Reglamento de la Ley 46/1984, de 26 de diciembre, de Inversión Colectiva, para sustituir al vigente hasta esa fecha, recogiendo las modificaciones introducidas por la citada Ley del Mercado de Valores. En la Orden Ministerial de 20 de diciembre de 1990 se desarrolla parcialmente el Reglamento de la citada Ley 46/1984, habilitando el Ministerio de Economía y Hacienda a la CNMV para dictar disposiciones en materia de información y normas contables de las IIC.

Junto a estas Normas y Órdenes también hay que citar la existencia de numerosas circulares de la CNMV, entre las que podemos citar la Circular 7/1990, de 27 de diciembre, sobre normas contables y estados financieros reservados de Instituciones de Inversión Colectiva, y la Circular 8/1990, de 27 de diciembre, sobre determinación del valor liquidativo de los Fondos de Inversión Mobiliaria y coeficientes operativos y límites de inversión de las IIC.

A lo largo de 1991 se dictaron distintas Órdenes Ministeriales relativas a las Instituciones de Inversión Colectiva: Orden de 26 de febrero, sobre inversiones de las IIC en títulos del Mercado Hipotecario; Orden de 31 de julio, sobre cesión de valores en préstamo por las IIC y régimen de recursos propios, de información y contable de las Sociedades Gestoras de las IIC; Orden de 31 de julio, sobre valores de elevada liquidez. También cabe señalar la Circular 1/1991, de 23 de enero, de la CNMV, sobre el contenido de los informes trimestrales de las IIC a sus socios y partícipes.

En 1992 se promulga la Ley 19/1992, de 7 de julio, sobre Régimen de Sociedades y Fondos de Inversión Inmobiliaria. También en este año se dictaron dos Órdenes Ministeriales relacionadas con las IIC, la Orden de 6 de julio, sobre operaciones de las IIC en futuros y opciones financieras, y la Orden de 30 de julio, sobre precisión de las funciones y obligaciones de los depositarios, estados de posición y participaciones significativas en las IIC, con el fin de aumentar la transparencia y calidad de la información que se brinda a los partícipes, que precisa las obligaciones y funciones de los depositarios en relación a las sociedades gestoras.

En esta Orden se subraya la condición tutelar de los depositarios como supervisores de la gestión de las sociedades gestoras, así como su labor de control en relación al uso de los saldos de las cuentas de los Fondos de Inversión. En cuanto a Circulares de la CNMV hemos de destacar la Circular 5/1992, de 28 de octubre, sobre normas contables y estados financieros reservados de las Sociedades Gestoras de Instituciones de Inversión Colectiva y Sociedades de Carteras.

Durante 1993 el número de disposiciones normativas en el ámbito del Mercado de Valores ha sido relativamente bajo en relación con años anteriores, debido a la finalización del desarrollo de las líneas fundamentales de la regulación del mismo, siendo en su mayoría normas de carácter técnico y de detalle. El Real Decreto 686/1993, de 7 de mayo, modifica el Reglamento de la Ley 46/1984, de 26 de diciembre, reguladora de las IIC, precisando el Régimen de Sociedades y Fondos de Inversión Inmobiliaria. En este mismo año se dictan la Orden Ministerial de 6 de julio sobre normas de funcionamiento de las Sociedades de Inversión Mobiliaria de Capital Variable, y la Orden de 12 de julio sobre folletos informativos de emisiones y ofertas públicas de venta de valores. También hay que hacer referencia a la Circular 2/1993, de 3 de marzo, de la CNMV, sobre las IIC extranjeras que han registrado en la CNMV el folleto de oferta de sus participaciones; y a la Circular 4/1993, de 29 de diciembre, por la que se modifica parcialmente la Circular 7/1990 y la Circular 1/1991.

En el año 1994 hay que destacar las siguientes Órdenes Ministeriales: la Orden de 25 de enero, con la que se modifica la de 7 de junio de 1990, sobre convenios de colaboración relativos a Fondos de Inversión en Deuda del Estado; la Orden de 30 de noviembre sobre normas de valoración de bienes inmuebles para determinadas entidades financieras, afectando a la determinación del patrimonio de las IIC inmobiliarias; y la Orden de 7 de diciembre por la que se modifican parcialmente las Órdenes de 7 de junio de 1990 y de 25 de enero de 1994, sobre convenios de colaboración relativos a Fondos de Inversión en deuda del Estado. También este año se establece el Real Decreto 647/1994, de 15 de abril, sobre tasas aplicables por las actividades y servicios prestados por la CNMV, y se dictan, referidas a las IIC, por la CNMV, las Circulares 1/1994, de 16 de marzo, sobre la actualización de los folletos de las IIC, y la 4/1994, de 14 de diciembre, sobre normas contables, obligaciones de información, determinación del valor liquidativo y coeficientes de inversión operativos y actuaciones en las tasaciones de inmuebles de las Sociedades y Fondos de Inversión Inmobiliaria.

En 1995 los esfuerzos en materia normativa se centraron en la ultimación del proyecto de Ley de reforma de la Ley 24/1988, de 28 de julio, del Mercado de Valores. Con el Real Decreto 106/1995, de 27 de enero, se actualizan los tipos de gravamen y se modifica parcialmente el Real Decreto 647/1994, de 15 de abril, sobre tasas aplicables por las actividades y servicios prestados por la CNMV. En cuanto a disposiciones relativas a IIC podemos citar el Acuerdo de 1 de febrero de 1995, del Consejo de la CNMV, por el que se autoriza a las Sociedades y Fondos de Inversión

para que inviertan en valores admitidos a negociación en las Bolsas de Valores de Chile; y el Acuerdo de 5 de Abril de 1995, del Consejo de la CNMV, por el que se verifica el cumplimiento de los requisitos exigidos por el Reglamento de la Ley de Instituciones de Inversión Colectiva de los Mercados “Chicago Mercantile Exchange”, “Deutsche Terminbörse”, “London International Financial Futures Exchange” y “Marché à Terme International de France”. Además son de destacar los artículos 26.5, 26.6, 71, 72, 73, 74 y los apartados 10 y 29 de la Disposición derogatoria única de la Ley 43/1995, de 27 de diciembre, del Impuesto sobre Sociedades.

Durante el año 1996 los objetivos normativos en esta materia se han centrado principalmente en la redacción definitiva del Proyecto de Ley de reforma del Mercado de Valores, pero podemos destacar la existencia de varias Circulares de la CNMV que afectan en general al mercado de valores, y el Real Decreto-Ley 7/1996, de 7 de junio, sobre medidas urgentes de carácter fiscal y de fomento y liberalización de la actividad económica, en el que se modifica el régimen fiscal que afecta a los inversores de IIC.

En 1997 la actividad normativa siguió centrada en el Proyecto de Ley de reforma de la Ley 24/1998, de 28 de julio, del Mercado de Valores, pero además fueron aprobadas una serie de normas relativas a las Instituciones de Inversión Colectiva. Entre ellas podemos señalar el Real Decreto 1094/1997, de 4 de julio, sobre desarrollo del Real Decreto Ley 7/1996, de 7 de junio, sobre medidas urgentes de carácter fiscal y de fomento y liberalización de la actividad económica, en lo referente

a las condiciones de inversión de las IIC en valores no cotizados, que amplía la posibilidad de invertir en valores no cotizados aunque se mantiene la exigencia de que la inversión en los mismos figure expresamente en los estatutos o reglamentos y en el folleto informativo de la Institución. Por otro lado, las inversiones de las Instituciones de Inversión Colectiva en productos derivados se desarrollaban hasta ese momento conforme a lo establecido en la Orden Ministerial de 6 de julio de 1992, sobre operaciones en futuros y opciones financieras. No obstante, la evolución de los distintos mercados financieros ha puesto de manifiesto la insuficiencia del régimen jurídico existente, de manera especial al impedir la utilización de productos derivados no negociados en mercados secundarios<sup>8</sup>, por lo que se aprobó la Orden Ministerial de 10 de junio de 1997, sobre operaciones de las Instituciones de Inversión Colectiva de carácter financiero en instrumentos financieros derivados, publicada en el BOE de 13 de junio, derogatoria de la Orden de 6 de julio de 1992, que contiene un conjunto de requisitos para que las IIC puedan utilizar instrumentos derivados. Como consecuencia del Real Decreto 1094/1997, cuya aprobación obligó a modificar la Orden de 20 de diciembre de 1990, para adecuar su contenido a las modificaciones introducidas en el Reglamento de la Ley 46/1984 de IIC y para habilitar a la CNMV a dictar disposiciones en materia contable relacionadas con la inversión en valores no cotizados, se aprobó la Orden de 3 de noviembre de 1997. Por otra parte, la Circular 3/1997, de 29 de julio, modifica el régimen de transparencia informativa a socios y partícipes de IIC, y precisa los requisitos de control interno que deben

---

<sup>8</sup> Los llamados mercados “over the counter” o de forma abreviada “otc”.

acreditar las sociedades gestoras que pretendan operar en instrumentos derivados. Al mismo tiempo amplía el uso de determinados instrumentos estructurados, no negociados en mercados organizados de derivados, con finalidades distintas a la cobertura de riesgos u objetivos concretos de rentabilidad. Además, podemos citar la Circular 4/1997, de 26 de noviembre, sobre criterios de valoración y condiciones de inversión de las IIC en valores negociables no cotizados; y la 5/97, de 26 de noviembre, por la que se modifica el artículo 13 de la Circular 4/1994, de 14 de diciembre, sobre normas contables, obligaciones de información, determinación del valor liquidativo y coeficientes de inversión y operativos y actuaciones en las tasaciones de inmuebles de las Sociedades y Fondos de Inversión Inmobiliaria.

Además, durante este mismo año se han remitido diversas Cartas Circulares referidas a IIC, destacando entre ellas la 1/97, de 26 de febrero, referente a la inversión de las IIC españolas en acciones o participaciones emitidas por otras IIC, en la que se establecen los criterios a los que deberán ajustarse estas IIC para conseguir una diversificación mas eficiente por esta vía. La Carta Circular 2/97, de 26 de febrero, sobre la posibilidad de constituir en España Fondos de Inversión Mobiliaria y Fondos de Inversión en Activos del Mercado Monetario denominados en divisas distintas de la peseta, proporcionando a estos fondos una forma de operar ajustada a la normativa española. La Carta Circular 6/1997, de 5 de mayo, sobre la actualización anual de los folletos explicativos de IIC, que pretende evitar la duplicidad en las obligaciones de información mediante la remisión de las cuentas anuales, del informe de auditoría y una declaración, dentro del mes siguiente a la

aprobación de las cuentas anuales, en la que se haga constar la vigencia del resto del folleto inscrito en la CNMV, para no tener que volver a actualizar el folleto anualmente una vez que disponen del informe de auditoría del ejercicio anterior. La Carta Circular 8/1997, de 12 de junio, referente a la comercialización en España de IIC extranjeras no sometidas a la Directiva 85/611/CEE.

En el marco normativo comunitario, la regulación de la inversión colectiva, y por tanto de los Fondos de Inversión, se recoge en la Directiva del Consejo 85/611/CEE, de 20 de diciembre, por la que se coordinan las disposiciones legales reglamentarias y administrativas sobre determinados organismos de inversión colectiva en valores mobiliarios. En ella se establecen unas normas comunes para evitar las diferencias entre las distintas legislaciones sobre Inversión Colectiva entre los países miembros de la CEE, si bien debido a estas diferencias se ha planteado la necesidad de una revisión de dicha Directiva. La futura modificación del marco normativo comunitario en cuanto a inversión colectiva puede añadir nuevos campos para la diversificación de fondos, así como suponer indirectamente la incorporación de nuevas categorías de fondos a la legislación nacional, ampliando de esta forma la gama de productos a disposición de los inversores. En 1996 se planteó una propuesta de Directiva al Consejo, para modificar la Directiva 85/611/CEE en cuestiones de coordinación de las disposiciones legales, reglamentarias y administrativas sobre determinados organismos de inversión colectiva en valores mobiliarios. Pero no ha supuesto, por el momento, cambios en la Directiva 85/611/CEE.

## 1.5.- EVOLUCIÓN DEL RÉGIMEN FISCAL

Debido a la importancia y especial atractivo de la regulación impositiva de los Fondos de Inversión, ésta merece un apartado separado del de la evolución legislativa.

Como se señala en el apartado anterior, no existió regulación alguna hasta la Ley de 15 de julio de 1952 sobre el Régimen Jurídico Fiscal de las Sociedades de Inversión Mobiliaria. La falta de regulación específica determinó el nulo desarrollo en nuestro sistema de estas instituciones, debido a la doble imposición sobre las rentas por la carencia de normativa fiscal específica. La Ley de 1952, de muy poca eficacia práctica, fue derogada y sustituida por la Ley de 26 de diciembre de 1958, con una normativa más incentivadora en los aspectos fiscales. También hay que destacar el Decreto-Ley 7/1964, de 30 de abril.

En las Leyes 50/1977, de 14 de noviembre, de Medidas Urgentes de Reforma Fiscal, y 44/1978, de 8 de septiembre, del Impuesto de sobre la Renta de las Personas Físicas, se modifica el régimen fiscal, desapareciendo la exención impositiva para aquellas Sociedades que no cotizaran efectivamente en Bolsa o no tuvieran cotización calificada, introduciéndose además el concepto de transparencia fiscal. La Ley 61/1978, de 27 de diciembre, del Impuesto de Sociedades, reguló el Régimen de Tributación de las Sociedades y Fondos de Inversión Mobiliaria.

En la disposición adicional novena de la Ley de Presupuestos para 1984 se recoge una prórroga de condiciones para que las Sociedades y Fondos de Inversión no estuvieran sujetos a las normas previstas por el Impuesto de Sociedades y pudieran tributar al tipo impositivo general.

El año 1987 fue el primer año en el que los Fondos de Inversión Mobiliaria no fueron aptos para la desgravación por inversiones en el Impuesto sobre la Renta de las Personas Físicas.

En general, en lo referente a la fiscalidad, hay que distinguir entre la que le corresponde al Fondo de Inversión, vinculada al Impuesto de Sociedades, y la que le corresponde al partícipe, vinculada al Impuesto sobre la Renta de las Personas Físicas. Así, desde el 1 de enero de 1991, las Instituciones de Inversión Colectiva tributan en el Impuesto de Sociedades al tipo del 1% frente al 13% que se pagaba hasta ese momento, lo cual permite que la práctica totalidad de los beneficios obtenidos por el fondo se puedan trasladar a sus partícipes. Por otro lado, la Ley 18/1991, que desarrolla el nuevo Impuesto sobre la Renta de las Personas Físicas, en su artículo 45 establece un nuevo tratamiento fiscal de las plusvalías<sup>9</sup> mucho más favorable que el anterior. Así, las plusvalías obtenidas por la enajenación de participaciones en Sociedades de Inversión Colectiva se reducirán en un 7,14% por cada año de permanencia de la inversión que exceda de dos años, de forma que a

---

<sup>9</sup> Las plusvalías, aunque se obtengan en forma de dividendos o cupones, no tributan hasta que se venden las participaciones.

partir de los 15 años de tenencia de las participaciones, sus plusvalías estarán exentas de tributación. En el artículo 44 de la citada Ley, se establece que si se realizan ventas de títulos cuyo importe global no exceda de 500.000 ptas. anuales, las plusvalías generales están exentas de tributación, con independencia del plazo en que éstas se hayan generado.

El resultado global de las medidas citadas, reducción del tipo impositivo en el Impuesto sobre Sociedades y diseño de un nuevo sistema de tributación de las plusvalías de los partícipes, se traduce en una disminución en términos netos de la presión fiscal sobre los rendimientos de las participaciones, a la vez que una mejora en la fiscalidad del inversor, puesto que le permite al partícipe graduar la presión tributaria sobre sus rentas de capital de acuerdo con sus propias decisiones de cartera al gravarse en la declaración de la renta del período impositivo siguiente al momento en que se reembolsan las participaciones, y no por períodos anuales. Por otro lado, también hay que destacar que los fondos de capitalización no están sometidos a retención a cuenta debido a que la venta de participaciones no se considera renta regular sino incremento de patrimonio.

La gran expansión experimentada en España por los Fondos de Inversión en la década de los años 90 ha estado motivada, en gran medida, por el atractivo fiscal que presentan, especialmente tras las modificaciones fiscales introducidas en el año 1991. Las crecientes ventajas fiscales, mayores cuanto más tiempo se mantenga la inversión, unido a las otras características de los fondos como son la rentabilidad,

liquidez y seguridad, determinan que la rentabilidad financiero fiscal de los mismos sea más favorable que la de otros productos de inversión alternativos.

Como el período que hemos elegido como objeto de estudio abarca desde 1990 a 1997, hemos de hacer referencia al Real Decreto-Ley 7/1996, de 7 de junio, el cual introdujo cambios importantes en el régimen del IRPF hasta esos momentos vigente, afectando incluso al ejercicio 1996. Este RDL estableció la posibilidad de considerar los efectos inflacionistas en la determinación de las plusvalías objeto de gravamen, a través de unos coeficientes correctores del precio de adquisición de las correspondientes participaciones.

## **1.6.- EVOLUCIÓN DE LOS FONDOS DE INVERSIÓN MOBILIARIA EN EL CONTEXTO DE LA ECONOMÍA ESPAÑOLA EN EL PERÍODO 1990-1997<sup>10</sup>**

La economía española en 1990 a pesar de registrar un crecimiento respecto al período anterior, aunque menos intenso, se vio sumida en un ambiente de incertidumbre al igual que el resto de las economías industrializadas debido a los efectos de la Crisis del Golfo Pérsico. A pesar de lo expuesto, creció por encima de las economías de los Países de la Comunidad Económica Europea, con la salvedad de Alemania. En 1990 se vivieron en España coyunturas bursátiles diversas, pero de forma global podemos considerar que fue un período bajista. El primer trimestre fue bajista como continuación del pequeño “crack” de Octubre de 1989. El segundo trimestre se caracterizó por ser de fase alcista. Pero este crecimiento se paralizó en el tercer trimestre debido a la citada Crisis del Golfo. En el cuarto trimestre se produjo una pequeña recuperación, superior incluso a la de otros mercados internacionales. En este período hemos de tener en cuenta que no existen instrumentos de cobertura de riesgo para las inversiones en renta variable; por tanto ante una coyuntura bajista de la Bolsa, un FIM sólo puede esperar tiempos mejores o vender, ya que en estas condiciones los movimientos internos de la cartera de renta variable poco pueden cubrir los efectos de la caída del índice.

---

<sup>10</sup> Para la redacción del resumen de la situación económica de los citados años, nos hemos basado, fundamentalmente en los Informes Anuales de la CNMV y en los Informes Económicos del Banco de España.

Si analizamos el cuadro de la distribución de patrimonio de los FIM, que se expone en la página siguiente, lo más destacable en 1990 es el incremento de inversiones en fondos públicos frente a una desinversión en el resto de partidas, especialmente de renta variable. Por tanto, podemos concluir que de forma conjunta los FIM se han movido hacia posiciones de menor riesgo, aumentando su participación en activos de renta fija.

En este tipo de fondo a mayor porcentaje de renta variable en la distribución de sus inversiones, mayor influencia de la coyuntura bursátil en el fondo, tanto en su rentabilidad como en su volatilidad. Como ya hemos señalado, el año 1990 se caracterizó por una coyuntura bursátil bajista, lo que ocasionó que los fondos de renta fija y los de renta fija mixta obtuviesen rentabilidades superiores a las de los de renta variable mixta y los variables. Por tanto, los fondos de renta fija han sido, en media, los más rentables y los menos volátiles a lo largo del año, mientras que los de renta variable y variable mixta han sido los más castigados por las variaciones bursátiles.

**Distribución del patrimonio de los FIM (En millones de ptas.)**

	1990	1991	1992	1993	1994	1995	1996	1997
<b>1. Patrimonio</b>	542.812	1.905.972	2.992.555	5.557.837	5.287.287	5.199.893	9.211.944	16.863.639
<b>2. Liquidez</b>	22.595	72.242	68.963	192.559	164.343	281.971	412.938	884.067
<b>3. Inversión en cartera</b>	505.221	1.816.599	2.891.699	5.342.249	5.074.394	4.869.466	8.790.714	15.984.373
3.1 Cartera interior	495.967	1.798.245	2.825.989	5.023.104	4.815.976	4.664.317	8.487.285	14.917.687
3.1.1 Acciones	43.509	47.526	51.909	182.108	295.911	280.702	567.836	1.719.730
3.1.2 Obligaciones privadas	78.398	294.435	444.995	669.575	540.070	375.236	668.949	1.409.171
3.1.3 Bonos y obligaciones del Estado		424.272	491.388	1.294.502	1.278.472	1.186.668	2.915.545	5.123.457
3.1.4 Letras del Tesoro	1.414.701*	459.315	499.921	659.819	620.650	475.676	739.713	1.338.017
3.1.5 Adquisiciones temporales de activos		497.741	1.201.776	1.990.380	1.922.418	2.247.135	3.384.625	4.970.961
3.1.6 Otros valores públicos	41.583	33.373	72.510	134.626	81.389	70.836	191.844	282.694
3.1.7 Otros activos	41.210	41.583	63.490	92.094	78.521	28.064	18.773	73.657
3.2 Cartera exterior	9.254	18.354	65.710	319.145	258.418	205.149	303.429	1.066.686
<b>4. Saldo neto</b>	14.996	17.131	31.893	23.029	48.550	48.456	8.292	-4.801

\* Esta cuantía corresponde a la suma de las cuantías de las partidas 3.1.3, 3.1.4 y 3.1.5.

Fuente: Elaboración propia a partir de los Informes Anuales de la CNMV.

De acuerdo con la distribución porcentual correspondiente al año 1990, que se muestra en el cuadro siguiente a este párrafo, podemos apreciar que del total de fondos existentes, 206, la mayoría corresponde a las modalidades de renta fija, el 35%, y renta fija mixta, el 34%. En relación al número de partícipes, el 50,10% de ellos se decantan por fondos de renta fija mixta, seguido de un 24,7% que lo hacen por los de renta fija, mientras que eligen fondos de renta variable un 9,4%. Y en cuanto al patrimonio total gestionado, 542.812 millones de ptas., el mayor peso lo tienen los fondos de renta fija mixta con un 52,5%, siguiéndole en importancia los fondos de renta fija con un 33,4%. Todo esto es debido a la coyuntura bursátil propicia para este tipo de fondos. Los fondos de renta variable mixta sólo representan un 9% mientras que los de renta variable pura un 5,1%.

**Distribución porcentual del número de fondos, número de partícipes y patrimonio, de los FIM según la composición de su cartera en el año 1990**

	Núm. de fondos	Núm. de partícipes	Patrimonio
<b>Renta Fija</b>	35,00	24,70	33,40
<b>Renta Fija Mixta</b>	34,00	50,10	52,50
<b>Renta Variable Mixta</b>	19,00	15,80	9,00
<b>Renta Variable</b>	12,00	9,40	5,10

Fuente: Elaboración propia a partir de los Informes Anuales de la CNMV.

El año 1991 comenzó con una euforia en los inversores debido a la disminución de los tipos de interés, consecuencia de la bajada de los tipos de algunas

monedas junto a la fortaleza de la peseta, y al fin de la Guerra del Golfo, lo que supuso una tendencia alcista. Pero a partir del segundo trimestre, la situación de incertidumbre existente ante la finalización de la citada Guerra del Golfo volvió a renacer, con lo que los beneficios de las empresas empeoraron, y por todo ello era evidente que las previsiones económicas contenidas en los Presupuestos Generales del Estado eran de difícil cumplimiento. A pesar de esta situación general podemos destacar dos factores que impulsaron definitivamente el éxito de los Fondos de Inversión en España. Por un lado la Ley de Presupuestos Generales del Estado de 1991 y la nueva Ley del Impuesto de la Renta de las Personas Físicas, en vigor desde el 1 de enero de 1992, que establecieron un nuevo tratamiento fiscal de las instituciones y de las plusvalías generadas a los partícipes por su inversión, lo que hizo más atractiva esta forma de inversión, ya no solamente por las rentabilidades que se podían obtener sino también por las importantes ventajas fiscales. Y por otro lado podemos considerar como el otro factor importante en la impulsión de los Fondos de Inversión la publicidad. Ya en 1990 el tesoro había creado el logotipo Fondtesoro y lo había cedido a fondos, tanto FIM como FIAMM especializados en valores del Estado y con ciertas condiciones, pero a partir del segundo semestre de 1991, influenciado por la nueva fiscalidad, se intensificaron las campañas publicitarias, ya no sólo por el Tesoro, sino también por los bancos, cajas de ahorro y en general las Sociedades Gestoras de Instituciones de Inversión Colectiva, que conscientes del potencial de crecimiento de los fondos, tuvieron un papel fundamental con el gran despliegue publicitario.

En el año 1991 se percibe la política agresiva de comercialización de fondos por parte de bancos y cajas de ahorro, centrándose la mayoría de dichos fondos en políticas de inversión en renta fija. Considerando los datos contenidos en el cuadro de la distribución del patrimonio de los FIM, al que ya hemos hecho referencia, podemos apreciar el incremento de la inversión en fondos públicos, pues de un 61,31 % del patrimonio en 1990 ha pasado a un 74,22 % en 1991, en detrimento de la inversión en acciones, que de un 8,01 % en 1990 han pasado a representar sólo un 2,49 % del total del patrimonio en 1991. En este período, el mercado de los Fondos de Inversión está todavía en pleno desarrollo, aunque aún no se habían establecido mecanismos para poder gestionar eficientemente el riesgo, pues no estaban autorizados instrumentos de cobertura para impulsar la renta variable, los cuales existían en otros países.

Si nos fijamos en el cuadro de distribución porcentual del patrimonio entre los distintos tipos de FIM correspondiente al año 1991, y al compararlo con los datos del año precedente, podemos apreciar el trasvase de recursos desde los fondos de renta fija mixta principalmente, y también de renta variable mixta y renta variable, hacia fondos de renta fija. Este trasvase si bien está influido por la evolución de la renta variable, reflejada tanto en el IGBM como en el Ibex-35, hay que matizar que también ha sido debido al elevado porcentaje de inversión en renta fija, que hace que algunos fondos que estaban en el límite en la clasificación entre un tipo u otro hayan pasado a ser de renta fija. La misma tendencia hacia renta fija siguen también tanto

el número de fondos existentes como el número de partícipes, tal y como se refleja en el siguiente cuadro:

**Distribución porcentual del número de fondos, número de partícipes y patrimonio, de los FIM según la composición de su cartera en el año 1991**

	Núm. de fondos	Núm. de partícipes	Patrimonio
<b>Renta Fija</b>	52,00	62,00	77,00
<b>Renta Fija Mixta</b>	23,00	27,00	19,00
<b>Renta Variable Mixta</b>	16,00	8,00	3,00
<b>Renta Variable</b>	9,00	3,00	1,00

Fuente: Elaboración propia a partir de los Informes Anuales de la CNMV.

A lo largo del primer semestre de este período se produjo una caída de los tipos de interés que supuso una revalorización de las carteras de valores de muchos fondos, en especial de los que presentaban mayor porcentaje de renta fija. Estas rentabilidades fueron superiores tanto a las del período anterior como a las del resto de este mismo año. Es importante también destacar que en este aumento de rentabilidades también ha tenido importancia la reducción del Impuesto de Sociedades aplicado a los Fondos de Inversión. La composición de la cartera de cada fondo, la evolución bursátil y de los tipos de interés influyen en las rentabilidades obtenidas, pero también influyen las decisiones de inversión y de desinversión adoptadas en cada momento por los gestores de cada fondo.

La distribución del patrimonio de los FIM, tal y como se detalla en el cuadro correspondiente, ya expuesto en el análisis del año 1990, ha estado condicionada por el comportamiento de los mercados monetarios y bursátiles. Los fondos públicos siguen prevaleciendo en la cartera de los FIM, variando su composición de acuerdo con los acontecimientos de los mercados de deuda pública. A finales de 1991 las partidas de fondos públicos, Letras del Tesoro, Bonos y Obligaciones del Estado y adquisiciones temporales de activos financieros, presentaban un peso muy importante y bastante parecido.

El factor más importante que explica el comportamiento de los mercados de valores españoles en 1992 está muy ligado al Tratado de Maastricht. En este sentido, de todos es conocido, la existencia de unas expectativas de convergencia nominal de la economía española con las economías más saneadas de la CEE, y se suponía que los tipos de interés de los activos en pesetas caerían ya que eran muy superiores a los del resto de países hacia los cuales debíamos converger. En base a lo expuesto, podemos distinguir dos períodos diferenciados, produciéndose en el primero un progresivo descenso de los tipos de interés que se reflejó en un alza de los precios de los activos, tanto de renta fija como de renta variable, afectando más a los plazos largos. El segundo período se inicia tras el no danés al acuerdo de Maastricht, produciéndose un cambio de expectativas en la evolución de los tipos de interés, lo que ocasionó un proceso de desinversión en valores del Tesoro, presionando a la baja los precios de la deuda a medio y largo plazo. Se llegó por tanto a una etapa de incertidumbre que se materializó en una caída de los índices bursátiles y un gran

aumento de la volatilidad tanto en el mercado bursátil como en el de deuda pública a medio y largo plazo, llevándose a cabo dos devaluaciones de la peseta. A partir de Octubre la situación comenzó a cambiar.

En lo relativo a los Fondos de Inversión, el año 1992 se caracterizó en líneas generales por una desaceleración de su ritmo de crecimiento y su consiguiente consolidación. Esta desaceleración era previsible ya que el gran crecimiento de 1991 fue debido fundamentalmente al trasvase de recursos financieros desde los depósitos bancarios a los Fondos de Inversión, y una vez agotada esta fuente, el crecimiento de los mismos continuó pero evolucionando a un ritmo más acorde a la capacidad de generación de ahorro de la economía. En la distribución porcentual se mantiene la renta fija como la modalidad de FIM con mayor número de fondos, número de partícipes y volumen de patrimonio, tal y como se refleja en el siguiente cuadro:

**Distribución porcentual del número de fondos, número de partícipes y patrimonio, de los FIM según la composición de su cartera en el año 1992**

	Núm. de fondos	Núm. de partícipes	Patrimonio
<b>Renta Fija</b>	60,00	76,00	86,00
<b>Renta Fija Mixta</b>	20,00	16,00	11,00
<b>Renta Variable Mixta</b>	12,00	5,00	2,00
<b>Renta Variable</b>	8,00	3,00	1,00

Fuente: Elaboración propia a partir de los Informes Anuales de la CNMV.

En el primer semestre de 1992 las expectativas de bajadas de los tipos de interés hicieron que las gestoras de los FIM se centraran sobre todo en la compra de Obligaciones y Bonos del Estado y también en adquisiciones temporales de activos. Pero con la caída de los precios de la deuda pública en la segunda mitad del año se tomaron posiciones muy a corto plazo, debido a la subida de tipos de interés, por lo que las adquisiciones temporales de activos sustituyeron a la deuda pública a medio y largo plazo. Por otra parte también hay que destacar la partida de acciones, que aunque al final del período mantuvo la tendencia decreciente en importancia frente a los activos públicos, en el tercer trimestre, aprovechando la coyuntura bajista de la Bolsa, las gestoras de FIM adquirieron 30.282 millones de pesetas, pero vendieron en el siguiente trimestre 31.843 millones, con el objetivo de realizar las plusvalías debido al cambio de tendencia de la Bolsa. Ante esta situación, los fondos que tenían su inversión materializada en renta variable sufrieron un descenso de rentabilidad, produciéndose una notoria huida de partícipes en este tipo de fondos. Por el contrario los FIAMM, al estar menos afectados por la caída de la deuda pública a largo plazo, mostraron una tendencia positiva en este período.

El proceso de expansión de la Inversión Colectiva iniciado en 1991 ha continuado en 1993, con un crecimiento incluso superior tanto en patrimonio gestionado, en número de partícipes como en el número de instituciones. Este crecimiento fue debido en su mayor parte a los FIM, cuyas rentabilidades, superiores a las de los FIAMM, se debieron sobre todo a la caída de los tipos de interés. A consecuencia de lo expuesto, la inversión en depósitos bancarios y en valores a corto

plazo, perdió atractivo por su menor rentabilidad, pero por otro lado, las carteras de renta fija se revalorizaron gracias a esta caída de los tipos a corto plazo. También hay que tener en cuenta, como factores influyentes, la depreciación de la peseta que tuvo lugar en este período y el aumento de los precios de los valores de renta variable.

El patrimonio de los FIM se incrementó en este período en un 85,72 %. Y en cuanto a la política de inversiones de tales fondos, de acuerdo con lo señalado en el cuadro expuesto sobre la distribución del patrimonio de los mismos, se observa una disminución del porcentaje del patrimonio invertido en adquisiciones temporales de activos, pasando del 42,52 % en 1992 al 39,62 % en 1993. De igual forma, la inversión en Letras del Tesoro disminuyó, pasando del 17,69 % en 1992 al 13,13 % en 1993. Por el contrario, la inversión en acciones casi ha duplicado su peso, pues de un 1,84 % pasa a un 3,63 %. De igual forma, los Bonos y Obligaciones del Estado también aumentan, situándose en el 25,77 %, frente al 17,39 % del año anterior, lo que significa una pérdida de peso de la deuda pública a corto plazo, frente a un aumento de las posiciones a largo plazo y de riesgo. Estos cambios de posición frente al riesgo están directamente ligados a la evolución de los mercados monetarios y a las expectativas de caídas de los tipos de interés. También debemos señalar el incremento de peso de la cartera exterior, ya que del 2,19% en 1992 ha pasado al 5,74% del patrimonio total en 1993. Analizando la distribución porcentual del patrimonio de las distintas modalidades de FIM y realizando su comparación con el año anterior, podemos apreciar una pérdida de peso de los fondos de renta fija en

favor de los de renta fija mixta, junto con un pequeño pero apreciable incremento de los fondos de renta variable.

**Distribución porcentual del número de fondos, número de partícipes y patrimonio, de los FIM según la composición de su cartera en el año 1993**

	Núm. de fondos	Núm. de partícipes	Patrimonio
<b>Renta Fija</b>	53,10	64,30	72,30
<b>Renta Fija Mixta</b>	22,90	26,30	22,90
<b>Renta Variable Mixta</b>	12,90	4,60	2,50
<b>Renta Variable</b>	11,10	4,80	2,30

Fuente: Elaboración propia a partir de los Informes Anuales de la CNMV.

Las rentabilidades en este período fueron superiores a las del ejercicio anterior. Hay que destacar que los fondos con inversiones en renta variable tienen una parte también destinada a renta fija, lo que asegura una amortiguación en el caso que el mercado tienda a la baja, siendo entonces las rentabilidades de los fondos superiores a la del mercado. Comparando los fondos de renta fija con el índice de rendimiento de deuda del Estado ocurre algo parecido jugando con duraciones menores de las carteras de los fondos frente a la duración de la cartera del mercado.

Los Fondos de Inversión en 1994 vivieron una fuerte crisis, sintiéndose los inversores muy decepcionados. Este período se caracterizó por la inestabilidad y el cambio en la trayectoria de los tipos de interés. Así, la subida de los tipos de interés

en los mercados de deuda pública a largo plazo produjo un recorte de rentabilidades en los mercados de renta variable, afectando a las rentabilidades de los FIM y a su patrimonio. Los FIAMM no se vieron tan afectados por la inestabilidad de los mercados ya que este tipo de fondos está formado por carteras de menor duración, e incluso su patrimonio ha aumentado en este período, aunque los incrementos han presentado un perfil a la baja, lo que podría presuponer una estabilidad en esta forma de inversión.

La inestabilidad que se produjo a partir de febrero de 1994 en los mercados de deuda pública supuso un punto de ruptura en el crecimiento que venían presentando los FIM en el período anterior. Su patrimonio descendió un 4,87 % respecto al período anterior, hecho que no había ocurrido en ninguno de los períodos precedentes, donde la tónica general había sido un crecimiento continuado en el mismo. La pérdida de partícipes y de patrimonio se concentraron en aquellos fondos con mayor proporción de renta fija en sus carteras, de forma que los FIM de renta variable y los de renta variable mixta aumentaron su patrimonio, pese al descenso de precios de la renta variable. Si nos fijamos en el cuadro expuesto en la página siguiente, los fondos de renta variable y variable mixta han incrementado el porcentaje en el patrimonio total de los FIM, mientras que los fondos de renta fija y fija mixta han perdido peso. Hay que destacar en este período el gran volumen de reembolsos llevados a cabo debido probablemente al temor y desconocimiento de los inversores del funcionamiento de los Fondos de Inversión, que ante las bajas rentabilidades obtenidas en 1994 optaron por solicitar el reembolso de sus

participaciones, frente a la alternativa de mantenerlas y evaluar su rentabilidad como una inversión a medio-largo plazo y no sólo por el dato puntual correspondiente a un período.

**Distribución porcentual del número de fondos, número de partícipes y patrimonio, de los FIM según la composición de su cartera en el año 1994**

	Núm. de fondos	Núm. de partícipes	Patrimonio
<b>Renta Fija</b>	52,50	57,40	69,40
<b>Renta Fija Mixta</b>	18,40	26,20	21,00
<b>Renta Variable Mixta</b>	15,30	8,30	5,40
<b>Renta Variable</b>	13,80	8,20	4,20

Fuente: Elaboración propia a partir de los Informes Anuales de la CNMV.

En el primer trimestre de 1994, siguiendo la evolución de los mercados, la deuda pública a largo plazo, o sea los Bonos y Obligaciones del Estado, ganaron peso en la participación en la cartera nacional frente a las adquisiciones temporales de activos financieros. Pero a lo largo del resto del año la reducción del patrimonio de los fondos supuso una reestructuración de las carteras ajustándose las participaciones en fondos públicos, por lo que de forma global en el año 1994 se mantuvieron a un nivel similar al del período anterior, en cuanto a proporción con la cantidad destinada a cartera interior.

El año 1995 se inició con una gran inestabilidad que terminó con la devaluación de la peseta y tres subidas sucesivas del tipo de interés por el Banco de España. A partir del mes de abril de dicho año comenzó una progresiva recuperación especialmente en la renta fija a medio-largo plazo. En líneas generales, dicho año fue un buen período para la economía española, llegando a crecer por encima de la media europea. Por una parte se cumplieron algunas perspectivas en materia de crecimiento y de empleo, y por otra, también se mejoraron ciertos desequilibrios básicos como la reducción del déficit público, que se ajustó a las previsiones presupuestarias y que se logró gracias a un gran esfuerzo en el control del gasto en diversas partidas, así como una ligera reducción de la tasa de desempleo y un superávit en la balanza por cuenta corriente, debido a factores coyunturales como la acumulación de transferencias de fondos de la Unión Europea. La inflación no pudo reducirse debido sobretudo al aumento de los tipos del IVA y de los impuestos especiales, pero tampoco se llegó a un proceso inflacionista.

En 1995 la inversión colectiva se ha beneficiado particularmente de la tendencia alcista de los precios. Los FIM, que habían estado perdiendo partícipes como resultado del descenso de las rentabilidades desde principios de 1994, han vuelto a resultar atractivos para los inversores, destacando en la recuperación de este segmento, la aparición de un nuevo producto, los Fondos Garantizados<sup>11</sup>.

---

<sup>11</sup> Los Fondos Garantizados son una nueva modalidad de Fondos de Inversión, que ofrecen una rentabilidad mínima asegurada a través de un contrato de garantía entre el partícipe y la entidad. Para ello se ha de realizar la suscripción de participaciones en un período determinado y mantener el volumen de inversión durante un plazo fijo. El primer Fondo Garantizado en España data de 1994 y se domicilió en el extranjero.

El patrimonio de los Fondos de Inversión en el año 1995 se incrementó en casi un billón de pesetas. En los FIM la proporción invertida en títulos de renta fija a medio y largo plazo se redujo como consecuencia del gran número de reembolsos en fondos con mayor proporción en títulos de estas clases. En el segundo semestre de 1995 esta tendencia se invirtió debido a las expectativas de reducción en los tipos de interés de la deuda a medio y largo plazo, incrementando los gestores la duración de sus carteras. A lo largo de todo el año se pudo apreciar un desplazamiento en la composición de las carteras desde Letras del Tesoro en firme a adquisiciones temporales, siendo este desplazamiento más acentuado en el segundo semestre del año y especialmente en los FIAMM. Este desplazamiento en la composición de las carteras se ha debido a la recuperación de la pendiente positiva de la curva de rentabilidades a corto plazo que empezó a observarse a mediados de año y a la decisión de los gestores de no aumentar la duración de las carteras gestionadas.

Las mejoras en las condiciones del mercado a partir del segundo trimestre de 1995 favorecieron la recuperación de las rentabilidades de los FIM<sup>12</sup>, aunque por otro lado continuaron los reembolsos de participaciones, aunque a un ritmo menor que en el período anterior, por lo que el patrimonio gestionado en este período se redujo, situándose en 5.199.893 millones de ptas. En la distribución del patrimonio, sigue destacando el mayor porcentaje invertido en fondos de renta fija, seguido de los de renta fija mixta, si bien hay que destacar que el patrimonio de éstos últimos ha

---

<sup>12</sup> Esta recuperación fue particularmente significativa en el caso de fondos con mayor proporción en renta variable, dadas las repercusiones más que favorables de los tipos de interés en la deuda a medio y largo plazo sobre el precio de los valores de renta variable.

sufrido una notable reducción al igual que el de los fondos de renta variable mixta, debido al abandono de partícipes hacia otro tipo de inversión.

**Distribución porcentual del número de fondos, número de partícipes y patrimonio, de los FIM según la composición de su cartera en el año 1995**

	Núm. de fondos	Núm. de partícipes	Patrimonio
<b>Renta Fija</b>	55,50	72,70	80,20
<b>Renta Fija Mixta</b>	16,10	13,40	11,50
<b>Renta Variable Mixta</b>	13,50	5,60	3,90
<b>Renta Variable</b>	15,00	8,30	4,50

Fuente: Elaboración propia a partir de los Informes Anuales de la CNMV.

De acuerdo con la distribución por grupos financieros, expuesta a continuación, el número de fondos comercializados por grupos bancarios se incrementó a lo largo de este año en 40, pero por otro lado hemos de destacar que los Fondos de Inversión vinculados a grupos bancarios tuvieron una gran pérdida de patrimonio y salida de partícipes, reducciones debidas a la inestabilidad de la deuda pública y de la renta variable. A pesar de todo ello, los FIM siguen estando comercializados sobretudo por bancos y cajas de ahorro.

### Distribución del número de FIM por grupos financieros

	1990		1991		1992		1993		1994		1995		1996		1997	
	Ud	%	Ud	%												
CAJAS	45	21,84	52	18,25	67	18,06	85	19,30	110	20,80	123	20,40	171	21,70	318	24,90
BANCOS	89	43,20	134	47,02	173	46,63	199	45,10	237	44,90	277	46,00	386	48,99	629	49,26
SOCIEDADES DE VALORES	35	16,99	38	13,33	51	13,75	66	15,00	69	13,10	82	13,60	95	12,06	140	10,96
AGENCIAS DE VALORES	6	2,91	7	2,46	6	1,62	20	4,50	25	4,70	33	5,50	34	4,31	48	3,76
Cias. DE SEGUROS	7	3,40	13	4,56	15	4,04	21	4,80	25	4,70	26	4,30	32	4,06	40	3,13
OTROS	24	11,65	41	14,39	59	15,90	50	11,30	62	11,00	61	10,10	70	8,88	102	7,99
TOTAL	206	100,00	285	100,00	371	100,00	441	100,00	528	100,00	602	100,00	788	100,00	1.277	100,00

Fuente: Elaboración propia a partir de los Informes Anuales de la CNMV.

Hay que destacar que las Sociedades gestoras continuaron con la política de reducción del riesgo de las carteras que se había iniciado en 1994, centrándose en compras de Obligaciones y Bonos del Estado y adquisiciones temporales de activos frente a la desinversión en Letras del Tesoro. Esta política encuentra su explicación en diversos hechos. En primer lugar, el comportamiento de las emisiones de deuda pública, ya que el Estado fue trasladando su financiación del corto al largo plazo, llegando en septiembre a suspender las emisiones de letras a seis meses. En segundo lugar, en la evolución de los tipos de interés, donde la caída de los mismos a largo plazo durante el mes de Abril hizo atractiva la inversión en bonos y obligaciones del Estado y junto a un incremento de las rentabilidades de las repos en el primer semestre, manteniéndose en el segundo, por lo que aumentó la inversión en este instrumento. Y por último, en el tratamiento contable de la cartera de los Fondos de Inversión, puesto que los activos con plazo remanente de amortización igual o inferior a seis meses se consideran a precio de adquisición, por lo que la subida de los tipos de interés de estos activos no afectan negativamente al valor liquidativo de los fondos.

En relación con el año 1996, durante el mismo, la economía española continuó creciendo, mientras que, por el contrario, la tasa de inflación siguió la tendencia decreciente del año anterior. En cuanto al déficit público, se cumplieron las previsiones del programa de convergencia relativo a los criterios de Maastricht, siendo, consecuentemente, la situación en este año muy favorable para los Fondos de Inversión. El incremento tanto del número de partícipes como del patrimonio puede considerarse que fue debido principalmente a las sucesivas disminuciones de los tipos

de interés. La mayor estabilidad del tipo de cambio de la peseta dentro del mecanismo de cambios del Sistema Monetario Europeo, la ausencia de expectativas inflacionistas y la evolución de las finanzas públicas<sup>13</sup> fueron las principales causantes de los sucesivos descensos en el tipo de intervención del Banco de España, que comenzó el año en el 9% y terminó en el 6,25%. De igual modo, también los tipos de emisión de las Letras del Tesoro sufrieron varios descensos, situándose por debajo del 6%. Ante estos niveles de los tipos de interés, la deuda pública y los depósitos a plazo comenzaron a ofrecer rentabilidades inferiores a las ofertadas hasta entonces; lo que unido a significativos rendimientos en la renta variable, supusieron unos incrementos en la rentabilidad de los Fondos de Inversión Mobiliaria.

Un hecho importante a destacar es la actitud tomada por los bancos, que ante la remuneración poco atractiva de sus productos tradicionales, como los depósitos, y la previsión de nuevos descensos en los tipos de interés, decidieron adoptar una política más activa de comercialización de Fondos de Inversión, como se refleja en el cuadro ya expuesto de distribución de los FIM por grupos financieros.

Al igual que ocurrió en el año anterior, en 1996 se produjo un gran crecimiento, tanto en patrimonio, número de partícipes y de fondos, en el conjunto de los FIM, en los cuales la modalidad de Fondos Garantizados continuó siendo muy importante en

---

<sup>13</sup> La evolución de las finanzas públicas en 1996 tuvo dos condicionantes básicos. Por un lado, la necesidad de cumplir el objetivo de déficit asumido en el programa de convergencia, que se alcanzó reduciéndose el déficit de las Administraciones Públicas en más de dos puntos porcentuales del PIB en comparación con el año anterior; y por otro, la prórroga del Presupuesto de 1995, siendo la reducción de los ingresos públicos, debida principalmente a la disminución de los impuestos directos, la causa de los consiguientes recortes en el gasto público a lo largo del año.

el crecimiento y desarrollo de los mismos. Ello fue debido a que los partícipes, en su actitud racional de aversión al riesgo, optaron por una modalidad que les ofrecía protección frente al riesgo al garantizarles un tipo mínimo de rentabilidad. Aunque a finales de año una mayor proporción de partícipes de los FIM continuaba prefiriendo aquellos con mayor porcentaje de su patrimonio invertido en renta fija, a lo largo del año se fue percibiendo un cambio de actitud pasando las preferencias de los inversores de los FIAMM a los FIM, y dentro de éstos a los que presentan un mayor componente en su cartera de renta variable, todo ello causado por los movimientos del mercado, la caída de los tipos de interés y los buenos resultados de la Bolsa española.

**Distribución porcentual del número de fondos, número de partícipes y patrimonio, de los FIM según la composición de su cartera en el año 1996**

	Núm. de fondos	Núm. de partícipes	Patrimonio
<b>Renta Fija</b>	56,90	69,80	74,30
<b>Renta Fija Mixta</b>	18,00	17,80	16,20
<b>Renta Variable Mixta</b>	12,70	6,20	4,90
<b>Renta Variable</b>	12,40	6,20	4,60

Fuente: Elaboración propia a partir de los Informes Anuales de la CNMV.

Por otro lado, también hay que destacar que las modificaciones fiscales introducidas en el Real Decreto-Ley 7/1996, supusieron un estímulo adicional a la situación económica y al desplazamiento del ahorro hacia los Fondos de Inversión.

Este crecimiento en la comercialización de los Fondos de Inversión provino especialmente por parte de los grupos bancarios, que fueron ganando cuota de mercado a lo largo de todo el año. Aunque los gestores modificaron a lo largo del año las composiciones de sus carteras, adecuándose a la coyuntura económica, a finales de este año, en las inversiones del patrimonio, el mayor peso sigue recayendo en las partidas de adquisiciones temporales de activos y de deuda pública a medio y largo plazo. Debido a la expectativa de caídas de los tipos de interés, se optó por posiciones a largo plazo, de ahí este crecimiento. Por otro lado, continuó la política de desinversión en Letras del Tesoro hasta mediados del año, creciendo a partir del mes de Septiembre el interés con el reinicio de la emisión de Letras a seis meses, consiguiéndose con posiciones a corto plazo reducir el riesgo de las carteras de los fondos.

La economía española en el año 1997 fue una de las más dinámicas dentro de la Unión Europea. Su gran crecimiento y el descenso de la inflación alentaron la inversión y la creación de empleo facilitando la reducción del déficit público, permitiendo que España cumpliera, a fin de año, los requisitos del Tratado de Maastricht para la adopción de la moneda única, por lo que los tipos de interés continuaron descendiendo, para aproximarse a los niveles vigentes en Alemania y Francia. De este modo, el Banco de España realizó seis bajadas del tipo de interés a lo largo de este año. Los tipos de interés de la deuda a medio y largo plazo también descendieron de forma significativa, aunque menos que los tipos de intervención del Banco de España. Por otro lado, se produjo también una gran revalorización de las acciones cotizadas en las Bolsas españolas, siendo la revalorización anual de los

índices representativos de las mismas del 41% en el caso del Ibex-35 y de un 42% en el caso del IGBM. En la evolución a lo largo del presente año de los precios de la renta variable, podemos distinguir distintos períodos. El primer trimestre del año se caracterizó por ser una etapa de alza moderada, registrando ganancias pero no al nivel de otras Bolsas europeas. El segundo trimestre, por el contrario, fue una etapa de gran crecimiento, debido a la fortaleza del dólar y la tendencia alcista del índice de la Bolsa de Nueva York. Los dos últimos trimestres del año constituyeron períodos de inestabilidad con sucesivas oscilaciones de signo contrario. La volatilidad fue muy alta durante todo el año, pero especialmente en el último trimestre, causada por la caída de precios en casi todo el mundo como consecuencia de la crisis asiática de finales de Octubre.

La situación descrita, descenso de los tipos de interés, reducción del déficit público, ganancias bursátiles en casi la mayor parte del año y en general la existencia de un clima de confianza generado por las buenas perspectivas económicas, son las principales causas de una reestructuración de la riqueza financiera de los ahorradores en favor de los instrumentos de los mercados de valores, experimentando la Inversión Colectiva un espectacular crecimiento, que se nota especialmente en el patrimonio de las mismas. Los inversores llegaron a tomar posiciones en productos financieros más arriesgados, de modo que las tasas de crecimiento de los FIM con mayor porcentaje en renta variable fueron superiores a las de los fondos con mayor proporción en renta fija.

Por primera vez en la década de los 90, en este año el porcentaje del patrimonio invertido en deuda pública es inferior al 70% del mismo; debido principalmente a la reducción del porcentaje destinado a adquisiciones temporales de activos, causado por la tendencia de los tipos de interés, junto al aumento de participación en acciones y al incremento de la parte invertida en cartera exterior, motivada por el incremento de comercialización de fondos extranjeros. Todo ello es debido a la evolución de los mercados, lo que implicó una creciente demanda de fondos con mayor renta variable en sus carteras.

Hemos de destacar el comportamiento de la rentabilidad en este período, que estuvo correlacionada positivamente con el nivel de riesgo asumido por cada tipo de fondo. De este modo, la rentabilidad media anual de los fondos de renta variable superó el 34%, mientras que la media de los de renta fija se situó en el 6,1%.

## 1.7.- EL PERFIL DEL INVERSOR

Para asignar lo más adecuadamente posible los ahorros de un inversor entre la multitud de oportunidades posibles, o sea, para determinar el tipo de inversión que le interesa, e incluso para poder elegir el gestor de patrimonios que mejor se adapte a sus objetivos, es preciso conocer previamente cuál es el perfil de dicho inversor. Vamos a utilizar como criterio básico en la elección de inversiones el binomio rentabilidad-riesgo, por tanto deberíamos conocer en primer lugar cuáles son las preferencias de un inversor en relación a dicho binomio<sup>14</sup>.

Una vez realizada la elección del tipo de activo financiero, en nuestro caso Fondos de Inversión, al ser la oferta de los mismos tan amplia, la pregunta es qué tipo de fondo elegir. Hay unos aspectos claves que hay que tener en cuenta antes de elegir un determinado Fondo de Inversión, como son la rentabilidad que se desea obtener, el riesgo que se está dispuesto a asumir, las comisiones de suscripción, gestión y reembolso que aplican las entidades gestoras, los plazos en los que se va a mantener la inversión y las características de la propia gestora.

Lo primero sería elegir una entidad gestora en la que confiemos, que nos dé garantía, no sólo de sus resultados en años anteriores, sino en general de su

---

<sup>14</sup> Las elecciones racionales son aquellas que permiten maximizar la rentabilidad para un determinado nivel de riesgo, o bien minimizar el riesgo para un determinado tipo de rentabilidad.

profesionalidad y seriedad. Normalmente las gestoras de fondos ponen a disposición de los inversores una serie de test en los que se valoran la capacidad de ahorro del partícipe, su menor o mayor aversión al riesgo, sus necesidades de liquidez futuras, y en general algunos aspectos tanto de sus posibilidades como de sus necesidades, que son necesarios para la elección de un tipo de fondo u otro.

Por tanto, para poder recomendar o elegir una inversión, la gestora deberá conocer cuáles son las características y los objetivos del inversor, es decir, conocer las preferencias del inversor respecto a la duración de la inversión, o sea si está dispuesto a asumir una inversión a corto, medio o largo plazo. Además, cuál es su actitud ante el riesgo, es decir su grado de tolerancia al mismo, así como cuáles son sus necesidades de liquidez, y sus expectativas de rentabilidad, etc.

Una vez conocido el perfil del inversor y sus expectativas podemos establecer distintas estrategias que se ajusten a sus necesidades, teniendo en cuenta tanto el plazo de la inversión, sus objetivos y la tolerancia al riesgo para determinar la composición de la cartera, y en nuestro caso cuál es el Fondo de Inversión más adecuado.

Respecto al nivel de riesgo a asumir, el partícipe debe tener claro qué parte del capital que invierte está dispuesto a perder. Si no desea perder dicho capital, es preciso que opte por aquellos fondos en los que, al menos el 80% de su patrimonio, sea colocado en renta fija. Con ello, y a cambio de esta seguridad, la rentabilidad a obtener será menor que si lo hiciese en fondos cuyas inversiones se dirigiesen a renta variable.

Por el contrario, si el partícipe está dispuesto a asumir un mayor riesgo, optará por fondos mixtos, con mayor porcentaje de renta variable y menor de renta fija, a medida que el riesgo asumido sea mayor. Otra consideración a tener en cuenta, es que cuanto menor sea el plazo de la inversión, y con independencia de las consideraciones fiscales, mayor es el riesgo asumido. Del mismo modo, cuanto mayor sea el plazo, más difícil es que la parte invertida genere pérdidas, ya que, de todos es conocido, que en el largo plazo, la renta variable no suele generar pérdidas.

Una clasificación general de los distintos inversores, de acuerdo con el grado de tolerancia al riesgo, es la siguiente:

a) Inversores con gran aversión al riesgo. Son aquellos que a cambio de no asumir riesgo, prefieren una baja rentabilidad. Por tanto, sus objetivos se concretan en mantener el capital invertido, una cierta liquidez y una segura rentabilidad. Estos inversores, cuando desean invertir a corto plazo, encuentran en los fondos de dinero (FIAMM) la alternativa idónea para sus inversiones. En cambio, si sus perspectivas son a medio-largo plazo, pueden invertir en los FIM de renta fija.

b) Inversores conservadores. Son aquellos dispuestos a asumir un pequeño grado de riesgo con tal de verlo compensado en un incremento de la rentabilidad. En consecuencia, sus objetivos se concretan en mantener el capital invertido y obtener una determinada rentabilidad, de acuerdo con el bajo

riesgo asumido. Por ello, invierten una gran proporción en FIAMM y en fondos de renta fija, con lo que aseguran la recuperación de la inversión realizada, y destinan un pequeño porcentaje de su inversión a la renta variable, normalmente a través de fondos de renta fija mixta.

c) Inversores moderados. Aquellos a los que no les importa aceptar un poco mas de riesgo a cambio de una mayor rentabilidad. En este caso, a medida que aumenta el nivel de riesgo a asumir pueden elegir entre FIM de renta fija mixta, renta variable mixta o renta variable, donde la composición de la cartera varía de acuerdo a las proporciones citadas anteriormente en busca de las posibilidades de una mayor rentabilidad, siempre bajo la asunción de un mayor nivel de riesgo.

d) Inversores agresivos. Aquellos que aceptan el riesgo a cambio de maximizar su rentabilidad. Por tanto, y dependiendo del nivel de riesgo asumido, destinarán un porcentaje muy elevado a renta variable, junto a un pequeño porcentaje a renta fija, ya sea mediante fondos mixtos, de renta fija o FIAMM, para protegerse de las posibles variaciones de la renta variable.

En el cuadro siguiente resumimos lo expuesto:

### Tipos de inversores

Tolerancia al riesgo	Objetivos de la inversión	Composición cartera
Gran aversión al riesgo	Preservar capital invertido Riesgo nulo Liquidez Baja rentabilidad	FIAMM FIM renta fija
Inversores conservadores	Preservar capital invertido Escaso riesgo Cierta rentabilidad	FIAMM y FIM renta fija (70-90%) FIM renta fija mixta (10-30%)
Inversores moderados	Aceptar más riesgo a cambio de una mayor rentabilidad	FIM renta fija y FIAMM (70-80%) FIM renta fija mixta y variable mixta (20-30%)
Inversores agresivos	Maximizar la rentabilidad	FIM renta variable y variable mixta (75-100%) FIM renta fija y FIAMM (0-25%)

Fuente: Elaboración propia.

Hemos de tener en cuenta que por lo general la alternativa de invertir en Fondos de Inversión suele ser con una perspectiva temporal a medio-largo plazo, especialmente por el atractivo fiscal, por lo que tanto hay que tener presente siempre los posibles ajustes a medio plazo para preservar los objetivos a largo plazo. Además no debemos olvidar que las alternativas a corto plazo pueden ayudarnos a mejorar los objetivos ya que aunque ofrecen menor rentabilidad nos proporcionan una seguridad y estabilidad que con mayor nivel de riesgo perdemos.

## ***CAPÍTULO II***

---

### ***EL MARCO CONCEPTUAL: LA TEORÍA DE CARTERAS Y DEL MERCADO DE CAPITALES***

# **CAPÍTULO II: EL MARCO CONCEPTUAL: LA TEORÍA DE CARTERAS Y DEL MERCADO DE CAPITALS**

## **2.1.-LA TEORÍA DE CARTERAS**

### **2.1.1.- Introducción**

### **2.1.2.- Análisis de los activos**

### **2.1.3.- Análisis de las carteras**

## **2.2.- LA TEORÍA DEL MERCADO DE CAPITALS**

### **2.2.1.- Introducción**

### **2.2.2.- Modelo de Sharpe**

## **2.3.-EL MODELO CAPM**

## **2.4.- EL MODELO MULTIFACTORIAL**

## **2.5.- EL MODELO APT**

## 2.1.- LA TEORÍA DE CARTERAS

### 2.1.1.- Introducción

Como es sumamente conocido, la Teoría de Selección de Carteras trata de la elección óptima de carteras de activos financieros de renta variable, o de combinaciones entre activos de renta variable y renta fija, realizada por sujetos económicos racionales adversos al riesgo, y que por tanto fundamentan sus decisiones financieras con el objetivo de maximizar el rendimiento esperado de sus inversiones y de minimizar el riesgo asociado a las mismas. El modelo fundamental, y con el que se inició esta importante rama de las Finanzas, es el de Markowitz, quien publicó un primer trabajo en el año 1952<sup>1</sup>. Posteriormente ha sido ampliamente desarrollada por diversos autores<sup>2</sup>, destacando, en una primera etapa, principalmente, Tobin, Sharpe,

---

<sup>1</sup> Markowitz, H. (1952): Portfolio Selection. The Journal of Finance, pp.77-91.

Markowitz, H. (1987): Mean-Variance Analysis in Portfolio Choice and Capital Markets. Oxford, Basil Blackwell.

Markowitz, H. (1991): Portfolio Selection. Oxford, Basil Blackwell. Obra publicada inicialmente en 1959 por Wiley, Nueva York.

<sup>2</sup> Tobin, J. (1958): Liquidity Preference as Behavior Towards Risk. The Review of Economic Studies, vol. 25, febrero, pp.65-86.

Sharpe, W. (1963) A Simplified Model for Portfolio Analysis. Management Science, vol 9, n° 2, enero, pp. 277-293.

Sharpe, W. (1964). Capital Asset Prices. A Theory of Market Equilibrium Under Conditions of Risk. Journal of Finance, vol. 19, n° 3, septiembre, pp. 425-442.

Lintner, J. (1965): The Valuation of Risk Assets and the Selection of Risky Investments in Stock Portfolios and Capital Budgets. The Review of Economics and Statistics, n° 4, febrero, pp. 13-37.

Mossin, J. (1966): Equilibrium in a capital asset market. Econometrica, vol. 34, n° 4, octubre, pp. 768-783.

Lintner, Mossin, y en una segunda, entre otros<sup>3</sup>, Fama y Ross.

A fin de exponer adecuadamente esta teoría, vamos a señalar algunos conceptos de cartera de valores. Así, para Sharpe<sup>4</sup> “la totalidad de las decisiones que determinan las perspectivas futuras de un individuo se denomina una cartera”. Por otro lado, para Suárez<sup>5</sup>, “por cartera de valores se entiende una determinada combinación de valores mobiliarios adquiridos por una persona física o jurídica, y que pasan, por tanto, a formar parte de su patrimonio”. En esta definición se incluyen no sólo los valores mobiliarios en sentido estricto, sino cualquier tipo de activo financiero. Borrell<sup>6</sup> define el concepto de cartera “como un conjunto de activos afectos a una misma titularidad jurídica o sujetos a una unidad de gestión, tendentes a la consecución de ciertos objetivos preestablecidos”.

En general el inversor a la hora de formar una cartera de valores trata de combinar los diferentes activos individuales de tal modo que el activo mixto o cartera

---

<sup>3</sup> Fama, E. (1971): Risk, Return, and Equilibrium. *Journal of Political Economy*, enero-febrero, pp. 30-55.

Fama, E.(1973): Risk, Return, and Portfolio Analysis: Reply. *Journal of Political Economy*, vol. 81, nº 3, mayo-junio, pp. 753-755.

Fama, E. (1976): *Foundations of Finance*. Oxford, Ed. Basil Blackwell.

Ross, S. (1976): The Arbitraje Theory of Capital Asset Pricing. *Journal of Economic Theory*, diciembre, pp. 341-360.

<sup>4</sup> Sharpe, W. (1976): *Teoría de cartera y del mercado de capitales*. Bilbao, Ed. Deusto, p.37.

<sup>5</sup> Suárez Suárez, A. (1993): *Decisiones óptimas de inversión y financiación en la empresa*; Madrid, Ed. Pirámide, p. 453.

<sup>6</sup> Borrell, M., Murillo, C., Pérez, J., Torra, S. (1997): *Estadística Financiera. Aplicación a la formación y gestión de carteras de renta variable*. Madrid, Ed. Centro de Estudios Ramón Areces. S.A., p.XVII.

garantice una rentabilidad seguridad y liquidez aceptables. La eficacia de una cartera se medirá mediante su tipo de rentabilidad real, ingreso en relación con gasto; y el problema que se le presenta al inversor es cómo seleccionar la cartera óptima entre todas las carteras opcionales. En consecuencia, el problema que se pretende resolver es el de un sujeto económico que dispone de cierto presupuesto para invertir racionalmente en distintos activos financieros de características dispares y con el fin de alcanzar determinados objetivos de rentabilidad y riesgo que pueden establecerse previamente. La resolución de dicho problema implica determinar la combinación óptima de activos a adquirir para agotar el presupuesto y maximizar su utilidad. O lo que es lo mismo, fijado el tipo de rentabilidad a obtener y el de riesgo a soportar, dar respuesta a las siguientes cuestiones: ¿en qué activos es preciso invertir? y ¿cuánto en cada uno de ellos?.

De acuerdo con lo expuesto, el inversor se encuentra ante un problema de decisión acerca de la elección de la combinación de títulos que mejor se adapte a sus objetivos particulares. En este sentido, podemos señalar que la decisión de inversión puede adoptarse en tres posibles ambientes:

- a) De certeza o determinista. Se conocen con seguridad los valores de todas las variables que afectan al problema que se analiza.

b) De incertidumbre. Es desconocido el comportamiento de las variables que afectan a la decisión a tomar.

c) De riesgo. No es conocido exactamente el valor concreto que van a tomar las variables que afectan al problema, pero se dispone de información suficiente que permite estimar dichos valores posibles, y de asociar a éstos unas determinadas probabilidades, o lo que es lo mismo, estimar la función de distribución de la variable o variables aleatorias asociadas al problema decisional objeto de estudio.

Las decisiones de inversión en ambiente de certeza, como es sabido, son un problema resuelto desde el punto de vista teórico, pudiéndose considerar la certeza como una simplificación de la realidad, debiéndose adoptar la inmensa mayoría de las decisiones económico-financieras en ambientes de riesgo o de incertidumbre.

En consecuencia a lo expuesto, vamos a partir del supuesto que nos movemos en un ambiente de incertidumbre o de riesgo, y que para una misma inversión existen distintos rendimientos posibles,  $R_i$ , cada uno de los cuales tiene asignada una probabilidad,  $p_i$ , que darán lugar a una función de distribución de los rendimientos. También suponemos que los rendimientos de los títulos siguen una distribución normal, por lo que a la hora de la selección de una cartera nos bastará con tener en cuenta únicamente el primer momento, representativo de la media o rentabilidad, y

el segundo momento<sup>7</sup>, dispersión de los rendimientos en torno a la media o riesgo, medido por la varianza.

La Teoría de Carteras supone que el inversor elegirá entre las distintas carteras en base a la mejor combinación de rentabilidad esperada y de riesgo o dispersión de estos rendimientos, medido por la desviación típica, que considere<sup>8</sup>. La función de utilidad describe las preferencias de un inversor, y la podemos expresar por tanto como  $U=F(E_p, \sigma_p^2)$ . La familia de curvas de indiferencia va a venir definida por la ecuación  $F(E_p, \sigma_p^2)=k$ , para  $k=I_1, I_2, \dots, I_h, \dots$ , donde  $I_h$  representa el índice de utilidad o satisfacción que al inversor le proporciona la h-ésima combinación rentabilidad-riesgo.

La Teoría de Carteras constituye un importante modelo normativo desarrollado en ambiente de riesgo e incertidumbre, ya que en un mundo de certeza, donde los resultados son conocidos de antemano, un sujeto económico que trate de maximizar la utilidad de sus recursos financieros disponibles, invertirá toda su riqueza en aquel activo que tenga el mayor tanto de rendimiento esperado. Sin

---

<sup>7</sup> La utilidad esperada depende de los dos primeros momentos de la función de distribución de las rentabilidades si los rendimientos de los valores mobiliarios siguen una distribución normal o si la función de utilidad es cuadrática. Ver al respecto: Tobin, J. (1958): Op. cit., pp. 65-86.

<sup>8</sup> Esta consideración ha tenido muchas críticas, sin embargo siguiendo el modelo de Markowitz este planteamiento es correcto cuando se cumple al menos una de las siguientes circunstancias:

- la ley de probabilidad que sigue la variable aleatoria queda completamente definida por estos dos parámetros, cosa que ocurre en el supuesto de partida que hemos considerado, o sea en la distribución normal.
- la función de utilidad que describe las preferencias del inversor es cuadrática.

embargo, en un mundo de incertidumbre, lo único que puede maximizarse es la utilidad esperada, no la que realmente se obtendrá, pues le es desconocida.

De acuerdo con lo expuesto, las decisiones a adoptar implican dar previamente respuestas a las siguientes cuestiones:

- a) ¿Qué características de rentabilidad y riesgo tienen cada uno de los activos disponibles?.
- b) ¿Cuáles son las características de todas las combinaciones posibles a formar con tales activos?.
- c) ¿Cuál es la cartera óptima?.

Las respuestas a las cuestiones anteriores constituyen la denominada “Gestión de Carteras”, la cual comprende las siguientes fases<sup>9</sup>:

- a) Análisis de los activos financieros, o lo que es lo mismo, predicción de los futuros rendimientos y riesgos asociados a cada uno de los que pueden formar la cartera, así como las covarianzas entre todos los pares de títulos.

---

<sup>9</sup> Sharpe, W. (1976): Op. cit., pp. 50-51.

b) Análisis de las carteras, o sea, cuantificación del rendimiento esperado y del riesgo asociado a cada posible combinación de activos.

c) Selección de carteras, o elección de la más adecuada dadas las combinaciones disponibles, y en función de las características y preferencias específicas de un inversor. O lo que es lo mismo de entre todas las carteras eficientes formadas, elegir la denominada cartera óptima.

Una vez seleccionada la cartera que se adapta a las preferencias de cierto inversor, el proceso continúa con la gestión y dirección de la cartera, cuyo fin es la evaluación y revisión de la misma en función de las características y objetivos del inversor.

Las hipótesis generales bajo las cuales es posible desarrollar la Teoría de Carteras, son las siguientes<sup>10</sup>:

a) Mercados de capitales perfectos<sup>11</sup>.

---

<sup>10</sup> Puede verse al respecto:

Markowitz, H. (1991): Op. cit., pp. 5-7

Sharpe, W. (1964): Op. cit., pp. 433-434.

Lintner, J. (1965): Op. cit., pp. 25-28.

Francis, J.C., Archer, S.H. (1977): Análisis y Gestión de Carteras de Valores. Madrid, Ed. ICE, p. 126.

<sup>11</sup> Los mercados perfectos de capitales se caracterizan por la ausencia de impuestos y de costes de transacción, idéntico tipo de interés para prestar que para tomar prestado, activos divisibles, información simétrica y accesible a todos los sujetos, los cuales tienen expectativas homogéneas respecto al tipo de rentabilidad.

- b) Los inversores consideran los activos como distribuciones de probabilidad de las rentabilidades esperadas a lo largo del período de posesión, midiéndose los resultados de una inversión por su tanto interno de rendimiento.
  
- c) Las estimaciones del riesgo de los inversores son proporcionales a la variabilidad de la rentabilidad esperada.
  
- d) Los inversores basan sus decisiones en sólo dos parámetros de la distribución de probabilidad de la rentabilidad de cada activo: la rentabilidad esperada y la volatilidad, medida por su desviación típica<sup>12</sup>.
  
- e) Para cualquier tipo de riesgo, el inversor prefiere un tanto de rentabilidad más alto a uno más bajo.

---

<sup>12</sup> Alexander, G.J., Sharpe, W.F., Bailey, J.V. (1993): *Fundamentals of Investments*. Nueva Jersey, Ed. Prentice-Hall International, p. 139.

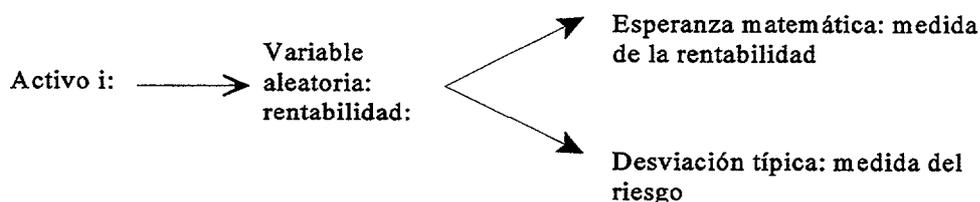
### 2.1.2.- Análisis de los activos

Ante la toma de decisiones es preciso realizar un análisis del conjunto de títulos que pueden formar una cartera tanto para hallar los valores de las variables relevantes para la formación de la misma como para su gestión. Para el análisis de los títulos de forma individual es preciso estimar la rentabilidad y el riesgo de cada activo<sup>13</sup>, así como el grado de correlación entre los distintos pares de títulos, y para ello debemos tener en cuenta cualquier restricción que pueda influir en la formación de la cartera, como el horizonte de la inversión, las características de los títulos, etc.

A efectos de caracterizar cuantitativamente cada activo, podemos considerar que su respectiva rentabilidad sigue un proceso estocástico en el tiempo, por lo que es posible asociar a cada uno una variable aleatoria expresiva de su rentabilidad. De dicha variable aleatoria, de acuerdo con las hipótesis señaladas, sólo nos interesan sus dos primeros momentos: la esperanza matemática o medida de la rentabilidad esperada, y la desviación típica o medida del riesgo o volatilidad:

---

<sup>13</sup> De acuerdo con la hipótesis ya señalada de que los inversores adoptan sus decisiones basándose únicamente en la rentabilidad y la volatilidad de cada activo.



$$A_i : r_i \rightarrow (E_i, \sigma_i)$$

**A) Rentabilidad.** Sabemos que en general, la rentabilidad de un activo en un cierto intervalo temporal, viene definida por la tasa interna de rendimiento de la inversión que comporta adquirir tal activo al inicio del intervalo, y su venta al final del mismo, teniendo en cuenta todos los posibles ingresos que durante el período de posesión se han percibido. Para las acciones cotizadas en mercados financieros, es usual considerar, a los efectos señalados, la cotización al inicio del período y la del final del mismo. Analíticamente podemos expresar el tipo de rentabilidad aleatoria  $r_{it}$  de un activo  $i$  en el período  $t$  a través de la ecuación:

$$r_{it} = \frac{P_{it} - P_{it-1} + d_{it} \pm o_{it}}{P_{it-1}}$$

donde:

$r_{it}$  es la rentabilidad del activo  $i$ -ésimo en el momento  $t$

$P_{it}$  es el precio del activo  $i$ -ésimo en el momento  $t$

$P_{i,t-1}$  es el precio del activo i-ésimo en el momento t-1

$d_{it}$  son los dividendos obtenidos por el activo i-ésimo en el momento t

$o_{it}$  son otros ingresos o gastos asociados al activo i-ésimo en el momento t

De igual modo si consideramos cada Fondo de Inversión como un activo y aplicamos esta expresión, podemos calcular su rentabilidad como:

$$r_{it} = \frac{VL_{it} - VL_{it-1}}{VL_{it-1}}$$

donde:

$r_{it}$  es la rentabilidad del fondo i-ésimo en el momento t

$VL_{it}$  es el valor liquidativo del fondo i-ésimo en el momento t

$VL_{i,t-1}$  es el valor liquidativo del fondo i-ésimo en el momento t-1

**B) Riesgo.** Sabemos que el riesgo de cualquier inversión es la posibilidad de que el rendimiento efectivamente realizado no coincida con el esperado. De esta forma, el riesgo trata de cuantificar la dispersión de los resultados realizados en torno al valor esperado. El riesgo o volatilidad se mide por la desviación típica de la variable aleatoria rentabilidad asociada a cada inversión.

**C) Correlación.** Tal y como hemos señalado, un activo, individualmente considerado, queda definido por su esperanza de rentabilidad y su volatilidad. Ahora bien, dichos parámetros no miden la influencia que existen entre las rentabilidades

de dos activos distintos. Para ello es preciso utilizar el coeficiente de correlación lineal, el cual, como es sabido, mide la dependencia que existe entre dos variables aleatorias, poniendo de manifiesto el grado o fuerza de la relación lineal existente entre las mismas. La conocida expresión del coeficiente de correlación lineal es:

$$\rho_{ij} = \frac{\text{cov}(r_i, r_j)}{\sigma(r_i) \cdot \sigma(r_j)}$$

siendo:

$\rho_{ij}$ : coeficiente de correlación lineal<sup>14</sup>.

$r_i$  y  $r_j$ : las correspondientes variables aleatorias representativas de la rentabilidad de los activos  $i$  y  $j$ .

$\text{cov}(r_i, r_j)$ : la covarianza entre las rentabilidades de los activos  $i$  y  $j$ .

$\sigma(r_i)$  y  $\sigma(r_j)$ : las desviaciones típicas de las rentabilidades de los activos  $i$  y  $j$ .

**D) Los datos estadísticos.** La obtención de los datos estadísticos necesarios para el análisis precedente de los activos puede llevarse a cabo siguiendo distintos planteamientos<sup>15</sup>:

---

<sup>14</sup> El valor del coeficiente de correlación lineal o de Pearson oscila entre -1 y +1, siendo la correlación positiva y perfecta cuando es +1, y negativa y perfecta cuando es -1. Cuando vale 0 las rentabilidades están incorrelacionadas.

<sup>15</sup> Ver al respecto por ejemplo:

Francis, J.C., Archer, S.H. (1977): Op. cit., pp. 55-66.

Jorion, P. (1999): Valor en riesgo. México, Ed. Limusa, pp. 99-102.

a) Partiendo de datos históricos o ex post. En este caso es preciso disponer de datos históricos sobre los rendimientos esperados de los distintos activos, y con ellos estimar tanto la rentabilidad, la volatilidad y la covarianza entre pares de títulos. De este modo, siendo T el tamaño de la muestra o número de períodos de tiempo en los cuales se dispone de datos de las tasas de rentabilidad, calcularemos la rentabilidad y la varianza a través de las siguientes expresiones<sup>16</sup>:

$$E(r_i) = E_i = \sum_{t=1}^T \frac{r_{it}}{T}$$

$$\sigma^2(r_i) = \sigma_i^2 = \frac{\sum_{t=1}^T [r_{it} - E(r_i)]^2}{(T-1)}$$

b) Partiendo de datos ex ante, mediante la elaboración de funciones de distribución. En este caso, es preciso establecer distribuciones subjetivas de probabilidad de los rendimientos correspondientes a cada activo. La rentabilidad de un activo i la calcularemos como:

$$E(r_i) = E_i = \sum_{i=1}^n r_i \cdot p_i$$

---

<sup>16</sup> Es preciso recordar que las expresiones siguientes, media muestral y cuasivarianza muestral, constituyen estimadores insesgados de la media poblacional y de la varianza poblacional, respectivamente. Por otra parte, sin más que obtener la raíz cuadrada de la varianza poblacional, se tiene la volatilidad o riesgo del activo.

Mientras que la varianza viene dada por la expresión:

$$\sigma^2(r_i) = \sum_{i=1}^n [r_i - E(r_i)]^2 \cdot p_i$$

c) De acuerdo con modelos econométricos de predicción, a través de los cuales es posible obtener tanto la rentabilidad como el riesgo y la correlación entre los distintos activos<sup>17</sup>.

---

<sup>17</sup> En cuanto a las técnicas econométricas concretas puede consultarse, entre otros:  
Aznar, A., Trivez, F.J. (1993): Métodos de predicción en economía, vol. I y II. Barcelona, Ed. Ariel, S.A.  
Greene, W. (1999): Análisis econométrico. Madrid, Ed. Prentice Hall.

### 2.1.3.- Análisis de las carteras

Una cartera de valores queda definida cuando se hace explícito qué títulos la componen y en qué proporción se distribuye el presupuesto disponible entre estos títulos. Ahora bien, no todos los títulos disponibles en los mercados financieros deben formar parte, aunque sea en distintas proporciones, de las posibles y alternativas carteras. En efecto, una vez determinados los valores de las variables que definen cuantitativamente cada activo individualmente considerado, rentabilidad y riesgo, es preciso determinar cuáles de los mismos deben formar parte de las carteras, y cuáles quedan excluidos en función de tales valores. Para ello es necesario considerar el comportamiento racional de cualquier sujeto inversor. En este sentido, es evidente que considerando como objetivo del mismo la maximización de su riqueza futura, éste adoptará sus decisiones de tal forma que las mismas le conduzcan a elegir los activos de máximo rendimiento y mínimo riesgo. Por ello, ante dos activos de igual rendimiento, preferirá aquel de menor riesgo. Asimismo, ante dos activos de igual riesgo, es preferido el de mayor rendimiento. Analíticamente, para los activos  $A_i$  y  $A_j$ , podemos escribir:

$$A_i : (E_i, \sigma_i); \quad A_j : (E_j, \sigma_j)$$

$$\text{Si } E_i = E_j \Rightarrow A_i \succ A_j \quad \text{si } \sigma_i < \sigma_j$$

$$\text{Si } \sigma_i = \sigma_j \Rightarrow A_i \succ A_j \quad \text{si } E_i > E_j$$

**A) Rentabilidad y riesgo.** Una vez elegidos los activos que pueden formar parte de las distintas carteras a formar, es evidente que la conducta racional del inversor consiste en buscar aquella composición de la misma que haga máximo su rendimiento para un determinado nivel de riesgo, o que minimice el riesgo de aquélla para un rendimiento dado. En consecuencia, procede el análisis de la determinación de la rentabilidad y el riesgo de las carteras, en función de las características de los títulos que las componen. En este sentido, y teniendo en cuenta que una cartera es una combinación de activos financieros, participando los mismos en distintas proporciones, que es preciso determinar, podemos señalar que la misma, desde el punto de vista financiero-cuantitativo está caracterizada por:

		Activos				
		$A_1$	$A_2$	$A_3$	...	$A_n$
Características						
Rentabilidad		$E_1$	$E_2$	$E_3$	...	$E_n$
Riesgo		$\sigma_1$	$\sigma_2$	$\sigma_3$	...	$\sigma_n$
Proporciones		$x_1$	$x_2$	$x_3$	...	$x_n$
Covarianzas	$A_{1i}$	$\sigma_{11}$	$\sigma_{12}$	$\sigma_{13}$	...	$\sigma_{1n}$
	$A_{2i}$	$\sigma_{21}$	$\sigma_{22}$	$\sigma_{23}$	...	$\sigma_{2n}$
	$A_{3i}$	$\sigma_{31}$	$\sigma_{32}$	$\sigma_{33}$	...	$\sigma_{3n}$
	...	...	...	...	...	...
	$A_{ni}$	$\sigma_{n1}$	$\sigma_{n2}$	$\sigma_{n3}$	...	$\sigma_{nn}$

El vector de rentabilidades esperadas es:

$$\mathbf{E} = \begin{bmatrix} E_1 \\ E_2 \\ \dots \\ E_n \end{bmatrix}$$

Y el de los tantos unitarios con que cada activo participa en la cartera se expresa como:

$$\mathbf{X} = \begin{bmatrix} x_1 \\ x_2 \\ \dots \\ x_n \end{bmatrix}$$

debiendo cumplirse:

$$\sum_{i=1}^n x_i = 1 = \mathbf{X}' \cdot \mathbf{I} = [x_1, x_2, \dots, x_n] \cdot \begin{bmatrix} 1 \\ 1 \\ \dots \\ 1 \end{bmatrix}$$

siendo  $\mathbf{X}'$  la matriz traspuesta de  $\mathbf{X}$ , e  $\mathbf{I}$  el vector columna unitario de  $n$  filas.

La matriz de covarianzas entre los distintos activos es:

$$\sigma = \begin{bmatrix} \sigma_{11} & \sigma_{12} & \dots & \sigma_{1n} \\ \sigma_{21} & \sigma_{22} & \dots & \sigma_{2n} \\ \dots & \dots & \dots & \dots \\ \sigma_{n1} & \sigma_{n2} & \dots & \sigma_{nn} \end{bmatrix}$$

De acuerdo con lo señalado, al ser la rentabilidad de cada activo una variable aleatoria, la rentabilidad  $r_p$  de la cartera es una suma de variables aleatorias que verifica:

$$r_p = x_1 \cdot r_1 + x_2 \cdot r_2 + \dots + x_n \cdot r_n = \sum_{i=1}^n x_i \cdot r_i$$

En consecuencia, y teniendo en cuenta las propiedades estadísticas de la media y la varianza de una variable aleatoria que es suma de otras, la esperanza matemática y la varianza de la citada variable aleatoria  $r_p$  nos indican, respectivamente, la rentabilidad esperada y el riesgo asociado a dicha cartera, que vienen dados por las siguientes ecuaciones:

$$E_p = \sum_{i=1}^n x_i \cdot E_i$$

$$\sigma_p^2 = \sum_{i=1}^n x_i^2 \cdot \sigma_i^2 + 2 \cdot \sum_{i < j} x_i \cdot x_j \cdot \sigma_{ij}$$

Y al realizar distintas transformaciones, teniendo en cuenta las propiedades de los sumatorios, podemos expresar la varianza de la siguiente forma:

$$\sigma_p^2 = \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n x_i \cdot x_j \cdot \sigma_{ij}, \quad i \neq j$$

Podemos expresar en forma matricial tanto la rentabilidad como el riesgo<sup>18</sup>:

$$E_p = \mathbf{X}' \cdot \mathbf{E} = [x_1, x_2, \dots, x_n] \cdot \begin{bmatrix} E_1 \\ E_2 \\ \dots \\ E_n \end{bmatrix}$$

$$\sigma_p^2 = \mathbf{X}' \cdot \sigma \cdot \mathbf{X} = [x_1, x_2, \dots, x_n] \cdot \begin{bmatrix} \sigma_{11} & \sigma_{12} & \dots & \sigma_{1n} \\ \sigma_{21} & \sigma_{22} & \dots & \sigma_{2n} \\ \dots & \dots & \dots & \dots \\ \sigma_{n1} & \sigma_{n2} & \dots & \sigma_{nn} \end{bmatrix} \cdot \begin{bmatrix} x_1 \\ x_2 \\ \dots \\ x_n \end{bmatrix}$$

La ecuación precedente la podemos escribir de la forma:

$\sigma_p^2 = \sum_{i=1}^n x_i \left( \sum_{j=1}^n x_j \cdot \sigma_{ij} \right)$ . Ahora bien, realizando las oportunas transformaciones<sup>19</sup> en el segundo sumatorio, se tiene:

$$\sigma_p^2 = \sum_{i=1}^n x_i \cdot \sigma_{ip} = [x_1, x_2, \dots, x_n] \cdot \begin{bmatrix} \sigma_{1p} \\ \sigma_{2p} \\ \dots \\ \sigma_{np} \end{bmatrix}$$

El vector columna de covarianzas se obtiene del producto matricial siguiente:

<sup>18</sup> Roll, R. (1977): A Critique of The Asset Pricing Theory's Tests. Part I: On Past and Potential Testability of the Theory. Journal of Financial Economics, vol. 4, pp. 158-159.

<sup>19</sup> En efecto, simbolizando por  $\sigma_{ij} = \text{cov}_{ij}$ , se verifica:

$$\begin{aligned} \sum_{j=1}^n x_j \cdot \text{cov}_{ij} &= \sum_{j=1}^n x_j \cdot \text{cov}(r_i, r_j) = x_1 \text{cov}(r_i, r_1) + x_2 \text{cov}(r_i, r_2) + \dots + x_n \text{cov}(r_i, r_n) = \\ &= \text{cov}(r_i, x_1 r_1) + \text{cov}(r_i, x_2 r_2) + \dots + \text{cov}(r_i, x_n r_n) = \text{cov}(r_i, x_1 r_1 + x_2 r_2 + \dots + x_n r_n) = \\ &= \text{cov}(r_i, \sum_{j=1}^n x_j \cdot r_j), \text{ pero } \sum_{j=1}^n x_j \cdot r_j = r_p, \text{ obteniendo } \sum_{j=1}^n x_j \cdot \text{cov}_{ij} = \text{cov}(r_i, r_p) = \text{cov}_{ip} = \sigma_{ip} \end{aligned}$$

$$\sigma \cdot \mathbf{X} = \begin{bmatrix} \sigma_{11} & \sigma_{12} & \dots & \sigma_{1n} \\ \sigma_{21} & \sigma_{22} & \dots & \sigma_{2n} \\ \dots & \dots & \dots & \dots \\ \sigma_{n1} & \sigma_{n2} & \dots & \sigma_{nn} \end{bmatrix} \cdot \begin{bmatrix} X_1 \\ X_2 \\ \dots \\ X_n \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \sigma_{1p} \\ \sigma_{2p} \\ \dots \\ \sigma_{np} \end{bmatrix}$$

Al estar formadas las carteras por un conjunto de  $n$  títulos con características de riesgo y rentabilidad diversas, es preciso tener en cuenta la contribución de cada uno de ellos a la rentabilidad y al riesgo total de la cartera. Es posible cuantificar para cualquier activo  $i$ , dicha contribución a través de las expresiones siguiente:

A la rentabilidad:  $X_i \cdot E_i$

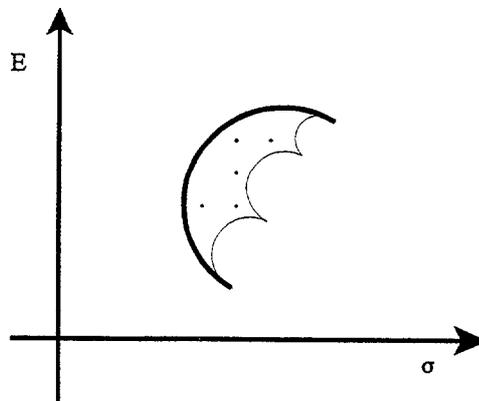
Al riesgo total (varianza):  $X_i \cdot \sigma_{ip}$

En consecuencia, el riesgo total del activo  $i$  en una cartera es proporcional a su covarianza con la misma<sup>20</sup>. Y para todos los activos, se puede obtener el vector fila,  $[c_1, c_2, \dots, c_n]$ , cuyos elementos indican la contribución de cada título a la varianza. Para ello se multiplica el vector fila de composición de la cartera por la matriz diagonal de covarianzas entre cada activo y la cartera:

<sup>20</sup> Fama, E., MacBeth, J. D. (1973): Risk, Return, and Equilibrium: Empirical Tests. *Journal of Political Economy*, vol. 81, n° 3, mayo-junio, p. 608.

$$\begin{bmatrix} X_1, X_2, \dots, X_n \end{bmatrix} \cdot \begin{bmatrix} \sigma_{1p} & 0 & \dots & 0 \\ 0 & \sigma_{2p} & \dots & 0 \\ \dots & \dots & \dots & \dots \\ 0 & 0 & \dots & \sigma_{np} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} C_1, C_2, \dots, C_n \end{bmatrix}$$

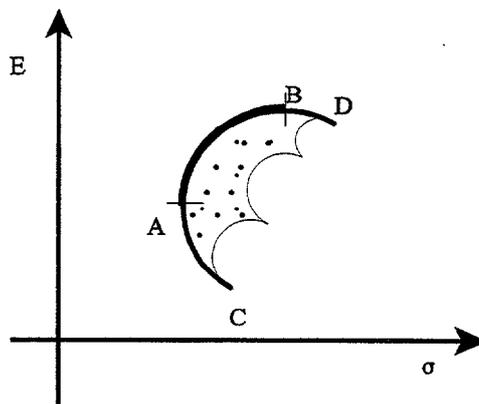
**B) Determinación de las carteras eficientes.** Una vez determinadas por el inversor el conjunto de carteras posibles, cada una de las cuales queda plenamente definida por su rentabilidad, su riesgo y el tanto unitario del presupuesto total que es preciso invertir en cada activo, se hace necesario comparar dichas carteras a efectos de elegir de entre las mismas, las denominadas eficientes. Gráficamente, el conjunto total de carteras disponibles es el siguiente:



Del conjunto de carteras posibles, y teniendo en cuenta que el inversor se comporta de manera racional, o sea, prefiere mayor rendimiento y menor riesgo, las carteras eficientes son aquellas que para un mismo rendimiento, proporcionan el menor riesgo, o bien aquellas que para un determinado riesgo, proporcionan la

máxima rentabilidad. O lo que es lo mismo, las carteras eficientes son aquellas que dentro de su clase de riesgo, permiten maximizar la rentabilidad; o bien, dentro de su clase de rentabilidad, permiten minimizar el riesgo.

Gráficamente, las carteras eficientes están situadas en el arco AB de la línea superior externa CD en el diagrama siguiente, siendo el punto A el correspondiente a la cartera de mínimo riesgo entre todas las posibles, y el B el de la cartera de máxima rentabilidad:



Analíticamente, es posible determinar las características financieras, rentabilidad, riesgo y tanto unitario de inversión en cada activo, resolviendo cualquiera de los dos siguientes problemas de programación cuadrática paramétrica:

a) Fijando el riesgo y maximizando la rentabilidad:

$$\text{Función objetivo: máx. } E_p = \sum_{i=1}^n x_i \cdot E_i$$

$$\text{Restricción paramétrica: } \sigma_p = \sigma^* = \left( \sum_{i=1}^n x_i^2 \cdot \sigma_i^2 + 2 \cdot \sum_{i < j} x_i \cdot x_j \cdot \sigma_{ij} \right)^{1/2}$$

$$\text{Restricción presupuestaria: } \sum_{i=1}^n x_i = 1$$

$$\text{No negatividad: } \forall x_i \geq 0$$

b) Fijando la rentabilidad y minimizando el riesgo:

$$\text{Función objetivo: m\u00edn. } \sigma_p = \left( \sum_{i=1}^n x_i^2 \cdot \sigma_i^2 + 2 \cdot \sum_{i < j} x_i \cdot x_j \cdot \sigma_{ij} \right)^{1/2}$$

$$\text{Restricción param\u00e9trica: } E_p = E^* = \sum_{i=1}^n x_i \cdot E_i$$

$$\text{Restricción presupuestaria: } \sum_{i=1}^n x_i = 1$$

$$\text{No negatividad: } \forall x_i \geq 0$$

También es posible obtener la cartera de mínimo riesgo utilizando la metodología de los multiplicadores de Lagrange<sup>21</sup>. Para ello se forma la siguiente función de Lagrange:

$$F = \sum_{i=1}^n x_i^2 \cdot \sigma_i^2 + 2 \cdot \sum_{i < j} x_i \cdot x_j \cdot \sigma_{ij} + \lambda_1 \cdot \left( \sum_{i=1}^n x_i \cdot E_i - E^* \right) + \lambda_2 \cdot \left( \sum_{i=1}^n x_i - 1 \right)$$

Matricialmente podemos expresar la ecuación precedente de la siguiente forma<sup>22</sup>:

$$F = \mathbf{X}' \cdot \boldsymbol{\sigma} \cdot \mathbf{X} + \lambda_1 \cdot (\mathbf{X}' \cdot \mathbf{E} - E^*) + \lambda_2 \cdot (\mathbf{X}' \cdot \mathbf{I} - 1)$$

Obteniendo las derivadas parciales con respecto a cada una de las variables, se forma el siguiente sistema de (n + 2) ecuaciones lineales con (n + 2) incógnitas, que al ser resuelto permite obtener la composición de la cartera eficiente:

$$\left. \begin{array}{l} \frac{\partial F}{\partial x_i} = 0, \quad | \quad i = 1, 2, \dots, n \\ \frac{\partial F}{\partial \lambda_1} = 0 \\ \frac{\partial F}{\partial \lambda_2} = 0 \end{array} \right\}$$

<sup>21</sup> Jobson, J. D., Korkie, B. (1980): Estimation for Markowitz Efficient Portfolios. *Journal of The American Association*, vol. 75, nº 371, pp. 544-554.

<sup>22</sup> Roll, R. (1977): Op. cit., p. 159.

De acuerdo con lo señalado, el concepto de eficiencia viene determinado por el binomio rentabilidad-riesgo, de modo que una cartera no es eficiente si existe<sup>23</sup>:

- Otra con mayor rentabilidad esperada y menor o igual riesgo.
- Otra con la misma rentabilidad esperada pero menor riesgo.

**C) Elección de la cartera óptima.** Del conjunto de carteras posibles en el plano ( $E, \sigma$ ) al inversor racional sólo le interesan las carteras eficientes, es decir aquellas que tienen la máxima rentabilidad para un riesgo dado, o el mínimo riesgo para una rentabilidad dada.

Podemos hallar la cartera óptima de un inversor concreto teniendo en cuenta la función de utilidad que se ajuste a sus preferencias, la cual da origen al conjunto de curvas de indiferencia rentabilidad-riesgo o de iso-utilidad del citado inversor<sup>24</sup>. En este sentido, es preciso recordar que una curva de indiferencia representa el conjunto de combinaciones de rendimiento esperado y varianza, o sea de rentabilidad y riesgo, en las que un inversor obtiene la misma utilidad.

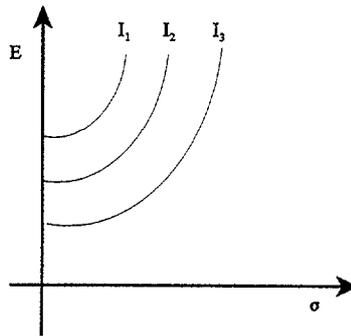
En el contexto en el que nos encontramos, la toma de decisiones en el campo de las finanzas, suponemos que el inversor objeto de nuestro estudio tiene aversión

---

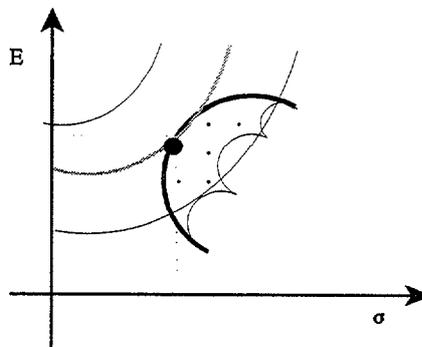
<sup>23</sup> Markowitz, H.(1991): Op. cit., p. 51.  
Sharpe (1963): Op. cit., p. 278.

<sup>24</sup> Alexander, G.J., Sharpe, W.F., Bailey, J.V. (1993): Op. cit., p. 140.

al riesgo, por lo que su comportamiento racional en tal hipótesis, implica que la utilidad esperada es creciente respecto al rendimiento medio de la inversión y decreciente en relación al riesgo. En consecuencia, sus curvas de indiferencia han de ser crecientes y cóncavas, tal y como se muestra en el gráfico siguiente:



Una vez realizadas las estimaciones sobre los rendimientos esperados y la matriz de varianzas-covarianzas de los rendimientos de los títulos que forman parte de una cartera, fijándonos solamente en el conjunto de carteras eficientes y no en el conjunto de todas las carteras posibles, determinamos la frontera eficiente. A partir de la frontera eficiente en el plano (E, σ) añadiremos las curvas de indiferencia del inversor, y la cartera óptima se hallará en el punto de tangencia entre la frontera eficiente y una curva de indiferencia, tal y como se refleja en el gráfico siguiente:



## 2.2.- LA TEORÍA DEL MERCADO DE CAPITALES

### 2.2.1.- Introducción

La Teoría del Mercado de Capitales trata del análisis de las implicaciones de las decisiones tomadas por los inversores sobre los precios de los títulos, es decir, qué relación debería existir entre el rendimiento de los valores y el riesgo si los inversores se comportan de modo óptimo. La Teoría de Carteras y la Teoría del Mercado de Capitales juntas proporcionan un marco para la especificación y la medida del riesgo de inversión, para el desarrollo de relaciones entre el rendimiento esperado y el riesgo de los títulos, y para medir el funcionamiento de las carteras gestionadas, como por ejemplo los Fondos de Inversión<sup>25</sup>.

Sabemos que un modelo económico es una representación abstracta y simplificada de un determinado tipo de fenómenos económicos. En este concepto genérico, y siguiendo a Sharpe<sup>26</sup>, es posible distinguir entre modelos normativos, los cuales constituyen una guía de acción, y modelos positivos, que sirven de pronóstico en un determinado entorno. Por otra parte, es obvio que la valoración de un modelo dependerá del uso que se le vaya a dar, y así, la utilidad de un modelo normativo se

---

<sup>25</sup> Modigliani, F., Pogue, G. (1974): An Introduction to risk and return. *Financial Analysts Journal*, nº 30, pp. 68-80.

<sup>26</sup> Sharpe, W. (1976): *Op. cit.*, p.19.

fundamenta en su capacidad de ayuda al decisor para llevar a cabo sus objetivos, es decir la toma de decisiones. En cuanto a un modelo positivo, su utilidad reside en la capacidad predictiva del mismo. No obstante, es preciso añadir que la separación entre teoría positiva y normativa es difícil de realizar, si bien, en general, la expresión Teoría de Carteras se utiliza para referirse al enfoque normativo y la expresión Teoría del Mercado de Capitales para designar el tratamiento positivo. Por tanto, siguiendo a Sharpe<sup>27</sup> sólo hay un modelo fundamental, el cual, dependiendo de la finalidad concreta de su utilización, constituye un modelo normativo o un modelo positivo.

Partiendo de la hipótesis que los individuos toman sus decisiones de inversión bajo condiciones de incertidumbre parcial, o sea de acuerdo con el modelo de dos parámetros, media-varianza, de selección de carteras, el objetivo de la teoría normativa, al servir como guía de acción, consiste en explicar qué se debe hacer, o sea, cómo deberían ser tomadas las decisiones de inversión en activos financieros, no preocupándose del efecto de estas decisiones individuales sobre el mercado de capitales. Por otro lado, la Teoría del Mercado de Capitales intenta analizar las implicaciones del equilibrio general en los precios de los activos financieros y otras relaciones de mercado, si todos los inversores se comportan de acuerdo con la Teoría de Carteras.

---

<sup>27</sup> Ídem.

Para construir y desarrollar una teoría positiva del mercado de capitales hemos de partir de unos supuestos restrictivos que simplifican el fenómeno a estudiar. Estos supuestos básicos son<sup>28</sup>:

- a) Todos los inversores son diversificadores eficientes en el sentido de Markowitz, por lo que se comportan racionalmente y tratan de maximizar su función de utilidad.
- b) La función de utilidad esperada se basa en los dos primeros momentos de la función de distribución de probabilidad de la rentabilidad, o sea, en la rentabilidad esperada o esperanza matemática y en la varianza, o en su raíz cuadrada, la desviación típica. Es decir,  $U=F(E_p, \sigma_p^2)$ .
- c) Las funciones de utilidad de los inversores son monótonas crecientes y convexas, por lo que se verifica que  $\partial U/\partial E_p > 0$ , es decir a igualdad de riesgo es preferible una mayor rentabilidad, y  $\partial U/\partial \sigma_p^2 < 0$ , a igualdad de rentabilidad es preferible el menor riesgo.
- d) Cualquier cantidad de dinero puede ser prestada o dada a préstamo al tanto de interés libre de riesgo.

---

<sup>28</sup> Puede consultarse:  
Sharpe, W. (1964): Op. cit., pp. 433-436.  
Francis, J.C., Archer, S.H. (1977): Op. cit., pp. 125-127.

- e) Los inversores tienen expectativas homogéneas, o sea los inversores contemplan distribuciones de probabilidad de los títulos idénticas en lo referente a los tantos de rentabilidad futuros.
  
- f) Los inversores tienen el mismo horizonte temporal de un período.
  
- g) No existen impuestos ni costes de transacción para la compra y venta de los títulos.
  
- h) No existe inflación ni cambio en el nivel de los tipos de interés.
  
- i) Los mercados de capitales están en equilibrio, siendo por tanto la oferta de títulos igual a la demanda.

### 2.2.2.- Modelo de Sharpe

El modelo más conocido y apreciado en los medios universitarios<sup>29</sup> para estimar la rentabilidad y el riesgo de una inversión en activos financieros, es el desarrollado por Sharpe<sup>30</sup> para simplificar los cálculos requeridos por el modelo media-varianza de Markowitz, que hacían a este modelo poco aplicable en la práctica<sup>31</sup>.

Sharpe simplifica el modelo de Markowitz introduciendo la hipótesis de que la rentabilidad de cualquier activo viene explicada a través de su relación, mediante una función lineal, con un índice representativo de la evolución de la actividad económica<sup>32</sup>, dando así origen al denominado “modelo diagonal” de Sharpe. Posteriormente este modelo fue mejorado por Treynor<sup>33</sup>, sustituyendo el índice por

---

<sup>29</sup> Jacquillat, B., Solnik, B. (1975): Mercados financieros y gestión de carteras de valores. Madrid, Ed. Tecniban, pp. 48-49.

<sup>30</sup> Sharpe W. (1963): Op. cit., pp. 227-293.

<sup>31</sup> El modelo de Markowitz resuelve teóricamente el problema de obtención de carteras eficientes y posterior elección de la óptima. Ahora bien, el gran inconveniente que presenta es el elevado número de estimaciones que han de realizarse cuando el número de valores en estudio es suficientemente alto. En este sentido, para una cartera formada por  $n$  valores, es preciso disponer de  $\frac{n(n+3)}{2}$  estimaciones, correspondiendo  $n$  a la media o esperanza matemática de los  $n$  valores,  $n$  a la varianza de dichos valores y  $\frac{n^2 - n}{2}$  a la covarianza entre pares de valores.

<sup>32</sup> Sharpe, W. (1963): Op. cit., p. 281.

<sup>33</sup> Treynor, J. L. (1965): How to Rate Management of Investment Funds. Harvard Business Review, enero-febrero, pp. 63-75.

la rentabilidad del mismo, obteniéndose así el conocido como “modelo de mercado” de Sharpe.

Es necesario destacar que la gran importancia de la aportación de Sharpe no reside únicamente en conseguir simplificar<sup>34</sup> enormemente los cálculos en relación con el modelo de Markowitz, sino fundamentalmente en haber logrado desagregar el riesgo total asociado a la rentabilidad de cualquier activo financiero en dos componentes principales, relativos a las características del mercado financiero y a las del propio activo. Además, su modelo le sirvió de base para posteriormente, como señalaremos oportunamente, desarrollar un importantísimo modelo general de valoración de activos financieros, y hacer posible obtener una medida de la prima de riesgo que, en condiciones de equilibrio de los mercados financieros, demandan los inversores por destinar sus recursos a inversiones arriesgadas, frente a aquellas carentes de riesgo.

De acuerdo con lo señalado, el modelo de mercado de Sharpe indica que, en cualquier período de tiempo, la rentabilidad de un activo financiero cualquiera viene explicada por una función lineal de variable independiente la rentabilidad del mercado, siendo la variable dependiente la rentabilidad de dicho activo. Ahora bien, como es evidente que existe un conjunto de factores, distintos a la rentabilidad del

---

<sup>34</sup> Para formar una cartera con  $n$  valores, de acuerdo con el modelo de mercado de Sharpe, son necesarias un total de  $(3n+2)$  estimaciones de los parámetros estadístico-financieros, como posteriormente analizaremos.

mercado, que también inciden en la rentabilidad de un activo financiero, dicha relación lineal no puede ser expresiva de una relación determinista entre la rentabilidad del activo y la del mercado, sino de una relación estocástica, por lo que es preciso adicionar a la rentabilidad del mercado un sumando que refleje esos otros factores. Todo ello implica que la variable aleatoria representativa de la rentabilidad del título  $i$  sigue un proceso estocástico en el tiempo relacionado con el seguido por la variable aleatoria indicativa de la rentabilidad del mercado, lo que da lugar a que dicho proceso se exprese analíticamente a través del conocido modelo econométrico de regresión lineal simple<sup>35</sup>:  $r_i = a_i + \beta_i \cdot R_M + \epsilon_i$ , que en un contexto de serie temporal se puede expresar:

$$r_{it} = a_i + \beta_i R_{Mt} + \epsilon_{it} \quad \text{con } i = 1, 2, \dots, n \text{ y } t = 1, 2, \dots, T$$

siendo:

$r_{it}$ : variable aleatoria o rendimiento del activo  $i$  durante el período temporal  $t$ .

$R_{Mt}$ : variable aleatoria explicativa de la rentabilidad del activo  $i$  o rendimiento del mercado<sup>36</sup> durante el mismo período de tiempo.

---

<sup>35</sup> El modelo de mercado y, en general, el modelo de un solo índice, se sustenta en idénticas hipótesis que el modelo econométrico de regresión lineal simple, como puede verse en:

Elton, E. J., Gruber, M. J. (1991): *Modern Portfolio Theory and Investment Analysis*. Nueva York, Ed. John Wiley, p. 101.

<sup>36</sup> En las aplicaciones empíricas del modelo, como rendimiento del mercado se suele tomar el tipo de rentabilidad correspondiente a un índice bursátil representativo de la evolución del mercado financiero en el que se negocia el título en cuestión. Así, se puede tomar para el mercado español el Índice General de la Bolsa de Madrid o el Ibex-35.

$\epsilon_{it}$ : perturbación o variable aleatoria que recoge todos aquellos factores individualmente irrelevantes que influyen o afectan al rendimiento del activo  $i$ .

$\beta_i$ : parámetro o coeficiente de regresión a estimar, que indica el peso o grado de intensidad con que las fluctuaciones de la rentabilidad del mercado afectan a la rentabilidad del activo financiero.

$a_i$ : parámetro a estimar que mide la parte de la rentabilidad del activo  $i$  independiente de la rentabilidad del mercado y del conjunto de factores registrados en la perturbación aleatoria.

Como es conocido, las hipótesis que sustentan el modelo de regresión lineal simple, son las siguientes:

La perturbación aleatoria es una variable que se distribuye normalmente<sup>37</sup> con media nula y varianza constante. Ello implica, en el caso del modelo de mercado de Sharpe, que el conjunto de factores irrelevantes individualmente, que si bien inciden en la rentabilidad del título, se anulan unos con otros debido a su irrelevancia. Además, la hipótesis de homoscedasticidad o de varianza constante en el intervalo temporal analizado, supone que con independencia del valor tomado por la variable

---

<sup>37</sup> El supuesto de normalidad se incluye y se acepta en virtud del Teorema Central del Límite, según el cual la suma de un número elevado de variables aleatorias independientes presenta una distribución aproximadamente normal. Este supuesto, si bien no es necesario para la obtención de múltiples resultados en el modelo de regresión lineal, es útil para la construcción de estadísticos válidos para realizar contrastes de hipótesis. Puede verse en este sentido:

Greene, W.H. (1999): Op. cit., p. 228.

Pérez Suárez, R., López Menéndez, A. J. (1997): Análisis de datos económicos II: Métodos inferenciales. Madrid, Ed. Pirámide S.A., p. 210.

explicativa o rentabilidad del mercado, la desviación de la variable perturbación aleatoria es constante. Analíticamente:

$$E(\epsilon_{it})=0, \text{Var}(\epsilon_{it})=\sigma_{\epsilon_i}^2, \forall t = 1, 2, \dots, T; \epsilon_i \rightarrow N(0, \sigma_{\epsilon_i}^2)$$

No existe autocorrelación entre las perturbaciones aleatorias, lo que implica que tales variables son independientes entre sí, tanto las correspondientes al mismo activo para períodos distintos de tiempo, como las relativas a idénticos períodos, pero distintos activos. Además, el término de perturbación también es independiente de la variable explicativa o rentabilidad del mercado. Analíticamente podemos expresar:

$$\text{Cov}(\epsilon_{it}, \epsilon_{jt})=0 \text{ si } i \neq j; \text{Cov}(\epsilon_{it}, \epsilon_{it'})=0; \text{Cov}(\epsilon_{it}, R_{Mt})=0$$

Como es conocido, el modelo de regresión lineal simple supone que la variable explicativa no es estocástica, pues los datos empíricos de la misma son obtenidos normalmente a través de un proceso de información y no de experimentación, permaneciendo fijos de una muestra a otra. Sin embargo, los valores observados de la rentabilidad del mercado, así como los correspondientes a la rentabilidad de cada activo, son desconocidos, estando ambos influenciados por múltiples acontecimientos, tanto económicos como políticos que los hacen impredecibles, por lo que tal hipótesis de determinismo, no es aplicable a la rentabilidad del mercado, siendo, por lo tanto, la misma una variable estocástica. En esta misma línea, sabemos que, en general en Economía y para cada período temporal

se dispone únicamente de una sola muestra<sup>38</sup>, constituida, en el caso del modelo de Sharpe, por los valores que realmente han tomado tanto la rentabilidad del activo objeto de estudio como la rentabilidad del mercado. En consecuencia, disponiendo de las series históricas observadas, tanto para la rentabilidad del activo como la del mercado, y utilizando el conocido método de los mínimos cuadrados, se efectúa la estimación de los parámetros de la regresión para un activo concreto. Su objetivo es poder expresar una relación numérica entre el valor estimado de la rentabilidad del activo y la del mercado, de tal forma que los parámetros estimados se aproximen lo más posible a los verdaderos valores de los correspondientes parámetros poblacionales. En este sentido, es preciso recordar que bajo las hipótesis correspondientes al modelo de regresión lineal simple, cada parámetro estimado con los datos muestrales, constituye un estimador lineal de las observaciones reales de la rentabilidad de cada activo, insesgado y óptimo, y en consecuencia eficiente, que se conoce como ELIO<sup>39</sup>. Ahora bien, en el modelo de mercado de Sharpe, se ha introducido la hipótesis según la cual la variable explicativa o rentabilidad del mercado es estocástica; si bien, tal hipótesis no altera en absoluto las propiedades de los estimadores mínimo cuadráticos, o sea continúan siendo lineales, insesgados y óptimos<sup>40</sup>.

---

<sup>38</sup> Novales, A. (1993): *Econometría*. Madrid, Ed. McGraw-Hill, p. 69.

<sup>39</sup> Un estimador de un parámetro poblacional es insesgado cuando su esperanza matemática coincide con el valor del parámetro que pretende aproximar. Un estimador se considera óptimo cuando es el de mínima varianza.

<sup>40</sup> En efecto, el Teorema de Gauss-Markov, según el cual los estimadores mínimo cuadráticos son ELIO, se generaliza a la hipótesis de regresores estocásticos. Puede verse en tal sentido:

Greene, W.H. (1999): *Op. cit.*, p. 228.

Uriel Jiménez, E., Gea Rosat, I. (1997): *Econometría aplicada*. Madrid, Ed. AC, p.232.

**A) Análisis de los activos.**

Teniendo en cuenta lo señalado en cuanto a qué variables del modelo son aleatorias, se verifica para cualquier activo  $i$  la siguiente ecuación expresiva de su media o esperanza de rentabilidad:

$$E(r_i) = a_i + \beta_i \cdot E(R_M)$$

o lo que es lo mismo:

$$E_i = a_i + \beta_i \cdot E_M$$

La expresión anterior permite descomponer la rentabilidad de cada activo en dos sumandos: uno de ellos independiente del mercado, y el otro indicativo de la parte de rentabilidad que es función del mercado<sup>41</sup>.

Disponiendo de las series históricas de rentabilidades, tanto del activo como del mercado, se pueden estimar los parámetros  $a_i$  y  $\beta_i$  por mínimos cuadrados ordinarios, obteniéndose el valor de  $a_i$  una vez calculado el de  $\beta_i$ , tal que  $\beta_i = \frac{\sigma_{iM}}{\sigma_M^2}$ .

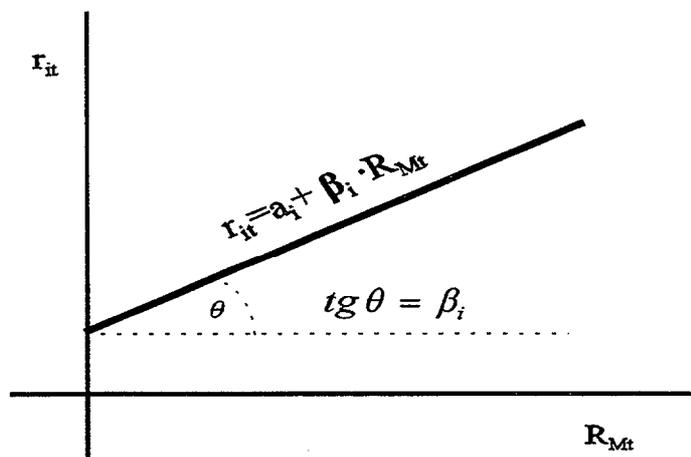
Es preciso resaltar que el coeficiente beta de un activo nos indica la variación unitaria en la rentabilidad del mismo por unidad de variación en la rentabilidad del mercado, lo cual, como es conocido, permite clasificar los activos financieros según su

---

<sup>41</sup> Elton, E. J., Gruber, M. J. (1991): Op. cit., p. 100.

coeficiente beta, en tres clases: los de beta superior a uno o agresivos, ya que ante variaciones en la rentabilidad del mercado, presentan unas variaciones mayores, es decir, son más volátiles que el índice del mercado; los de beta inferior a uno o defensivos<sup>42</sup>, pues las variaciones en su rentabilidad son inferiores a las registradas en el mercado, es decir, menos volátiles; y aquellos con beta igual a la unidad, cuando las variaciones en su rentabilidad coinciden con las correspondientes al mercado, o sea, tienen idéntica volatilidad que el mismo.

La recta que mejor se ajusta a la nube de puntos definida por la regresión  $r_{it} = \alpha_i + \beta_i \cdot R_{Mt} + \varepsilon_{it}$ , ha sido denominada por Treynor<sup>43</sup> “línea característica” de un activo, como se muestra en el siguiente gráfico:



<sup>42</sup> Normalmente los activos tienen beta positiva, siendo poco usual encontrar activos con beta negativa, ya que en éstos, las variaciones en su rentabilidad son de signo contrario a las del mercado, pues ante un alza general, su rentabilidad disminuye proporcionalmente a su beta, y viceversa.

<sup>43</sup> Treynor, J. L. (1965): Op. cit., pp. 64-66.

Tal y como hemos señalado, la varianza de la variable aleatoria rentabilidad de un activo, constituye una medida del riesgo de dicho activo. Así tenemos<sup>44</sup>:

$$\text{var}(r_i) = \sigma_i^2 = \beta_i^2 \cdot \sigma_M^2 + \sigma_{\epsilon_i}^2$$

De acuerdo con lo expuesto, la idea fundamental en la que se basa este modelo, es que las fluctuaciones de las rentabilidades de los activos financieros son debidas a la influencia del mercado en general y a las circunstancias específicas de cada uno de ellos en particular. Por tanto, el modelo de mercado permite descomponer la variabilidad total de la rentabilidad de un activo en dos sumandos<sup>45</sup>:

Una parte,  $\beta_i^2 \cdot \sigma_M^2$ , debida a la influencia del mercado, es decir que surge de la relación del activo  $i$  con los movimientos generales del mercado. Es el riesgo sistemático, debido a las condiciones generales de los mercados financieros, y afecta a todos los activos financieros negociados en tales mercados. Este riesgo es debido por ejemplo a cambios en el ciclo económico, reformas de impuestos, cambios de tipos de interés, de inflación, etc.

---

<sup>44</sup> En efecto:  $\text{Var}(r_i) = E(r_i - E_i)^2 = E(a_i + \beta_i \cdot R_M + \epsilon_i - a_i - \beta_i E_M)^2 = E[\beta_i \cdot (R_M - E_m) + \epsilon_i]^2 = \beta_i^2 \cdot \text{Var}(R_M) + \text{Var}(\epsilon_i) + 2 \cdot \beta_i \cdot E[(R_M - E_m) \cdot \epsilon_i] = \beta_i^2 \cdot \text{Var}(R_M) + \text{Var}(\epsilon_i) = \beta_i^2 \cdot \sigma_M^2 + \sigma_{\epsilon_i}^2$

<sup>45</sup> Alexander, G. J., Sharpe, W. F., Bailey, J. V. (1993): Op. cit., p.175

Otra parte debida a las características específicas del activo  $i$ ,  $\sigma_{ei}^2$ . Es el riesgo no sistemático, específico o idiosincrásico, como por ejemplo el riesgo propio de las empresas, riesgos financieros, etc.

De este modo, según el modelo de mercado, el riesgo total de cualquier activo depende de dos componentes, el riesgo sistemático o de mercado y el riesgo específico o no sistemático, y viene dado por la relación ya señalada:

$$\sigma_i^2 = \beta_i^2 \cdot \sigma_M^2 + \sigma_{ei}^2$$

De esta descomposición del riesgo total de un activo en dos sumandos, al dividir uno de ellos, el riesgo sistemático, entre el riesgo total,  $\frac{\beta_i^2 \cdot \sigma_M^2}{\sigma_i^2}$ , se

determina qué tanto unitario representa dicho riesgo sistemático o de mercado sobre el total. Por otra parte, sabemos que el coeficiente de correlación lineal entre la rentabilidad de un activo  $i$  y el índice de mercado se obtiene a través de la expresión

$\rho_{iM} = \frac{\sigma_{iM}}{\sigma_i \sigma_M}$ , siendo su cuadrado el coeficiente de determinación<sup>46</sup>, o sea  $\rho_{iM}^2 = R^2$ , el cual, como sabemos, indica el grado del ajuste realizado, o lo que es lo mismo, qué parte de la variación total de la rentabilidad del activo  $i$  viene explicada por el modelo ajustado.

<sup>46</sup> Puede verse, por ejemplo:  
Johnston, J. (1975): Métodos de Econometría. Barcelona, Ed. Vicens-Vives, pp. 33-36.

De acuerdo con lo expuesto, se tiene  $\rho_{iM}^2 = \frac{\sigma_{iM}^2}{\sigma_i^2 \sigma_M^2}$ , pero sabemos que el coeficiente beta de un activo  $i$  se obtiene a través de  $\beta_i = \frac{\sigma_{iM}}{\sigma_M^2}$ , y al sustituir este valor en la expresión del coeficiente de determinación, se llega a

$$\rho_{iM}^2 = \frac{\beta_i^2 \cdot \sigma_M^2}{\sigma_i^2} = R^2 .$$

Por tanto, si bien estadísticamente, el coeficiente  $R^2$  de determinación pone de manifiesto la bondad del ajuste lineal realizado, desde el punto de vista financiero también nos informa de qué parte del riesgo total constituye riesgo sistemático o de mercado. Y en consecuencia, también podemos deducir qué parte de ese riesgo total es riesgo propio o específico del activo correspondiente.

Por consiguiente, un coeficiente de determinación bajo, si bien indica un grado de ajuste pequeño, también pone de manifiesto un aspecto financiero importante: el riesgo específico o propio de ese activo es alto y en consecuencia la variabilidad de la rentabilidad del mismo depende en gran medida de factores internos y propios del activo, y no de factores externos, del sistema o del mercado.

En línea con lo señalado, un coeficiente de determinación alto, indicativo de un alto grado de ajuste, pone de manifiesto asimismo que el riesgo de mercado del título es alto y por ello la variabilidad de la rentabilidad del mismo depende en gran medida de factores externos, del sistema o del mercado.

De igual forma que en el modelo de Markowitz se analiza la correlación existente entre dos activos, con la metodología introducida por Sharpe para descomponer la rentabilidad, también es preciso estudiar el grado de incidencia que la variación en la rentabilidad de un activo tiene en la de otro. Ello es posible llevarlo a cabo a través del cálculo de la covarianza entre sus rentabilidades. En este sentido, sabemos que se verifica:

$$\text{cov}_{ij} = E\left[(r_i - E_i) \cdot (r_j - E_j)\right]$$

Y al sustituir por los valores correspondientes, se llega a:

$$\text{cov}_{ij} = \beta_i \cdot \beta_j \cdot \sigma_M^2 = \sigma_{ij}$$

La expresión anterior pone de manifiesto que la variación conjunta de las rentabilidades de dos activos, depende tanto de la magnitud de los movimientos del mercado, expresada por su varianza, como del grado de respuesta en la variación de la rentabilidad de cada uno con respecto a la variación del mercado, dado por su respectivo coeficiente beta<sup>47</sup>.

---

<sup>47</sup> Haugen, R. A. (1990): *Modern Investment Theory*. Nueva Jersey, Ed. Prentice-Hall International, p. 155.

**B) Análisis de las carteras.**

Del mismo modo podemos aplicar lo anteriormente visto para un activo a una cartera, ya que, tal y como hemos señalado, la rentabilidad de una cartera es una variable aleatoria suma de las variables aleatorias de las rentabilidades de cada título, ponderadas según el tanto unitario de inversión en cada uno de ellos. Por tanto, para todo momento del tiempo, se tiene:

$$r_p = X_1 \cdot r_1 + X_2 \cdot r_2 + \dots + X_n \cdot r_n = \sum_{i=1}^n X_i \cdot r_i$$

Y teniendo en cuenta la descomposición de  $r_i$ , se llega a:

$$r_p = \sum_{i=1}^n x_i \cdot (a_i + \beta_i \cdot R_M + \varepsilon_i) = \sum_{i=1}^n x_i \cdot a_i + R_M \cdot \sum_{i=1}^n x_i \cdot \beta_i + \sum_{i=1}^n x_i \cdot \varepsilon_i$$

Siendo:

$$a_p = \sum_{i=1}^n x_i \cdot a_i = [x_1, x_2, \dots, x_n] \cdot \begin{bmatrix} a_1 \\ a_2 \\ \dots \\ a_n \end{bmatrix}$$

$$\beta_p = \sum_{i=1}^n x_i \cdot \beta_i = [x_1, x_2, \dots, x_n] \cdot \begin{bmatrix} \beta_1 \\ \beta_2 \\ \dots \\ \beta_n \end{bmatrix}$$

$$\varepsilon_p = \sum_{i=1}^n x_i \cdot \varepsilon_i = [x_1, x_2, \dots, x_n] \cdot \begin{bmatrix} \varepsilon_1 \\ \varepsilon_2 \\ \dots \\ \varepsilon_n \end{bmatrix}$$

se obtiene:

$$r_p = a_p + \beta_p \cdot R_M + \varepsilon_p$$

que podemos expresar matricialmente:

$$r_p = [x_1, x_2, \dots, x_n] \cdot \begin{bmatrix} a_1 & \beta_1 \cdot R_M & \varepsilon_1 \\ a_2 & \beta_2 \cdot R_M & \varepsilon_2 \\ \dots & \dots & \dots \\ a_n & \beta_n \cdot R_M & \varepsilon_n \end{bmatrix}$$

En consecuencia, la rentabilidad y el riesgo de la cartera, se pueden expresar

como:

$$E_p = a_p + \beta_p \cdot E_M$$

$$\sigma_p^2 = \beta_p^2 \cdot \sigma_M^2 + \sigma_{\epsilon p}^2$$

o bien matricialmente:

$$E_p = [x_1, x_2, \dots, x_n] \cdot \begin{bmatrix} a_1 & \beta_1 E_M \\ a_2 & \beta_2 E_M \\ \dots & \dots \\ a_n & \beta_n E_M \end{bmatrix}$$

$$\sigma_p^2 = [x_1, x_2, \dots, x_n, \beta_p] \cdot \begin{bmatrix} \sigma_{\epsilon 1}^2 & 0 & \dots & 0 & 0 \\ 0 & \sigma_{\epsilon 2}^2 & \dots & 0 & 0 \\ \dots & \dots & \dots & \dots & \dots \\ 0 & 0 & \dots & \sigma_{\epsilon n}^2 & 0 \\ 0 & 0 & \dots & 0 & \sigma_M^2 \end{bmatrix} \cdot \begin{bmatrix} x_1 \\ x_2 \\ \dots \\ x_n \\ \beta_p \end{bmatrix}$$

De acuerdo con las expresiones anteriores, el riesgo total de una cartera también es posible descomponerlo, al igual que el de un activo, en dos sumandos: el riesgo sistemático y el riesgo específico. De este modo, el sumando  $\beta_p^2 \cdot \sigma_M^2$  indica la parte de riesgo debida a las influencias del mercado, es decir, aquella que depende de la relación de todos los títulos que componen la cartera con los movimientos generales del mercado; es el denominado riesgo sistemático o riesgo no diversificable. Este riesgo es debido por ejemplo a cambios en el ciclo económico,

reformas de impuestos, cambios de tipos de interés, de inflación, etc. que influyen en cada uno de los distintos títulos que componen la cartera y por tanto también en ella.

El otro sumando representa la parte de riesgo consecuencia de las características específicas de los activos que integran la cartera,  $\sigma_{\epsilon p}^2$ ; es el riesgo no sistemático, diversificable o específico.

La división del riesgo total en riesgo sistemático y riesgo no sistemático es fundamental en la gestión de carteras debido al efecto de la diversificación. Como es conocido, la diversificación implica una combinación de activos financieros con características de riesgo y rentabilidad distintas, a fin de que las fluctuaciones negativas producidas en la rentabilidad de algunos de ellos, se compensen con las positivas habidas en otros, de tal forma que la rentabilidad global o de la cartera no se vea sustancialmente modificada, permaneciendo prácticamente estable ante variaciones en las rentabilidades de los títulos que la componen. Por tanto, a medida que se diversifica la composición de la misma, añadiéndole nuevos títulos, disminuye el riesgo específico en relación con el riesgo total.

Existen distintos tipos de diversificación<sup>48</sup>, pero la que nos interesa es la llamada diversificación en el sentido de Markowitz, basada en la combinación de

---

<sup>48</sup> Como por ejemplo la diversificación ingenua, que sugiere la posesión de muchos títulos diversos, y cuanto mas mejor, sin fijarse en sus características de rendimiento y riesgo, y prescindiendo también de la covarianza entre los títulos, reduciendo así el riesgo de una cartera hasta el nivel de riesgo sistemático. Ver al respecto: Fisher, L., Lorie, J. (1970): Some Studies of Variability of Returns Investments In Common Stock. *Journal of Business*, pp. 99-134.

activos financieros que tienen una correlación o covarianza menos que perfecta, para reducir, de este modo, el riesgo de la cartera sin sacrificar la rentabilidad, ya que la rentabilidad y el riesgo de cada activo no se ven afectados por combinar unos valores con otros y sólo se reduce el riesgo total de la misma.

Siguiendo la descomposición del riesgo total propuesta por Sharpe, éste estará formado, por un lado, por el riesgo no sistemático o específico de la cartera, y por otro, por el riesgo sistemático, que depende tanto del riesgo del mercado como del coeficiente beta de la cartera, de forma que cuanto mayor sea el mismo, más vinculado estará el rendimiento de la cartera a las fluctuaciones de mercado. Sólo es posible disminuir el riesgo sistemático o de mercado mediante una adecuada diversificación, incidiendo en los títulos que componen la cartera y para ello hemos de tener en cuenta el valor de los coeficientes beta de dichos títulos, y como por regla general estos betas son positivos, es imposible anular por completo el riesgo sistemático, por lo que nunca llegará a eliminarse. En cambio, mediante una diversificación adecuada puede llegar a anularse<sup>49</sup> por completo el riesgo específico. En efecto, teniendo en cuenta que al aumentar el número de títulos de una cartera, la participación de cada uno de ellos en la misma, disminuye<sup>50</sup>, podemos considerar una cartera en la que cada activo figura en idéntica proporción, por lo que su riesgo específico se obtiene de la expresión:

---

<sup>49</sup> Existen numerosos trabajos al respecto, como por ejemplo: Evans, J., Archer, S. (1968): *Diversification and the Reduction of Dispersion: An Empirical Analysis*. *The Journal of Finance*, pp. 761-769.

<sup>50</sup> Alexander, G. J., Sharpe, W. F., Bailey, F. V. (1993): *Op. cit.*, pp. 174-177.

$$\sigma_{ep}^2 = \sum_{i=1}^n x_i^2 \cdot \sigma_{ei}^2 = \sum_{i=1}^n \frac{1}{n} \cdot \sigma_{ei}^2$$

y al crecer indefinidamente  $n$ , el mismo se anula, con lo que el riesgo total es  $\sigma_p^2 = \beta_p^2 \cdot \sigma_M^2$ , o sea, el riesgo de mercado. En consecuencia, en una cartera

eficiente el riesgo propio o específico se elimina con la diversificación, por lo que

$\sigma_{ep}^2 = 0$ , y su riesgo total será  $\sigma_p^2 = \beta_p^2 \cdot \sigma_M^2$ , de donde el coeficiente

beta,  $\beta_p = \frac{\sigma_p}{\sigma_M}$ , constituye una medida del grado de diversificación, o sea una medida del grado de eficiencia de la cartera desde el punto de vista del riesgo<sup>51</sup>.

El riesgo de una cartera dependerá por tanto de tres factores:

- El riesgo individual de cada título que forma parte de la misma. Una cartera será más arriesgada cuando los títulos que la componen tengan un beta elevado. Este coeficiente beta basta para caracterizar el riesgo de una cartera bien diversificada.

---

<sup>51</sup> Para un valor individual el riesgo relevante no es ya el medido por su desviación estándar, sino el efecto marginal que este valor tiene sobre la desviación estándar de la cartera bien diversificada, o sea sobre su riesgo sistemático. Por lo que el inversor debe relacionar la rentabilidad esperada de un título no con su grado de riesgo total, sino con su riesgo sistemático. Así, el coeficiente beta de un activo integrante de una cartera eficiente, constituye una medida relevante del riesgo del mismo. Puede verse: Elton, E. J., Gruber, M. J. (1991): Op. cit., p.107.

- El número de títulos que componen la cartera así como la proporción de dichos títulos en la misma.
- El grado de dependencia de las variaciones entre los títulos que componen la cartera, ya que a mayor independencia mayor reducción del riesgo de la misma. Una medida matemática del grado de dependencia entre las rentabilidades de los títulos de una cartera es el coeficiente de correlación entre los pares de valores.

Por tanto, el riesgo de una cartera no depende sólo del riesgo, varianza, de cada uno de los valores que constituyen la misma, sino también de la relación existente, covarianza, entre dichos valores. Por ello debemos combinar adecuadamente los activos integrantes de una cartera para que se produzca el efecto de reducción de riesgo.

Tal y como hemos señalado en cuanto a la descomposición del riesgo de un activo, en una cartera, al poder efectuar globalmente idéntica descomposición en dos sumandos, al dividir uno de ellos, el riesgo sistemático, entre el riesgo total, se obtiene qué tanto unitario representa dicho riesgo sistemático o de mercado sobre el total, indicándonos el grado de diversificación de la cartera:  $d_p = \frac{\beta_p^2 \cdot \sigma_M^2}{\sigma_p^2}$ . En efecto, tal y como hemos señalado en el análisis de los efectos de la diversificación, en las carteras eficientes o bien diversificadas, el riesgo específico se anula, por lo que el riesgo total coincide con el sistemático y, por consiguiente, el coeficiente

anterior toma el valor uno. En consecuencia, cuanto mayor sea la diferencia con respecto a la unidad del citado coeficiente, menor grado de diversificación tiene la cartera correspondiente, pues su riesgo específico es superior a cero.

**C) Determinación de las carteras eficientes y óptimas.**

De igual forma a como se realiza en el modelo de Markowitz, es preciso determinar, entre el conjunto de carteras posibles, aquellas que son eficientes. En tal sentido, seguimos teniendo en cuenta el comportamiento racional del inversor, por lo que podemos obtener tales carteras de acuerdo con lo siguiente:

a) Fijando el riesgo y maximizando la rentabilidad:

Función objetivo: máx. 
$$E_p = \sum_{i=1}^n x_i \cdot E_i$$

Restricción paramétrica: 
$$\sigma_p = \sigma^* = \left( \beta_p^2 \cdot \sigma_M^2 + \sum_{i=1}^n x_i^2 \cdot \sigma_{\epsilon_i}^2 \right)^{1/2}$$

Restricción presupuestaria: 
$$\sum_{i=1}^n x_i = 1$$

No negatividad:  $\forall x_i \geq 0$

b) Fijando la rentabilidad y minimizando el riesgo:

$$\text{Función objetivo: mín. } \sigma_p = \left( \beta_p^2 \cdot \sigma_M^2 + \sum_{i=1}^n x_i^2 \cdot \sigma_{\epsilon_i}^2 \right)^{1/2}$$

$$\text{Restricción paramétrica: } E_p = E^* = \sum_{i=1}^n x_i \cdot E_i$$

$$\text{Restricción presupuestaria: } \sum_{i=1}^n x_i = 1$$

No negatividad:  $\forall x_i \geq 0$

Del conjunto de carteras eficientes determinadas anteriormente, podemos hallar la cartera óptima de un inversor concreto teniendo en cuenta la función de utilidad que se ajuste a sus preferencias, tal y como se realiza para el modelo de Markowitz.

### D) La línea del mercado de capitales

Con el paso del tiempo, se fueron desarrollando y ampliando las hipótesis del modelo de Markowitz, mejorándose los planteamientos iniciales y haciéndolos más generales. Así, en concordancia con las hipótesis expuestas, en el sentido de que los activos financieros se negocian en mercados de capitales perfectos, se desarrolló la hipótesis según la cual los inversores pueden prestar y tomar prestada cualquier cuantía monetaria<sup>15</sup>. De este modo, se introduce la posibilidad de que el inversor no invierta todo su presupuesto en activos con riesgo, sino que una parte del mismo se destine a la adquisición de activos sin riesgo, se ceda en préstamo al tipo de interés sin riesgo  $R_f$ , e incluso se contempla la posibilidad de endeudarse invirtiendo una cantidad superior a su presupuesto disponible. Por tanto, al incluir estas posibilidades, o sea, prestar o suscribir títulos, y tomar en préstamo, equivalente a la emisión de activos, al tipo de interés libre de riesgo, la cartera estará formada por dos tipos de activos, activos con riesgo y activos sin riesgo, siendo  $i$  un activo o una cartera eficiente, y  $f$  el activo sin riesgo, caracterizados por su riesgo y rentabilidad de forma que:  $i \equiv (E_i, \sigma_i)$ ;  $f \equiv (R_f, \sigma_f = 0)$ ; y  $cov_{if} = 0$ . El rendimiento de la cartera  $P$  es una variable aleatoria  $r_p$  que verifica:  $r_p = X \cdot r_i + (1 - X) \cdot R_f$ . Y al realizar

<sup>15</sup> Tobin, J. (1958): Op. cit., pp. 65-86.  
 Sharpe, W. (1963). Op. cit., pp. 285-291.  
 Lintner, J. (1965): Op. cit., pp. 19-34.

distintas transformaciones<sup>16</sup> algebraicas se obtiene la expresión:

$$E_p = R_f + (E_i - R_f) \cdot \frac{\sigma_p}{\sigma_i}$$

que representa la ecuación de una recta, por lo que la relación entre los parámetros que definen  $i$ ,  $f$  y  $P$ , es una relación lineal. Por tanto, la curva de carteras eficientes del modelo de Markowitz se convierte en una recta, y la relación entre la rentabilidad esperada y a la desviación típica de esta cartera de activos con y sin riesgo nos va a venir dada por una recta de pendiente  $\frac{E_i - R_f}{\sigma_i}$  y ordenada en el origen  $R_f$ . De la forma descrita, tenemos otra modalidad de carteras: las carteras mixtas, o sea, aquellas que entre sus activos componentes, figura el activo libre de riesgo.

Si en la expresión de la rentabilidad de tales carteras,  $r_p = X \cdot r_i + (1 - X) \cdot R_f$ , consideramos  $X < 1$ , tenemos una cartera mixta con préstamo, pues se invierte una parte inferior al presupuesto disponible para ello en la cartera con riesgo, prestándose el resto al tipo libre del mismo, verificándose:

$$0 \leq x \leq 1$$

$$R_f \leq E_p \leq E_i$$

$$0 \leq \sigma_p \leq \sigma_i$$

En cambio, si  $X > 1$ , se tiene una cartera mixta con endeudamiento, ya que se invierte en el activo o cartera con riesgo, una cuantía superior a la disponible para

---

<sup>16</sup> En efecto, se verifica:  $E_p = X \cdot E_i + (1 - X) \cdot R_f$ . Por lo que tenemos:  $\sigma_p^2 = X^2 \cdot \sigma_i^2 + (1 - X)^2 \cdot \sigma_f^2 + 2 \cdot X \cdot (1 - X) \cdot \text{cov}_{if}$ , pues  $\sigma^2(r_i) = \sigma_i^2$ . Por lo tanto al ser  $\sigma_f = 0$  y  $\text{cov}_{if} = 0$ , se tiene:  $\sigma_p = X \cdot \sigma_i \Rightarrow X = \frac{\sigma_p}{\sigma_i}$ . Y sustituyendo en  $E_p$  y realizando operaciones llegamos a la expresión propuesta.

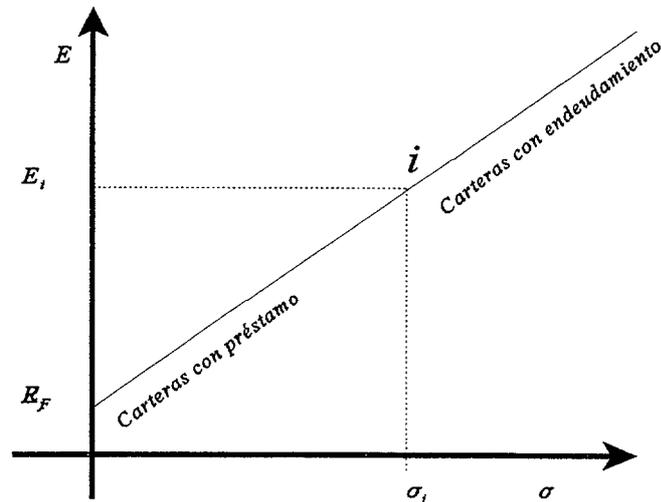
ello, financiándose la diferencia con un préstamo o emisión del activo carente de riesgo, obteniéndose:

$$1 < x$$

$$E_i < E_p$$

$$\sigma_i < \sigma_p$$

El siguiente gráfico muestra lo expuesto:



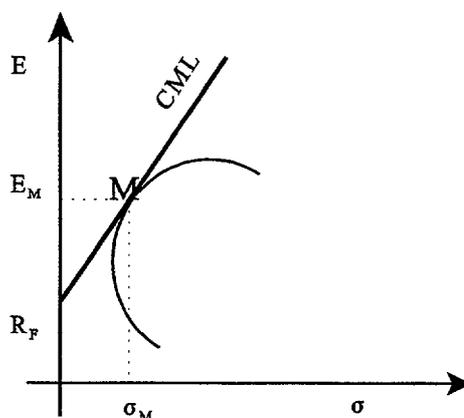
De acuerdo con las hipótesis expuestas, todos los inversores tienen las mismas predicciones de rentabilidad, pues sus expectativas son homogéneas, y en consecuencia, todos están de acuerdo en cuanto a la combinación óptima de activos con riesgo, la cual viene dada por la cartera de mercado<sup>17</sup>  $M$ , que es una cartera eficiente constituida por la combinación de todos los títulos con riesgo existentes en

<sup>17</sup> Sharpe, W., Alexander, G. (1990): Investments. Nueva Jersey, Ed. Prentice-Hall International, pp. 196-202.

el mercado, y en la misma proporción en que cada uno está en el mercado de valores<sup>18</sup>. En consecuencia, los inversores distribuyen su presupuesto entre esta cartera M, de rentabilidad  $E_M$  y riesgo  $\sigma_M$ , y el activo f carente del mismo, por lo que la ecuación representativa de la nueva cartera o cartera mixta, de acuerdo con la ecuación ya obtenida, puede expresarse por:

$$E_p = R_f + \left[ \frac{E_M - R_f}{\sigma_M} \right] \cdot \sigma_p$$

La recta citada es la denominada “línea del mercado de capitales”, CML, estando la cartera M en el punto de tangencia de esta recta con la frontera eficiente. Su representación gráfica es la siguiente:



La línea del mercado de capitales es el conjunto de carteras que se pueden formar desde la posición de riesgo nulo, invirtiendo a una tasa sin riesgo, hasta el

<sup>18</sup> La cartera M es una macro-cartera compuesta por todos los títulos existentes. En la realidad no existe. Para su estimación puede acudir a la información histórica sobre un índice general representativo del mercado y estimar su valor futuro.

nivel de riesgo que proporciona la máxima rentabilidad esperada, considerando que la cartera está formada por todos los activos que se pueden comprar y vender en el mercado. Como también partimos de la hipótesis que todos los inversores tienen expectativas homogéneas sobre las funciones de densidad de la rentabilidad de los títulos, esto implica que todos los inversores tienen el mismo conjunto de oportunidades de inversión, lo que junto con la hipótesis referente a la posibilidad de endeudarse o prestar a un tipo sin riesgo  $R_f$ , implica que todos los inversores tienen las mismas carteras eficientes mixtas. Por lo que la línea anterior de carteras mixtas que relaciona linealmente el riesgo y la rentabilidad de las carteras eficientes, es única para cualquier inversor y nos permitirá definir el equilibrio en el mercado de capitales. En consecuencia, sólo las carteras eficientes se situarán en la CML, mientras que las no eficientes así como los títulos aislados se situarán por debajo de ella.

En la CML, la ordenada en el origen de valor  $R_f$ , representa el tipo de interés libre de riesgo, o precio del consumo inmediato, o también la recompensa por esperar y no consumir en el presente para ceder los recursos financieros en préstamo, percibiendo un precio financiero unitario  $R_f$ , al que también se le puede denominar precio del tiempo.

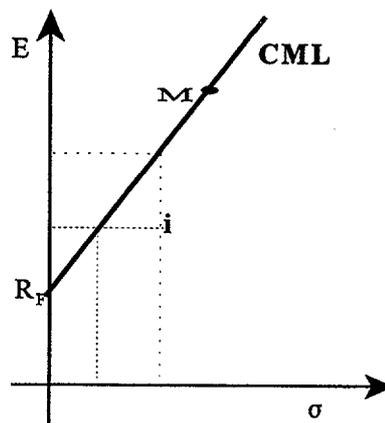
El cociente  $\frac{E_M - R_f}{\sigma_M}$  es la pendiente de la CML, siendo el numerador el premio por aceptar riesgo, medido por el exceso de rentabilidad esperada sobre el tipo de interés libre de riesgo, mientras que el denominador es el riesgo aceptado. Por

tanto, este cociente indica la rentabilidad incremental por riesgo y por unidad de éste. Se le denomina precio de mercado del riesgo o precio de equilibrio del riesgo.

### E) La línea de mercado de títulos

Hemos visto que la CML nos da una relación en el equilibrio del mercado entre la rentabilidad y el riesgo de las carteras eficientes, no siendo la misma válida para las carteras no eficientes o los títulos aislados. En consecuencia, procede hacer referencia al análisis entre la rentabilidad y el riesgo de las carteras no eficientes o de los activos financieros individuales.

Sabemos que las carteras eficientes se sitúan en los puntos de la recta CML, y un título individual, o cartera, ineficiente, se situará por debajo. Gráficamente:



En el gráfico precedente, el título *i* es ineficiente, pues dentro de su clase de riesgo existe sobre la CML una inversión de mayor rentabilidad que la de *i*, o bien, a igualdad de rentabilidad, existe en la CML una inversión de menor riesgo.

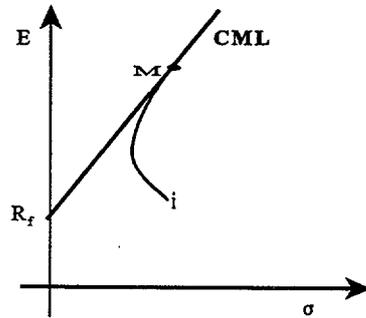
En la hipótesis de que un inversor distribuya su presupuesto entre el título con riesgo *i*, en el que invierte *X*, y la cartera de mercado *M*, en la que invierte  $(1-X)$ , el rendimiento esperado y el riesgo serán<sup>19</sup>:

$$E_p = X \cdot E_i + (1 - X) \cdot E_M$$

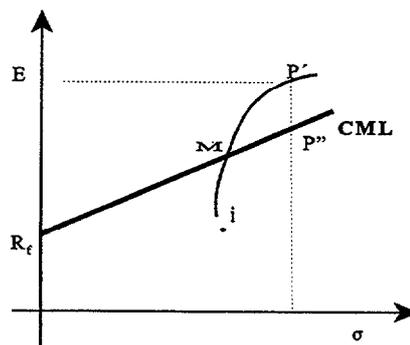
$$\sigma_p^2 = X^2 \cdot \sigma_i^2 + (1 - X)^2 \cdot \sigma_M^2 + 2 \cdot X \cdot (1 - X) \cdot \sigma_{iM}$$

Teniendo en cuenta que si todo el presupuesto disponible se invierte en la cartera de mercado *M*, o sea,  $X = 0$ , la rentabilidad y el riesgo de la nueva cartera coincidirán con los de ésta, mientras que si, por el contrario, todo el presupuesto se invierte en el activo con riesgo *i*, o sea,  $X = 1$ , la rentabilidad y el riesgo de la nueva cartera coincidirán con la de dicho activo. En consecuencia, para  $0 \leq X \leq 1$ , se verifica:  $E_i \leq E_p \leq E_M$ , y  $\sigma_i \leq \sigma_p \leq \sigma_M$ , por lo que, a medida que aumenta *X*, los parámetros de la combinación entre *i* y *M*, se van acercando a los de *i*, describiendo una línea de *M* a *i*, como se muestra en el siguiente gráfico:

<sup>19</sup> Sharpe, W., Alexander, G. J. (1990): Op. cit., pp. 236-238.



En consecuencia, en la curva  $iM$  están situadas todas las posibles combinaciones entre el activo  $i$  y la cartera  $M$ . Además, en el punto  $M$ , la cartera situada en la CML y la situada en la curva  $iM$ , tienen idéntica rentabilidad y riesgo. Y la curva  $iM$  no puede sobrepasar el punto  $M$ , pues si lo hiciese implicaría la existencia de una cartera  $P'$  mejor que la  $P''$  situada en la CML, lo cual es imposible, pues hemos demostrado que la CML es única<sup>20</sup> y en ella están las posibles combinaciones eficientes:



<sup>20</sup> Dados  $R_F$  y  $M \equiv (\sigma_M, E_M)$ .

En consecuencia, la curva iM no puede sobrepasar el punto M. Por ello, ha de ser tangente en M a la recta CML. Y si la recta CML es la tangente a la curva iM en M, en donde  $X=0$ , la pendiente o coeficiente angular de la CML ha de coincidir con la derivada de la ecuación de la curva iM cuando  $X=0$ <sup>21</sup>.

En nuestro caso, la curva iM tiene de ecuación  $E_p = f(\sigma_p)$ . Por tanto, la pendiente se obtiene al hacer  $X=0$  en  $\frac{\partial E_p}{\partial \sigma_p}$ . Para ello se calculan las derivadas parciales<sup>22</sup>  $\frac{\partial E_p}{\partial X}$ ,  $\frac{\partial \sigma_p}{\partial X}$  y después de realizar las oportunas operaciones, sustituimos por sus correspondientes valores<sup>23</sup>, obteniéndose:

$$\frac{\partial E_p}{\partial \sigma_p} = \frac{(E_i - E_M) \cdot [\sigma_M^2]^{1/2}}{-\sigma_M^2 + \sigma_{iM}} = \frac{(E_i - E_M) \cdot \sigma_M}{\sigma_{iM} - \sigma_M^2}$$

Y por tanto:

<sup>21</sup> Recordar que, en general, dada la curva de ecuación  $y=f(X)$ , la ecuación de la tangente de dicha curva en un punto  $(X_0, Y_0)$ , tiene de pendiente  $m$ , tal que  $m=f'(X_0)$ .

<sup>22</sup> Para una demostración pormenorizada, puede verse:  
Alexander, G. J., Sharpe, W. F., Bailey, J. V. (1993): Op. cit., pp. 238-240.

<sup>23</sup> En efecto, se verifica:  $\frac{\partial E_p}{\partial X} = E_i - E_M$ , y además, de acuerdo al concepto de derivada de una función exponencial, y realizando las oportunas operaciones llegamos a la siguiente expresión:

$$\frac{\partial \sigma_p}{\partial X} = \frac{X \cdot \sigma_i^2 - \sigma_M^2 + X \cdot \sigma_M^2 + \sigma_{iM} - 2 \cdot X \cdot \sigma_{iM}}{\left[ X^2 \cdot \sigma_i^2 + (1-X)^2 \cdot \sigma_M^2 + 2 \cdot X \cdot (1-X) \cdot \sigma_{iM} \right]^{1/2}}$$

$$\frac{(E_i - E_M) \cdot \sigma_M}{\sigma_{iM} - \sigma_M^2} = \frac{E_M - R_f}{\sigma_M}$$

De donde se obtiene:

$$E_i = R_f + \left[ \frac{E_M - R_f}{\sigma_M^2} \right] \cdot \sigma_{iM}$$

Ahora bien, sabemos que  $\beta_i = \frac{\sigma_{iM}}{\sigma_M^2}$ , y por tanto la ecuación anterior queda:

$$E_i = R_f + (E_M - R_f) \cdot \beta_i$$

La expresión anterior, en el espacio  $(\beta_i, E_i)$ , representa la recta del mercado de títulos o Security Market Line (SML); y nos señala que el rendimiento esperado del activo  $i$ , considerando  $\beta_i$  como variable independiente, es una combinación lineal de la tasa de dinero sin riesgo, más un premio de riesgo. En consecuencia, el mercado sólo recompensa al inversor por soportar riesgo sistemático, del mercado o no diversificable, medido el mismo por el coeficiente beta de un título o cartera. De esta forma, si un título o cartera tiene un coeficiente beta cero, su rendimiento esperado será igual al del título libre de riesgo. Cuando el coeficiente beta es distinto de cero, y a medida que su valor aumenta, se incrementa el rendimiento esperado de forma lineal.

Dado que el riesgo propio o específico desaparece con la diversificación, el riesgo que hay que tener en cuenta al seleccionar activos financieros individuales es el riesgo sistemático o de mercado. Cuanto mayor riesgo sistemático tenga un título, mayor rentabilidad exigirá el inversor. En un mercado en equilibrio, la relación entre la rentabilidad esperada y su riesgo sistemático, medido por su  $\beta$ , es lineal, por tanto la propia dinámica del mercado, el arbitraje, llevará a una situación de equilibrio en la que el exceso de rendimiento ( $E_i - R_f$ ) de los activos por unidad de riesgo sistemático  $\beta_i$  sea igual para todos los títulos, e igual a su vez a la prima de riesgo del mercado, ( $E_M - R_f$ ), durante el período de referencia, o sea:

$$E_i - R_f = (E_M - R_f) \cdot \beta_i$$

La recta que pasa por los puntos  $R_f$  y  $M$ , la SML, expresa la relación teórica de equilibrio entre rendimiento y riesgo para todo tipo de activos individuales o carteras. Como sabemos que el coeficiente de volatilidad  $\beta_i$  o coeficiente de regresión de  $R_i$  sobre  $R_M$  viene dado por la expresión:  $\beta_i = \frac{\sigma_{iM}}{\sigma_M^2}$ , sustituyendo este valor en la ecuación de la línea del mercado de valores tenemos la SML expresada en función de la covarianza:

$$E_i = R_f + \left[ \frac{E_M - R_f}{\sigma_M^2} \right] \cdot \sigma_{iM}$$

y además, sabiendo que el coeficiente de correlación es  $\rho_{iM} = \frac{\sigma_{iM}}{\sigma_i \cdot \sigma_M}$ , podemos expresar el rendimiento del título  $i$  como:

$$E_i = R_f + \left[ \frac{E_M - R_f}{\sigma_M} \right] \cdot \rho_{iM} \cdot \sigma_i$$

De manera que cuando el rendimiento del título o cartera  $i$  esté perfectamente correlacionado con los rendimientos del mercado, o sea cuando  $\rho_{iM} = 1$ , las ecuaciones de la SML y CML coinciden.

De acuerdo con lo señalado, en una situación de equilibrio del mercado, toda cartera y todo título han de estar en la línea del mercado de títulos. Por ello, lo que nos indican tanto la CML como la SML es que el mercado únicamente recompensa al inversor por soportar aquella parte del riesgo de una cartera de valores o de un título, que no se pueda eliminar mediante una diversificación adecuada. Siendo por ello la ecuación ya señalada,  $E_i = R_f + \left[ \frac{E_M - R_f}{\sigma_M} \right] \cdot \sigma_{iM}$ , la relación fundamental del modelo de precios de equilibrio de los activos financieros, que nos indica que los precios de los títulos al principio del período de planificación, común para todos los inversores, han de ser tales que la citada ecuación se cumpla para todo título y para toda cartera.

### 2.3.- EL MODELO CAPM

La ecuación de la línea del mercado de capitales, de expresión  $E_i = R_f + (E_M - R_f) \cdot \beta_i$ , constituye la ecuación fundamental del modelo de valoración de activos financieros conocido con las siglas CAPM. Mediante dicha ecuación se puede calcular el rendimiento esperado, por parte de los inversores, de un activo o cartera  $i$ , eficiente o no, en función de su coeficiente beta, determinándose de este modo su valor o precio de mercado en equilibrio.

El fundamento de este modelo se encuentra en la Teoría de Carteras de Markowitz<sup>24</sup>, y su desarrollo se le atribuye principalmente a Sharpe<sup>25</sup>, Lintner<sup>26</sup>, Mossin<sup>27</sup> y Black<sup>28</sup>.

La predicción fundamental del CAPM es que, dado un equilibrio de precios, la cartera de mercado ha de ser, ex-ante, eficiente para el binomio media-varianza, en el sentido de Markowitz. Ello implica que las rentabilidades esperadas de los títulos son una función lineal positiva de beta, la medida del riesgo sistemático, y

---

<sup>24</sup> Markowitz, H. (1952): Op. cit., pp. 77-91.

<sup>25</sup> Sharpe, W. (1964): Op. cit., 425-442.

<sup>26</sup> Lintner, J. (1965): Op. cit., pp. 13-37.

<sup>27</sup> Mossin, J. (1966): Op. cit., 768-783.

<sup>28</sup> Black, F. (1972): Capital Market Equilibrium with restricted borrowing. *Journal of Business*; julio, pp.444-455.

además es beta la única medida del riesgo necesaria para explicar las diferencias de rentabilidades entre títulos<sup>29</sup>.

De esta forma, en general, los activos financieros o las carteras, tendrán un precio tal que su rentabilidad esperada venga dada por la suma del rendimiento de un activo libre de riesgo más el premio o prima por aceptar riesgos, o sea  $E_i = R_f + Pr_i$ , siendo  $Pr_i$  la prima de riesgo asociada a dicho activo o cartera. Existen numerosos modelos de valoración de activos, diferenciándose unos de otros, por ejemplo, en las variables manejadas para explicar los precios de los activos, en los supuestos financieros de mercado, o en la forma de entender el premio por aceptar riesgos. Para Sharpe<sup>30</sup> esta prima por riesgo es proporcional al coeficiente beta del activo o cartera a través de un coeficiente de proporcionalidad  $\lambda$  que es característico del mercado, es decir, se verifica  $Pr_i = \lambda \cdot \beta_i$ , de donde  $E_i = R_f + \lambda \cdot \beta_i$ . Si la estructura de la cartera replica el mercado se verificará<sup>31</sup>  $E_M = R_f + \lambda \cdot \beta_M = R_f + \lambda$ , siendo por tanto  $\lambda = E_M - R_f$ , por lo que se obtiene  $E_i = R_f + (E_M - R_f) \cdot \beta_i$ .

La teoría del CAPM gira alrededor de la idea que por medio de la diversificación podemos reducir la parte no sistemática del riesgo total al eliminar el riesgo residual de cada valor individual. Según este modelo, y suponiendo un

<sup>29</sup> Ver al respecto, por ejemplo, Gómez-Bezares, F. (1993): *Gestión de Carteras*. Bilbao, Ed. Desclee de Brouwer, p. 144.

<sup>30</sup> Sharpe, W. (1964): *Op. cit.*, pp. 425-442.

<sup>31</sup> Recordemos que el coeficiente beta de un activo o cartera lo podemos expresar como  $\beta_i = \rho_{iM} \frac{\sigma_i}{\sigma_M}$ , y el coeficiente beta de la cartera de mercado como  $\beta_M = \rho_{MM} \frac{\sigma_M}{\sigma_M} = 1$

mercado en equilibrio, la contribución a nivel de riesgo que un valor individual hace a la cartera puede ser medida por el coeficiente beta de cada título, puesto que las carteras eficientes son aquellas en las que se ha eliminado el riesgo no sistemático o específico. Este coeficiente beta de la cartera es simplemente la media ponderada de los beta de los títulos individuales, tal y como hemos puesto de manifiesto al analizar el modelo de mercado aplicado a las carteras. La cartera de valores se construirá optimizando este coeficiente beta en función de las expectativas del mercado. Por tanto, cuando el riesgo específico puede desaparecer gracias a la diversificación aparece el modelo de valoración CAPM, cuya relación fundamental es la línea del mercado de valores o SML, que está expresada por<sup>32</sup>:  $E_i = R_f + (E_M - R_f) \cdot \beta_i$ .

El CAPM parte de los siguientes supuestos<sup>33</sup>:

- Todos los inversores tienen expectativas idénticas en lo que respecta a los rendimientos que proporcionan los valores, así como a los riesgos asociados a los mismos.
- Ausencia de impuestos y de costes de transacción.
- No existen restricciones para la inversión, o sea no hay límite para prestar o tomar prestado, no hay restricciones para la venta a corto plazo, ni tampoco límites en las cantidades máximas a invertir.

---

<sup>32</sup> Hacemos referencia a la versión más extendida del modelo, la conocida como de Sharpe-Lintner.

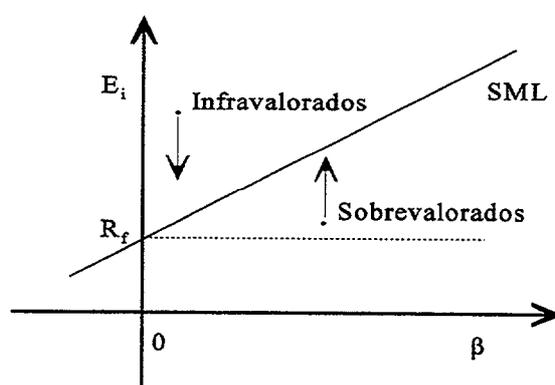
<sup>33</sup> Sharpe, W. (1964): Op. cit., pp. 425-442.  
Lintner, J. (1965): Op. cit., pp. 13-37.

- . Hay un activo libre de riesgo que se presta o toma prestado a tipos de interés idénticos.
- . Todos los inversores maximizan las funciones de utilidad media-varianza en un horizonte común de inversión y son adversos al riesgo.
- . Los inversores analizan el riesgo teniendo en cuenta sólo el riesgo de su cartera de inversión.
- . Los mercados son perfectos.

De acuerdo con lo expuesto, el CAPM es un modelo que nos permite obtener los precios que deben regir en un mercado financiero suponiendo unas condiciones ideales de funcionamiento, por lo que nos explica la forma en que se valoran los activos o carteras con riesgo bajo condiciones de equilibrio en el mercado.

Siguiendo los principios del CAPM, en un mercado en equilibrio, todos los valores o carteras han de encontrarse a lo largo de la SML. Sin embargo, en el mercado pueden existir títulos cuyo precios se hallen por debajo de los que les corresponden para su nivel de riesgo sistemático, siendo estos títulos objeto de demanda, lo que hace que su precio aumente hasta llegar a la rentabilidad de equilibrio situada en la SML. Por el contrario, también podemos encontrarnos con títulos que rinden menos de lo que se espera de ellos, o sea con títulos cuya rentabilidad no es suficiente para que el inversor acepte su nivel de rentabilidad y de riesgo, por lo que el precio deberá disminuir hasta llegar al punto de equilibrio en la SML. Esta es por tanto la idea básica del CAPM: cada título tiene una cantidad de

riesgo sistemático que hay que remunerar y una porción de riesgo diversificable, por su propia naturaleza, que no ha de remunerarse. O sea, existe una relación lineal y creciente entre el rendimiento esperado de los títulos y su riesgo sistemático, medido por el coeficiente beta, debiendo el inversor eliminar de su cartera el riesgo diversificable, quedándose sólo con el sistemático. La mayor o menor aversión al riesgo por parte del inversor le llevaría a aceptar una mayor o menor cantidad de riesgo a lo largo de la CML<sup>34</sup>. Los títulos que tengan una rentabilidad esperada superior a la exigida por el CAPM estarán infravalorados y viceversa. El término independiente de esta relación lineal, corresponde según este modelo, a la rentabilidad del activo sin riesgo  $R_f$ , siendo la pendiente de esta relación lineal la prima de riesgo de la cartera de mercado, o sea el exceso de rentabilidad esperada de la cartera de mercado por encima de la rentabilidad del activo sin riesgo,  $(E_M - R_f)$ . La relación entre rentabilidad y coeficiente beta se muestra en el gráfico siguiente:



<sup>34</sup> Las carteras eficientes están situadas en la CML, y cuando el rendimiento de un título  $i$  esté perfectamente correlacionado con los rendimientos del mercado, o sea cuando  $\rho_{iM} = 1$ , las ecuaciones de la SML y de la CML coinciden. Ver por ejemplo: Garven, J. R. (1988): CML to SML: An Alternative Approach. *Journal of Business Finance & Accounting*, vol. 15, n° 2, pp. 283-287.

En estas situaciones de desequilibrio, la diferencia entre la rentabilidad obtenida y la que debería obtenerse según las predicciones del modelo CAPM, constituye el alfa de un título o de una cartera<sup>35</sup>:  $\alpha_i = E_i - E_i^e$ , siendo  $E_i^e$  la rentabilidad que según el modelo CAPM debería obtenerse. Cuando este coeficiente alfa toma valores positivos, o sea, en aquellas situaciones en las que la rentabilidad real supera a la prevista por el modelo, el título o cartera correspondiente se encuentra infravalorado, pues el precio al que se está negociando en el mercado correspondiente, es inferior al que debería tener en función de su beta. Por el contrario, cuando tome valores negativos, o sea, en aquellas situaciones en las que la rentabilidad real es inferior a la predicha por el modelo, el activo individual o cartera correspondiente, se encuentra supervalorado, ya que el precio al que se está negociando en el mercado, es superior al que según su beta o riesgo sistemático le corresponde.

Por otra parte, es en la línea SML donde podemos encontrar una explicación a los títulos con  $\beta$  negativos. Si un título tiene una rentabilidad inferior a la del dinero sin riesgo,  $R_f$ , su precio será alto ya que al poseer una  $\beta$  negativa este título tendrá un efecto diversificador del riesgo total muy importante y su demanda es elevada.

---

<sup>35</sup> Sharpe, W.F., Alexander, G. J. (1990): Op. cit., pp. 221-223 y 486.

Fuller, R. J., Farrell, Jr. (1987): Modern Investments and Security Analysis. Nueva York, Ed. McGraw-Hill, pp. 85-88.

Puesto que, como veremos en el capítulo siguiente, el modelo CAPM no es aceptado en su totalidad por la evidencia empírica, han ido apareciendo nuevas aproximaciones derivadas de la versión clásica de Sharpe-Lintner, con el fin de adaptarlo a las condiciones reales de los mercados, mediante la relajación de algunas de las hipótesis en las que se basa el modelo original. Así podemos destacar, la eliminación de la hipótesis de existencia de oportunidades de prestar o tomar en préstamo a un tipo libre de riesgo, que da lugar a la versión cero-Beta de Black<sup>36</sup>. En esta versión se sustituye la tasa libre de riesgo por la de un activo o cartera cuyo coeficiente beta en relación con la rentabilidad de la cartera de mercado, es cero, llegándose formalmente a una ecuación idéntica a la obtenida por Sharpe, expresándose, pues:  $E_i = E_z + (E_M - E_z) \cdot \beta_i$ , siendo  $E_z$  la rentabilidad del activo o cartera con beta nula.

Por otro lado, Lintner<sup>37</sup> y Sharpe<sup>38</sup> demostraron que la hipótesis relativa a la limitación de las ventas en descubierto no afecta al resultado obtenido por el modelo. En cambio, la relajación de otras hipótesis sí lleva a que las conclusiones del modelo CAPM se vean alteradas. Así, si se considera la existencia de impuestos, o incluso

---

<sup>36</sup> Black, F. (1972): Op. cit., pp. 444-455.

<sup>37</sup> Lintner, J. (1971): The Effect of Short Selling and Margin Requirements in Perfect Capital Markets; *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, vol. 6, nº 5, diciembre, pp. 1173-1195.

<sup>38</sup> Sharpe, W. (1991): Capital Asset Prices With and Without Negative Holding. *The Journal of Finance*, vol. 46, nº 2, pp. 489-509.

tasas diferentes para ganancias de capital y para dividendos<sup>39</sup>, los precios de equilibrio serían diferentes, ya que la frontera eficiente una vez satisfechos los mismos, e incluso con expectativas homogéneas, sería distinta para cada inversor, introduciéndose un factor adicional en el modelo, el rendimiento del dividendo. En este caso, la situación de equilibrio se expresa a través de la siguiente ecuación:

$$E_i = R_f + \beta_i \cdot \left[ (E_M - R_f) - \tau \cdot (\delta_M - R_f) \right] + \tau \cdot (\delta_i - R_f)$$

siendo:

$\delta_M$ : rendimiento por dividendos de la cartera de mercado.

$\delta_i$ : rendimiento por dividendos del título o cartera i.

$\tau$ : tasa impositiva promedio<sup>40</sup> que grava los rendimientos por dividendos y por ganancias de capital.

Del mismo modo, al considerarse el efecto de introducir determinados activos financieros no comerciables<sup>41</sup> los resultados del CAPM se ven alterados. Por su parte,

<sup>39</sup> Ver al respecto, por ejemplo: Elton, E.J., Gruber, M.J., (1978): Taxes and Portfolio Composition. *Journal of Financial Economics*, nº 6, pp. 399-410.

Elton, E.J., Gruber, M.J., (1991): Op. cit., pp.315-317 y 325-328.

<sup>40</sup> Las tasas que originan esta tasa promedio, son distintas para cada inversor pues dependen de su nivel específico de renta.

<sup>41</sup> Como por ejemplo capital humano. Puede consultarse al respecto: Mayers, D. (1972): Nonmarketable Asset and Capital Market Equilibrium under Uncertainty; en Jensen, M., Ed.(1972a): *Studies in the Theory of Capital Markets*. Nueva York. O también, Jagannathan, R., Wang, Z. (1996): The Conditional CAPM and the Cross-Section of Expected Returns. *The Journal of Finance*, vol. 51, nº 1, pp. 3-53.

Merton<sup>42</sup> amplió el modelo clásico de un sólo período a un escenario intertemporal, introduciendo un comportamiento aleatorio del activo libre de riesgo, y en general de los tipos de interés, llegando a un modelo en tiempo continuo<sup>43</sup>.

Otras de las hipótesis que han sido objeto de análisis, son las relativas a la posibilidad de prestar o de pedir prestado<sup>44</sup>, y a distintos tipos de interés<sup>45</sup>; la existencia de expectativas heterogéneas entre los inversores, así como el reemplazar la distribución normal de rendimientos por otras distribuciones<sup>46</sup>.

Tal y como hemos expuesto, el modelo de valoración de activos de capital, CAPM, nos proporciona una descripción sencilla del riesgo y del rendimiento de un activo o cartera, pero presenta una serie de limitaciones. Entre ellas podemos destacar, que los supuestos en los que se basa son muy restrictivos, así como el hecho de que el riesgo de un activo se mida solamente por la sensibilidad respecto a un único índice de mercado, y que el modelo no explique a través de las diferencias de sensibilidad del mercado, las diferencias sistemáticas en el rendimiento asociadas a

---

<sup>42</sup> Merton, R. (1973): An intertemporal Capital Asset Pricing Model. *Econometrica*, vol. 41, nº 5, septiembre, pp. 867-887.

<sup>43</sup> Merton, R. (1971): Optimum Consumption and Portfolio Rules in a Continuous-Time Model. *Journal of Economic Theory*, vol. 3, nº 4, diciembre, pp. 373-413.

<sup>44</sup> Ross, S. (1977): The Capital Asset Pricing Model (CAPM), Short-Sale Restrictions and Related Issues. *The Journal of Finance*, vol. 32, nº 1, pp. 177-183.

<sup>45</sup> Brennan, M. J. (1971b): Capital Market Equilibrium with Divergent Borrowing and Lending Rates. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, nº 6, diciembre, pp. 1197-1205.

<sup>46</sup> Los resultados se mantienen mientras la nueva distribución sea Pareto-estable. Ver por ejemplo: Fama (1965 y 1971): Op. cit.

tamaño y rentabilidad<sup>47</sup>. También se ha criticado que estas diferencias son distintas según el período de tiempo considerado<sup>48</sup>. Pero la principal crítica a este modelo es la realizada por Roll<sup>49</sup>, quien argumenta que las investigaciones empíricas del CAPM al utilizar sustitutos de la verdadera cartera de mercado<sup>50</sup>, son realmente tests de la eficiencia en el sentido media-varianza de dichos sustitutos, y no tests del modelo CAPM en un sentido estricto. El CAPM implica que una determinada cartera, la cartera de mercado, es eficiente y la teoría no será contrastable a menos que dicha cartera sea observable y utilizada en los tests, y el rendimiento de la cartera real de mercado no puede medirse<sup>51</sup>.

---

<sup>47</sup> Ver al respecto Reinganum, M. (1981a): Misspecification of Capital Asset Pricing: Empirical Anomalies Based on Earnings' Yields and Market Values. *Journal of Financial Economics*, nº 9, marzo, pp.19-46.

<sup>48</sup> Ver al respecto por ejemplo Keim, D. (1983): Size-Related Anomalies and Stock Market Seasonality: Further Empirical Evidence. *Journal of Financial Economics*, junio, pp. 13-32.

<sup>49</sup> Roll, R. (1977): *Op. cit.*, pp. 129-176.

<sup>50</sup> Ver también, Roll, R., Ross, S., (1994): On the Cross-sectional Relation between Expected Returns and Betas. *The Journal of Finance*, vol. 49, nº 1, pp. 101-121.

<sup>51</sup> También puede verse en este sentido: Shanken, J. (1987): Multivariate proxies and Asset Pricing Relations. Living with the Roll Critique. *Journal of Financial Economics*, nº 18, pp. 91-110.

## 2.4.- EL MODELO MULTIFACTORIAL

Tal y como hemos señalado, el modelo de índice único o de mercado, establece que la rentabilidad de cualquier activo financiero o cartera viene explicada por su relación con un índice o cartera de mercado, existiendo, pues, un solo factor explicativo de la rentabilidad, por lo que el único riesgo relevante es el sistemático o no diversificable. Sin embargo, en línea con lo señalado por Sharpe<sup>52</sup>, cabe preguntarse por la existencia de otros factores que ayuden a explicar y predecir la rentabilidad esperada de cualquier activo financiero o cartera, teniendo en cuenta de forma independiente cada factor. En este sentido, tal y como señala Fama<sup>53</sup>, existe evidencia empírica de que la cartera de mercado no es suficiente para describir los rendimientos esperados de un activo o cartera. De este modo, surgen los modelos multifactoriales en los que la variable explicada o endógena es la rentabilidad del título o cartera, existiendo múltiples variables explicativas o exógenas<sup>54</sup>.

En consecuencia a lo expuesto, en un modelo multifactorial, el inversor considera múltiples fuentes de riesgo: riesgo de mercado; riesgo asociado a sus ingresos futuros de trabajo; riesgo relativo a los precios futuros de los bienes de

---

<sup>52</sup> Sharpe, W. (1976): Op. cit., p. 153.

<sup>53</sup> Fama, E. (1996): Multifactor Portfolio Efficiency and Multifactor Asset Pricing. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, vol. 31, nº 4, diciembre, pp. 441-465.

<sup>54</sup> Chan, L., Karceski, J., Lakonishok, J. (1998): The Risk and Return from Factors. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, vol 33, nº 2, junio, p. 160.

consumo; riesgo relativo a las oportunidades futuras de inversiones; riesgos derivados de un conjunto de factores macroeconómicos<sup>55</sup>: nivel del PIB, los tipos de interés esperado; riesgos derivados de factores empresariales<sup>56</sup>: sector económico de la empresa, el PER por acción, la rentabilidad por dividendos, el ratio valor de mercado/valor contable del activo, endeudamiento; riesgos derivados de cambios no anticipados en la tasa de inflación o en la producción industrial, etc.; y en general, cualquier variable que pueda tener influencia en la rentabilidad del correspondiente activo financiero o cartera. Su objetivo es obtener un conjunto de variables observables que recojan adecuadamente las componentes sistemáticas de las covarianzas de los rendimientos de los activos<sup>57</sup>.

De acuerdo con lo señalado, un modelo multifactorial establece que, en cualquier período de tiempo, la rentabilidad de un activo financiero viene explicada por una función lineal de varias variables exógenas, siendo la variable dependiente la rentabilidad de dicho activo<sup>58</sup>. Este conjunto de variables exógenas o de factores explicativos, puede especificarse a priori<sup>59</sup> teniendo en cuenta las características de

---

<sup>55</sup> Chang, S. J. (1991): A study of empirical return generating models: a market model, a multifactor model, and unified model. *Journal of Business Finance and Accounting*, vol. 18, nº 3, p. 381.

<sup>56</sup> Fama, E. (1996): Op. cit., p. 441.

<sup>57</sup> Chan, L., Karceski, J., Lakonishok, J. (1998): Op. cit., p. 160.

<sup>58</sup> John, K., Reisman, H. (1991): Fundamentals, Factor Structure, and Multibeta Models in Large Asset Markets. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, vol. 26, nº 1, pp. 1-10.

<sup>59</sup> Chang, S. J. (1991): Op. cit., pp. 377-378.

Fama, E. (1991): Efficient Capital Markets: II. *The Journal of Finance*, vol. 46, nº 5, diciembre, pp. 1593-1595.

cada activo o cartera, siendo, pues, variables observables, constituyendo lo que se considera de forma general un modelo multifactorial. Por el contrario, pueden quedar sin definir<sup>60</sup>, obteniéndose sus valores a través de métodos econométricos, como analizaremos posteriormente. Sin embargo, resulta obvio que existe otro conjunto de factores no incluidos dentro de los explicativos, que también inciden en la rentabilidad de un activo financiero, por lo que la relación lineal señalada ha de ser estocástica, siendo preciso adicionar al conjunto de factores explicativos, un sumando que refleje esos otros no incluidos en los primeros. Por lo tanto, la variable aleatoria  $r$  asociada a la rentabilidad de un activo  $i$  sigue un proceso estocástico en el tiempo relacionado con el seguido por un conjunto de variables aleatorias explicativas de la misma, pudiendo expresarse analíticamente dicho proceso a través del conocido modelo econométrico de regresión lineal múltiple:

$$r_{it} = a_i + \beta_{i1} \cdot F_{1it} + \beta_{i2} \cdot F_{2it} + \dots + \beta_{ik} \cdot F_{kit} + \varepsilon_{it} = a_i + \sum_{j=1}^k \beta_{ij} \cdot F_{jit} \quad | \quad t = 1, 2, \dots, T$$

Para una serie histórica, podemos expresar en forma matricial la ecuación anterior:

---

<sup>60</sup> Brennan, M. J., Chordia, T., Subrahmanyam, A. (1998): Alternative factor specifications, security characteristics, and the cross-section of expected stock returns. *Journal of Financial Economics*, n° 49, pp. 347-348.

$$\begin{array}{c}
 \begin{bmatrix} r_{i1} \\ r_{i2} \\ \dots \\ r_{iT} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} a_i \\ a_i \\ \dots \\ a_i \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} F_{1i1} & F_{2i1} & \dots & F_{ki1} \\ F_{1i2} & F_{2i2} & \dots & F_{ki2} \\ \dots & \dots & \dots & \dots \\ F_{1iT} & F_{2iT} & \dots & F_{kiT} \end{bmatrix} \cdot \begin{bmatrix} \beta_{i1} \\ \beta_{i2} \\ \dots \\ \beta_{ik} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \varepsilon_{i1} \\ \varepsilon_{i2} \\ \dots \\ \varepsilon_{iT} \end{bmatrix} \\
 (T \times 1) \quad (T \times 1) \quad (T \times k) \quad (k \times 1) \quad (T \times 1)
 \end{array}$$

siendo:

$F_{jit}$ : factor explicativo  $j \mid j = 1, 2, \dots, k$ , de la rentabilidad del activo  $i^{61}$ , indicando  $k$  el número de variables explicativas en datos históricos para  $T$  momentos del tiempo u observaciones.

$a_i$ : término independiente de la regresión o valor esperado de la rentabilidad del título  $i$  cuando el valor esperado de los factores es nulo.

$\beta_{ij}$ : coeficiente de cada variable explicativa  $\mid j = 1, 2, \dots, k$ , el cual mide la sensibilidad en la respuesta de  $r_i$  ante los cambios del factor  $k$ , o lo que es lo mismo, cada coeficiente beta indica la sensibilidad del título  $i$  a los movimientos del factor  $j$ -ésimo.

---

<sup>61</sup> Estamos suponiendo que, en general, para cada activo existe un conjunto de  $k$  factores no necesariamente coincidentes con los que explican la rentabilidad de cualquier otro activo. Un ejemplo de ello lo constituye, en el contexto de este trabajo, los distintos conjuntos de factores que explican la rentabilidad de las diversas clases de Fondos de Inversión. No obstante, como caso particular importante, en el que todas las expresiones quedan bastante simplificadas, se puede considerar que existe un conjunto de  $k$  factores comunes explicativos de la rentabilidad de  $n$  títulos. Puede verse en tal sentido: Sharpe, W. (1976): Op. cit., pp. 153-155.

$\epsilon_{it}$ : residuo o error aleatorio del activo  $i$  para las  $T$  observaciones históricas.

El conjunto de hipótesis en las cuales se sustenta este modelo es<sup>62</sup>:

Las perturbaciones aleatorias son variables distribuidas con media nula y varianza constante, de igual forma al modelo de un solo índice. Analíticamente:

$$E(\epsilon_{it})=0, \text{Var}(\epsilon_{it})=\sigma_{\epsilon_i}^2, \forall t = 1, 2, \dots, T;$$

No existe autocorrelación entre las perturbaciones aleatorias, lo que implica que tales variables son independientes entre sí, tanto las correspondientes al mismo activo para períodos distintos de tiempo, como las relativas a idénticos períodos, pero diferentes activos. Además, el término de perturbación también es independiente de los distintos factores explicativos. Analíticamente podemos expresar:

$$\text{Cov}(\epsilon_{it}, \epsilon_{jt})=0 \text{ si } i \neq j; \text{Cov}(\epsilon_{it}, \epsilon_{it'})=0; \text{Cov}(\epsilon_i, F_j)=0$$

Tal y como hemos expuesto, el objetivo de un modelo multifactorial es recoger en la rentabilidad de los distintos activos otras influencias, expresadas a través de diversos factores aleatorios, además de las debidas a las de la cartera del mercado. En este sentido, es obvio que estos factores pueden estar correlacionados

---

<sup>62</sup> Elton, E.J., Gruber, N. J. (1991): Op. cit., pp. 134-135.

unos con otros, siendo esta la hipótesis más general. Por tanto, se verifica:  $\text{cov}(F_{j'}, F_{j'}) \neq 0, \forall (j \neq j') \in \{1, 2, \dots, k\}$ . Sin embargo, la hipótesis de correlación o incorrelación entre los factores, no es relevante, ya que matemáticamente se puede pasar de un modelo con factores correlacionados, modelo no ortogonal o de covarianzas distintas de cero, a otro en el que los mismos no lo estén, o sea, sus covarianzas dos a dos sean nulas, que constituye un modelo ortogonal<sup>63</sup>. En efecto<sup>64</sup>, supongamos inicialmente para un activo  $i$  la existencia de sólo dos factores correlacionados  $F_1^*$  y  $F_2^*$ , o sea que verifican  $\text{cov}(F_1^*, F_2^*) \neq 0$ , mediante los cuales queda explicada su rentabilidad, verificándose:

$$r_i = a_i^* + \beta_{i1}^* \cdot F_1^* + \beta_{i2}^* \cdot F_2^* + \varepsilon_i$$

De este modo, suponiendo la hipótesis según la cual los valores tomados por uno de los factores, por ejemplo el primero, son los mismos esté o no dicho factor correlacionado con el otro, es decir,  $F_1 = F_1^*$ , y que  $F_2$  es el valor que toma el otro factor, incorrelacionado con  $F_1$ , y se obtiene como diferencia entre el valor real del factor  $F_2^*$  cuando está correlacionado con el otro, y el valor esperado del mismo factor condicionado a las influencias del otro factor sobre él.

<sup>63</sup> En general, una cartera se considera ortogonal con respecto a otra, cuando la covarianza entre ambas es cero. Puede verse:

Szegő, G. P. (1980): *Portfolio Theory with Application to Bank Asset Management*. Nueva York, Ed. Academic Press Inc., p. 48.

<sup>64</sup> Sharpe, W. (1976): *Op. cit.*, pp. 156-158.

Elton, E. J., Gruber, M. J. (1991): *Op. cit.*, pp.148-149.

Analíticamente:  $F_2 = F_2^* - E(F_2^*/F_1)$ . Además, la relación entre los valores del segundo factor, cuando está correlacionado con el primero, podemos expresarla a través de la siguiente ecuación del modelo de regresión lineal simple, en la que  $y_0$  e  $y_1$  son los coeficientes de regresión y  $d$  es el término aleatorio, que de acuerdo con las hipótesis de dicho modelo, está incorrelacionado con el factor explicativo  $F_1$ :

$$F_2^* = y_0 + y_1 \cdot F_1 + d$$

De modo que despejando el término aleatorio,  $d = F_2^* - y_0 - y_1 \cdot F_1$ , y

teniendo en cuenta que  $E(F_2^*/F_1) = y_0 + y_1 \cdot F_1$ , queda:

$$F_2 = d = F_2^* - (y_0 + y_1 \cdot F_1) \Rightarrow F_2^* = F_2 + y_0 + y_1 \cdot F_1$$

Al sustituir en la expresión inicial de la rentabilidad del activo  $i$  y al realizar operaciones se llega a:

$$r_i = (a_i^* + \beta_{i2}^* \cdot y_0) + (\beta_{i1}^* + \beta_{i2}^* \cdot y_1) \cdot F_1 + \beta_{i2}^* \cdot F_2 + \varepsilon_i$$

siendo:

$$a_i^* + \beta_{i2}^* \cdot y_0 = a_i$$

$$\beta_{i1}^* + \beta_{i2}^* \cdot y_1 = \beta_{i1}$$

$$\beta_{i2}^* = \beta_{i2}$$

Por lo que llegamos a la siguiente expresión de la rentabilidad de un activo  $i$  explicada a través de dos factores  $F_1$  y  $F_2$ :

$$r_i = a_i + \beta_{i1} \cdot F_1 + \beta_{i2} \cdot F_2 + \varepsilon_i$$

Cabe preguntarse ahora si dichos factores están incorrelacionados. Para dar la respuesta, determinamos la covarianza entre los mismos, obteniéndose  $\text{cov}(F_1, F_2) = E[(F_1 - \bar{F}_1) \cdot (F_2 - \bar{F}_2)]$ , pero tal y como hemos señalado, los valores incorrelacionados del segundo factor, son coincidentes con los término de perturbación aleatoria  $d$ , o sea  $F_2 = d$ , por lo que sus medias también coinciden y toman el valor cero, pues por hipótesis del modelo de regresión lineal simple, la perturbación aleatoria se distribuye con media nula:  $\bar{F}_2 = \bar{d} = 0$ . Por lo tanto se verifica:  $\text{cov}(F_1, F_2) = E[(F_1 - \bar{F}_1) \cdot (d - \bar{d})] = \text{cov}(F_1, d) = 0$ . En consecuencia, hemos obtenido efectivamente dos factores  $F_1$  y  $F_2$  que están incorrelacionados. Del mismo modo, introduciendo sucesivamente factores hasta los  $k$  correspondientes, se obtienen idénticos resultados a los expuestos, por lo que queda demostrado que partiendo de factores correlacionados, es posible transformarlos en otros equivalentes pero incorrelacionados. Por tanto podemos tomar como hipótesis que los factores están incorrelacionados<sup>65</sup>, lo que supone una gran simplificación, puesto que su expresión

<sup>65</sup> Jorion, P. (1999): Op. cit., p. 185.

Sharpe, W., Alexander, G. (1990): Op. cit., p. 245.

MacKinlay, A.C. (1995): Multifactor models do not explain deviations from the CAPM. *Journal of Financial Economics*, nº 38, pp. 6-8.

analítica así como sus propiedades matemáticas, resultan menos complejas que en el supuesto de no considerar tal hipótesis, verificándose en consecuencia:

$$\text{cov}(F_{j_i}, F_{j'_i}) \neq 0, \forall (j \neq j') \in \{1, 2, \dots, k\}.$$

### A) Análisis de los activos

Teniendo en cuenta lo expuesto, la esperanza matemática de la variable aleatoria representativa de la rentabilidad del activo  $i$ , indica la rentabilidad media esperada del mismo, y viene dada por la expresión:

$$E_i = a_i + \sum_{j=1}^k \beta_{ij} \cdot E(F_{j_i})$$

Es posible descomponer dicha rentabilidad esperada en dos sumandos principales: uno debido a las propias características del título, y otro representativo de la aportación de los  $k$  factores considerados, es decir la suma de los efectos concretos de cada uno de los distintos factores en la rentabilidad de dicho activo  $i$ .

Del mismo modo, tal y como hemos señalado en los modelos de valoración anteriores, consideramos la varianza de la variable aleatoria rentabilidad de un activo como la medida del riesgo de dicho activo, verificándose<sup>66</sup>:

---

<sup>66</sup> Es preciso recordar que las variables aleatorias representativas de los distintos factores explicativos de la rentabilidad de cada activo, están incorrelacionadas, por lo que la varianza de su suma, es la suma de las varianzas de cada uno de los sumandos. En la hipótesis de que dichos factores estuviesen correlacionados, para calcular el riesgo total de cada activo es preciso conocer las covarianzas de cada para de factores, con lo que, tal y como hemos expuesto en párrafos precedentes, se complica analíticamente el modelo, sin añadir propiedades relevantes.

$$\sigma_i^2 = \sum_{j=1}^k \beta_{ij}^2 \cdot \sigma_{F_{ji}}^2 + \sigma_{\varepsilon_i}^2$$

Así podemos descomponer el riesgo total de un activo, en riesgo específico o idiosincrásico, debido al propio activo  $i$ , medido por  $\sigma_{\varepsilon_i}^2$ , y en riesgo sistemático, determinado por la variabilidad de los  $k$  factores que influyen en la rentabilidad de dicho activo, cuantificado mediante la expresión:  $\sum_{j=1}^k \beta_{ij}^2 \cdot \sigma_{F_{ji}}^2$ .

### B) Análisis de las carteras

Como ya hemos señalado anteriormente, la rentabilidad de una cartera es una variable aleatoria suma de las variables aleatorias de cada título, ponderadas por el tanto unitario de participación de cada uno de ellos en dicha cartera:

$$r_p = \sum_{i=1}^n x_i \cdot r_i = \sum_{i=1}^n x_i \cdot \left( a_i + \sum_{j=1}^k \beta_{ij} \cdot F_{ji} + \varepsilon_i \right)$$

En consecuencia, la rentabilidad esperada podemos expresarla como:

$$E_p = \sum_{i=1}^n x_i \cdot \left[ a_i + \sum_{j=1}^k \beta_{ij} \cdot E(F_{ji}) \right] = \sum_{i=1}^n x_i \cdot a_i + \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^k x_i \cdot \beta_{ij} \cdot \overline{F_{ji}}$$

O bien matricialmente:

$$E_p = \underbrace{[x_1, x_2, \dots, x_n]}_{(1 \times n)} \cdot \underbrace{\begin{bmatrix} a_1 & \beta_{11} \cdot \overline{F_{11}} & \beta_{12} \cdot \overline{F_{21}} & \dots & \beta_{1k} \cdot \overline{F_{k1}} \\ a_1 & \beta_{21} \cdot \overline{F_{12}} & \beta_{22} \cdot \overline{F_{22}} & \dots & \beta_{2k} \cdot \overline{F_{k2}} \\ \dots & \dots & \dots & \dots & \dots \\ a_1 & \beta_{n1} \cdot \overline{F_{1n}} & \beta_{n2} \cdot \overline{F_{2n}} & \dots & \beta_{nk} \cdot \overline{F_{kn}} \end{bmatrix}}_{[n \times (k+1)]} \cdot \underbrace{\begin{bmatrix} 1 \\ 1 \\ \dots \\ 1 \end{bmatrix}}_{[(k+1) \times 1]}$$

Por otra parte, el riesgo total de la cartera lo podemos descomponer en riesgo específico o idiosincrático de la misma, y riesgo sistemático debido a los k factores considerados. De este modo, el riesgo total viene dado por la siguiente expresión:

$$\sigma_p^2 = \sum_{j=1}^k \sum_{i=1}^n (x_i \cdot \beta_{ij})^2 \cdot \sigma_{Fji}^2 + \sum_{i=1}^N x_i^2 \cdot \sigma_{si}^2$$

Matricialmente podemos expresar la ecuación anterior de la siguiente forma:

$$\sigma_p^2 = \underbrace{[x_1^2, x_2^2, \dots, x_n^2]}_{(1 \times n)} \cdot \underbrace{\begin{bmatrix} \beta_{11}^2 \cdot \sigma_{F11}^2 & \beta_{11}^2 \cdot \sigma_{F11}^2 & \dots & \beta_{11}^2 \cdot \sigma_{F11}^2 \\ \beta_{11}^2 \cdot \sigma_{F11}^2 & \beta_{11}^2 \cdot \sigma_{F11}^2 & \dots & \beta_{11}^2 \cdot \sigma_{F11}^2 \\ \dots & \dots & \dots & \dots \\ \beta_{11}^2 \cdot \sigma_{F11}^2 & \beta_{11}^2 \cdot \sigma_{F11}^2 & \dots & \beta_{11}^2 \cdot \sigma_{F11}^2 \end{bmatrix}}_{(n \times k)} \cdot \underbrace{\begin{bmatrix} 1 \\ 1 \\ \dots \\ 1 \end{bmatrix}}_{(k \times 1)} +$$

$$\underbrace{[x_1^2, x_2^2, \dots, x_n^2]}_{(1 \times n)} \cdot \underbrace{\begin{bmatrix} \sigma_{s1}^2 \\ \sigma_{s2}^2 \\ \dots \\ \sigma_{sn}^2 \end{bmatrix}}_{(n \times 1)}$$

Conociendo los valores concretos de cada factor para cada activo  $i$  y momento del tiempo  $t$ ,  $F_{jt}$ , así como los de  $r_{it}$ , la estimación de los coeficientes  $a_i$  y  $\beta_{ij}$  se lleva a cabo utilizando un programa informático adecuado para la regresión lineal múltiple, como se pondrá de manifiesto en los siguientes capítulos de esta investigación.

Siguiendo idéntica metodología a la utilizada en el modelo de mercado, es posible determinar el conjunto de carteras eficientes<sup>67</sup>.

---

<sup>67</sup> Sharpe, W. (1976): Op. cit., pp. 347-353.

## 2.5.- EL MODELO APT

Tal y como hemos expuesto, y debido a las importantes críticas y limitaciones que cuestionaban la validez tanto de las hipótesis como de las conclusiones del modelo de valoración de activos de capital CAPM, a partir de finales de los años setenta se desarrolla un nuevo modelo de valoración, con una teoría más general que la del CAPM, en un intento de superar las críticas planteadas al mismo. Este nuevo modelo propuesto, el modelo de valoración por arbitraje, APT, fue desarrollado inicialmente de forma rigurosa por Ross<sup>68</sup>, así como posteriormente en distintas versiones más simplificadas, por numerosos autores como Roll y Ross<sup>69</sup>, Huberman<sup>70</sup>, Chamberlain y Rothschild<sup>71</sup> o Reisman<sup>72</sup> entre otros. Para dicho modelo se parte del supuesto de que el rendimiento de un activo depende de una serie de acontecimientos anticipados y otros no anticipados, y que mientras los anticipados son incorporados por los inversores a sus expectativas de rendimientos y por tanto a los precios de mercado, los acontecimientos no anticipados son en última instancia los causantes de

---

<sup>68</sup> Ross, S. (1976): The Arbitrage Theory of Capital Asset Pricing. *Journal of Economic Theory*, vol. 13, pp.341-360.

<sup>69</sup> Roll, R., Ross, S. (1980): An Empirical Investigation of the Arbitrage Pricing Theory. *The Journal of Finance*, diciembre, vol. 35; pp.1073-1103.

<sup>70</sup> Huberman G. (1982): A Simple Approach to Arbitrage Pricing Theory. *Journal of Economic Theory*, nº 28, pp.183-191.

<sup>71</sup> Chamberlain, G., Rothschild, M. (1983): Arbitrage, factor structure and mean variance analysis on large asset markets. *Econometría*, vol. 51, nº 5, pp.1281-1304.

<sup>72</sup> Reisman, H. (1988): A General Approach to the Arbitrage pricing Theory (APT). *Econometrica*, vol. 56, nº 2, pp. 473-476.

la mayor parte de los rendimientos realizados<sup>73</sup>. Del mismo modo, los rendimientos de los activos se ven también afectados por influencias no sistemáticas o idiosincrásicas que no están directamente relacionadas con las condiciones económicas globales, y por influencias sistemáticas que describen los principales movimientos de los rendimientos del mercado y que constituyen las principales fuentes de riesgo para los rendimientos de las carteras. Por esta razón, ante la existencia de dos tipos de riesgo, riesgo no diversificable o sistemático, que puede medirse en relación a varios factores, y riesgo diversificable, que se elimina mediante una adecuada diversificación, hace que los factores sistemáticos sean los determinantes principales de los rendimientos de los activos, y el mercado sólo retribuirá con una prima de riesgo la variación de la rentabilidad causada por estos factores sistemáticos, no retribuyéndose el riesgo no sistemático puesto que puede ser reducido o eliminado mediante la diversificación. De este modo, según el APT, el riesgo sistemático es el factor explicativo fundamental del comportamiento de la rentabilidad de los activos financieros, pero este riesgo sistemático no se mide únicamente por el coeficiente beta obtenido al realizar la regresión de la rentabilidad de un activo individual con relación a la cartera de mercado, sino por una serie de coeficientes beta asociados a varios factores explicativos<sup>74</sup>, que a diferencia del modelo multifactorial general, no están especificados a priori, y que afectan de forma

---

<sup>73</sup> Roll, R., Ross, S. (1984): The Arbitrage Pricing Theory Approach to Strategic Portfolio Planning. *Financial Analysts Journal*, mayo-junio, pp.14-26.

<sup>74</sup> Reisman, H. (1992): Reference Variables, Factor Structure, and the Approximate Multibeta Representation. *The Journal of Finance*, vol. 47, n° 4, pp. 1303-1314.

Velu, R., Zhou, G. (1999): Testing multi-beta asset pricing models. *Journal of Empirical Finance*, n° 6, pp. 219-241.

conjunta y aditiva a la rentabilidad de dichos activos financieros. Tales factores se considera que están implícitos en las rentabilidades de los activos, y es a través de la observación de su comportamiento estadístico como será posible identificarlos.

Por tanto, el APT supone que los rendimientos de los activos son generados por un proceso estocástico en el tiempo relacionado con el seguido por un conjunto de variables aleatorias representativas de los distintos factores. En consecuencia, lo podemos representar por un modelo multifactorial del tipo:

$$r_{it} = E_i + \beta_{i1} \cdot F_{1t} + \beta_{i2} \cdot F_{2t} + \dots + \beta_{ik} \cdot F_{kt} + \varepsilon_{it} = E_i + \sum_{j=1}^k \beta_{ij} \cdot F_{jt} + \varepsilon_{it}$$

$$\left| \begin{array}{l} i = 1, 2, \dots, n; \\ t = 1, 2, \dots, T \end{array} \right.$$

siendo:

$r_{it}$ : variable aleatoria que describe el comportamiento de la rentabilidad del activo  $i$ .

$E_i$ : esperanza matemática o rentabilidad esperada del activo  $i$ .

$F_{jt}$ : realización en el momento  $t$  del factor<sup>75</sup> no observable  $j$ , siendo  $j = 1, 2, \dots, k$

$\beta_{ij}$ : sensibilidad o volatilidad del activo  $i$  a los movimientos del  $j$ -ésimo factor.

$\varepsilon_{it}$ : perturbación o error aleatorio.

Para el conjunto de  $n$  títulos y en cualquier momento  $t$  del tiempo, se verifica matricialmente<sup>76</sup>:

<sup>75</sup> Al ser los factores comunes a todos los activos objeto de análisis, no es preciso, como se ha hecho en el modelo factorial general, añadir un subíndice indicativo del activo correspondiente.

<sup>76</sup> Shanken, J. (1982): The Arbitrage Pricing Theory: Is it Testable?. The Journal of Finance, diciembre, vol. 37, nº 5, p. 1130.

$$\mathbf{r} = \mathbf{E} + \mathbf{b} \cdot \mathbf{F} + \mathbf{e} \Rightarrow$$

$$\Rightarrow \begin{bmatrix} r_1 \\ r_2 \\ \dots \\ r_n \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} E_1 \\ E_2 \\ \dots \\ E_n \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \beta_{11} & \beta_{12} & \dots & \beta_{1k} \\ \beta_{21} & \beta_{22} & \dots & \beta_{2k} \\ \dots & \dots & \dots & \dots \\ \beta_{n1} & \beta_{n2} & \dots & \beta_{nk} \end{bmatrix} \cdot \begin{bmatrix} F_1 \\ F_2 \\ \dots \\ F_k \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \varepsilon_1 \\ \varepsilon_2 \\ \dots \\ \varepsilon_n \end{bmatrix}$$

$(n \times 1) \quad (n \times 1) \quad (n \times k) \quad (k \times 1) \quad (n \times 1)$

El conjunto de hipótesis de este modelo es<sup>77</sup>:

Las perturbaciones aleatorias son variables que se distribuyen con media cero:

$$E(\varepsilon_{it})=0, \forall t = 1, 2, \dots, T;$$

No existe autocorrelación entre las perturbaciones aleatorias, lo que implica que tales variables son independientes entre sí, tanto las correspondientes al mismo activo para períodos distintos de tiempo, como las relativas a idénticos períodos, pero diferentes activos. Además, el término de perturbación también es independiente de las variables explicativas o factores<sup>78</sup>:

$$\text{Cov}(\varepsilon_{it}, \varepsilon_{jt}) = 0 \text{ si } i \neq j; \text{Cov}(\varepsilon_{it}, \varepsilon_{it'}) = 0; \text{Cov}(\varepsilon_{it}, F_j) = 0, \forall i, j.$$

<sup>77</sup> Pueden verse tales hipótesis, entre otros, en los siguientes trabajos:

Ross, S. (1976): Op. cit., pp. 342-347.

Shanken, J. (1982): Op. cit., pp. 1130-1132.

Chamberlain, G., Rothschild, M. (1983): Op. cit., pp. 1293-1294.

Connor, G., Korajczyk, R. (1988): Risk and return in an equilibrium APT. Application of a New Test Methodology. *Journal of Financial Economics*, nº 21, pp. 256-257.

Mackinlay, A. C. (1995): Op. cit., pp. 7-8.

<sup>78</sup> En ese sentido, no es preciso imponer restricciones adicionales a las distribuciones multivariantes de los factores y de las perturbaciones aleatorias, sino únicamente que la varianza sea finita. Puede verse:

Ross, S. (1976): Op. cit., p. 347.

Chamberlain, G., Rothschild, M. (1983): Op. cit., p. 1293.

Los factores explicativos comunes a todos los activos financieros tienen media cero<sup>79</sup>:  $E(F_j) = 0, \forall j$ , y están incorrelacionados entre sí:  $Cov(F_i, F_j) = 0$ , si  $i \neq j$ .

Además de las hipótesis anteriores, es preciso señalar que el APT no se basa en la hipótesis de eficiencia, en términos de media y varianza, de la cartera de mercado<sup>80</sup>, sino que supone que en un mercado en equilibrio no deben existir oportunidades de inversión sin explotar, o sea, ningún inversor al variar la composición de su cartera podrá obtener mediante arbitraje<sup>81</sup> una rentabilidad superior a la que ya estaba obteniendo. Es decir, un inversor poseedor de una determinada cartera de valores, se plantea la posibilidad de realizar modificaciones en la composición de la misma, pero sin cambiar el volumen total de su inversión, por lo que la nueva cartera sólo se diferenciará de la original en las proporciones  $Z_i$  de las compras o ventas realizadas con los títulos en los que invierte. A esta nueva cartera en la que no existe modificación del volumen total de la inversión, o sea cartera de cero inversión, ya que las compras de títulos son financiadas con ventas de otros títulos, se le llama cartera de arbitraje, y verifica que  $\sum_i Z_i = 0$ . Esta cartera de arbitraje cumple las siguientes restricciones: ha de estar bien diversificada y no presentar riesgo, ni sistemático ni específico. Como una cartera en equilibrio no

---

<sup>79</sup> Priestley, R. (1996): The arbitrage pricing theory, macroeconomic and financial factors, and expectations generating processes. *Journal of Banking & Finance*, nº 20, pp. 871-872.

<sup>80</sup> A diferencia del CAPM que sí se basa en dicha hipótesis.

<sup>81</sup> En Ross, S. (1976): *Op. cit.*, pp. 346-354, y en Huberman (1982): *Op. cit.*, pp.183-191, podemos encontrar un desarrollo analítico amplio basado en el concepto de arbitraje.

puede proporcionar una mayor rentabilidad si no se realizan nuevas aportaciones o inversiones, o si no se asumen mayores riesgos, la cartera de arbitraje con las características señaladas, no podrá generar rentabilidad, o sea su rentabilidad deberá ser nula<sup>82</sup>.

Desarrollando la teoría de arbitraje y realizando un conjunto de operaciones matemáticas<sup>83</sup>, se llega a la ecuación fundamental del modelo APT:

$$E_i = \lambda_0 + \lambda_1 \cdot \beta_{i1} + \lambda_2 \cdot \beta_{i2} + \dots + \lambda_k \cdot \beta_{ik} = \lambda_0 + \sum_{j=1}^k \lambda_j \cdot \beta_{ij}$$

siendo:

$E_i$ : rentabilidad esperada del título  $i$ , para  $i = 1, 2, \dots, n$  activos financieros.

$\lambda_0$ : tipo de interés libre de riesgo.

$\lambda_j$ : premio por unidad de riesgo<sup>84</sup> correspondiente a cada tipo de riesgo sistemático o factor  $j$ ,  $\forall j = 1, 2, \dots, k$ .

$\lambda_j \cdot \beta_j$ : prima total por riesgo correspondiente al factor  $j$ -ésimo.

Desde el punto vista financiero, la ecuación precedente del APT nos indica que la rentabilidad media esperada de cualquier título, es una combinación lineal de

<sup>82</sup> Chamberlain, G. (1983): Funds, Factors, and Diversification in Arbitrage Pricing Models. *Econometrica*, vol. 51, n° 5, pp. 1305-1323.

<sup>83</sup> Pueden consultarse los trabajos ya citados en este epígrafe.

<sup>84</sup> Chen, N. (1983): Some Empirical Test of the Theory of Arbitrage Pricing. *The Journal of Finance*, vol. 38, n° 5, diciembre, p. 1394.

los coeficientes de riesgo sistemático del mismo con respecto a los  $k$  factores comunes que se consideran explicativos de dicha rentabilidad<sup>85</sup>.

Por otra parte, si consideramos que en un mercado en el que se negocian múltiples activos arriesgados, existiendo uno libre de riesgo, es posible obtener un activo o cartera cuya rentabilidad tenga sensibilidad o coeficiente  $\beta$  unitario con respecto a un determinado factor y cero con respecto a los  $(k - 1)$  restantes, y ello para cada uno de los  $k$  factores mencionados anteriormente, se puede obtener una expresión del APT alternativa a la anterior. En efecto, siendo  $\delta_j$  la rentabilidad media esperada del activo o cartera  $j$  con tales características con respecto al factor  $j$ , la diferencia entre dicha rentabilidad media y la correspondiente al activo libre de riesgo, constituye la prima por unidad de riesgo correspondiente al factor considerado:  $\lambda_j = \delta_j - R_f$ . Por lo tanto, la ecuación precedente del APT también se puede expresar de la forma siguiente, que constituye la versión en excesos de rendimientos<sup>86</sup>:

$$E_i = R_f + (\delta_1 - R_f) \cdot \beta_{i1} + (\delta_2 - R_f) \cdot \beta_{i2} + \dots + (\delta_k - R_f) \cdot \beta_{ik} = R_f + \sum_{j=1}^k (\delta_j - R_f) \cdot \beta_{ij}$$

<sup>85</sup> Chen, N., Ingersoll, J. (1983): Exact Pricing in Linear Factor Models with Finitely Many Assets: A note. *The Journal of Finance*, vol. 38, nº 3, pp. 985-988.

<sup>86</sup> Ross, S. (1976): Op. cit., p. 353.

Lehmann, B., Modest, D. (1988): The empirical foundations of the arbitrage pricing theory. *Journal of Financial Economics*, nº 21, pp. 217-218.

Groenewold, N., Fraser, P. (1997): Share prices and macroeconomic factors. *Journal of Business Finance & Accounting*, vol. 24, nº 9, p. 1369.

verificándose:  $\delta_j = E(r_j^p) \mid r_j^p = b_{j0}^p + F_j + \varepsilon_j^p \quad \forall j = 1, 2, \dots, k$

siendo:

$r_j^p$  : rentabilidad esperada del activo o cartera j con sensibilidad unitaria respecto al factor j y cero respecto a los restantes factores.

$b_{j0}^p$  : parte de la rentabilidad esperada del activo o cartera j independiente de los factores.

De la ecuación precedente se obtiene:

$$E_i - R_f = \sum_{j=1}^k (\delta_j - R_f) \cdot \beta_{ij}$$

En consecuencia, la prima total de riesgo del activo o cartera i, es la suma de las primas de riesgo totales con respecto a cada uno de los distintos k factores explicativos.

Para concluir este apartado, hemos de señalar que la diferencia fundamental entre los modelos de valoración CAPM y APT, se encuentra en que mientras el primero considera una sola fuente de riesgo como variable explicativa de la rentabilidad esperada de los activos o carteras, siendo esta variable el riesgo

sistemático medido a través de la relación de cada título o cartera con el mercado, el APT supone la existencia de diferentes tipos o fuentes de riesgo sistemático, ya que en la rentabilidad de cada activo o cartera, como ya hemos señalado, influyen distintos factores. Por otra parte, es posible considerar el APT como un modelo de valoración general, que incluye al CAPM<sup>87</sup>, pues si sólo se tiene en cuenta un factor de riesgo, representativo de la rentabilidad esperada de la cartera de mercado, se obtiene la expresión correspondiente a éste:  $E_i = R_f + (\delta - R_f) \cdot \beta_i$ . En este caso, la prima total de riesgo es:  $E_i - R_f = (\delta - R_f) \cdot \beta_i$ , siendo  $\delta$  la rentabilidad esperada de la cartera de mercado.

---

<sup>87</sup> Shanken, J. (1985b): Multi-Beta CAPM or Equilibrium-APT?: A Reply. *The Journal of Finance*, vol. 40, nº 4, septiembre, pp. 1192-1193.

Wei, K. C.J. (1988): An Asset Pricing Theory Unifying the CAPM and APT. *The Journal of Finance*, vol. 43, nº 4, pp. 881-892.

### ***CAPÍTULO III***

---

## ***LA CONTRASTACIÓN EMPÍRICA EN LOS FONDOS DE INVERSIÓN MOBILIARIA DE LA TEORÍA DE CARTERA Y DEL MERCADO DE CAPITALAS: MODELOS DE UN SOLO ÍNDICE***

# **CAPÍTULO III: LA CONTRASTACIÓN EMPÍRICA EN LOS FONDOS DE INVERSIÓN MOBILIARIA DE LA TEORÍA DE CARTERA Y DEL MERCADO DE CAPITALES: MODELOS DE UN SOLO ÍNDICE**

## **3.1.-INTRODUCCIÓN**

## **3.2.- LA MUESTRA OBJETO DE INVESTIGACIÓN**

## **3.3.- ESTIMACIÓN DEL MODELO DE MERCADO**

### **3.3.1.- Datos anuales de rentabilidad**

### **3.3.2.- Datos trimestrales de rentabilidad**

## **3.4.- VALIDACIÓN EMPÍRICA DEL CAPM**

### **3.4.1.- Antecedentes**

### **3.4.2.- Metodología**

### **3.4.3.- Contrastes según la metodología de serie temporal**

### **3.4.4.- Contrastes según la metodología de corte transversal con medias**

### **3.4.5.- Contrastes según la metodología de corte transversal sin medias**

### 3.1.- INTRODUCCIÓN

Una vez analizadas en el capítulo I las características generales de los Fondos de Inversión Mobiliaria, y en el II los aspectos fundamentales, desde sus inicios hasta las últimas investigaciones a las que hemos tenido acceso, de la Teoría de Cartera y del Mercado de Capitales, los cuales nos sirven de marco conceptual para nuestra investigación, procede realizar en este capítulo, tal y como hemos expuesto en los Objetivos de la presente investigación, la contrastación empírica de dichas teorías en los activos financieros constituidos por las participaciones en los Fondos de Inversión Mobiliaria en el mercado español y en el período comprendido entre 1990 y 1997, ambos inclusive.

Para la finalidad descrita, es preciso señalar las características generales de la muestra de datos utilizada, indicando qué tipos de fondos son objeto de investigación, así como qué índices constituyen nuestra referencia como cartera de mercado y como activo libre de riesgo.

Lo expuesto será objeto de análisis en el siguiente apartado, para continuar en los posteriores con las distintas estimaciones del modelo de mercado, teniendo en cuenta los fundamentos teóricos del mismo, ya expuestos. Así mismo, llevaremos a

cabo la validación empírica del modelo CAPM, que nos permitirá establecer en qué medida se verifica dicho modelo en el mercado de activos objeto de nuestro trabajo.

### 3.2.- LA MUESTRA OBJETO DE INVESTIGACIÓN

Tal y como hemos expuesto y de acuerdo con los objetivos señalados, es preciso disponer de los tipos de rentabilidad generados por los Fondos de Inversión Mobiliaria objeto de nuestro análisis. Para ello hemos seleccionado, en primer lugar, de entre las distintas modalidades de los mismos, aquellos en cuya composición entra la renta variable, o sea, los Fondos de Inversión Mobiliaria (FIM) de renta variable, de renta variable mixta y de renta fija mixta<sup>1</sup>. De dichos Fondos hemos elegido aquellos de los cuales se dispusiese de datos durante todo el período objeto de investigación, que comprende los años 1990 a 1997, ambos inclusive<sup>2</sup>.

Como cartera de mercado tomamos un índice bursátil de referencia representativo del mercado de valores español. Así, consideramos como tal, tanto el Índice General de la Bolsa de Madrid, IGBM, como el del mercado continuo, o sea, el Ibex-35. En cuanto al cálculo de la rentabilidad de la cartera de mercado, en

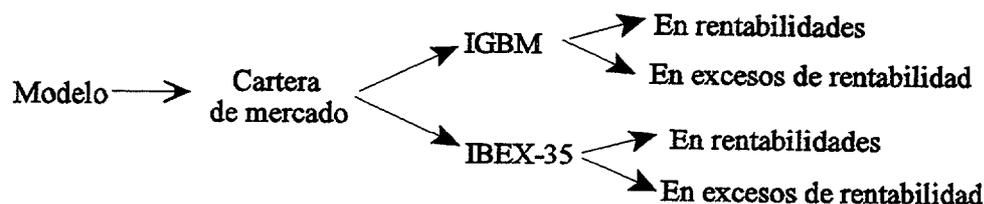
---

<sup>1</sup> Recordemos, tal y como se ha expuesto en el capítulo I, que la renta variable ha de formar parte del patrimonio de los FIM, en las siguientes proporciones: al menos el 70% en los de renta variable; entre el 25% y el 70% en los de variable mixta; y hasta un 25% en los de fija mixta.

<sup>2</sup> Es preciso tener en cuenta que la CNMV fue creada en el año 1988, de acuerdo con lo establecido en la Ley 24/1988, de 28 de julio, del Mercado de Valores. Por ello es a partir del año 1990, con los informes trimestrales sobre Instituciones de Inversión Colectiva, cuando podemos considerar que los datos sobre rentabilidades de los Fondos de Inversión son fiables.

general, es posible seguir dos aproximaciones diferentes<sup>3</sup>: utilizar la cartera de mercado ponderada<sup>4</sup>, o bien la cartera de mercado sin ponderar<sup>5</sup>.

En cualquier caso y a efectos de realizar las estimaciones empíricas, podemos definir el modelo en dos versiones: en rentabilidades, y en excesos de rentabilidad sobre el tipo de interés libre de riesgo. Hemos tenido en cuenta la rentabilidad de la cartera de mercado, para los dos índices citados, a partir de los valores de dichos índices, para cuyo cálculo se tiene en cuenta la ponderación correspondiente a la capitalización bursátil de las empresas que los componen. En esquema:



Como activo cuyo tipo de rentabilidad consideramos libre de riesgo, hemos tomado las Letras del Tesoro.

<sup>3</sup> Fama, E. (1976): Op. cit., pp.341 y ss.

<sup>4</sup> La rentabilidad se obtiene como la media ponderada de las rentabilidades de los títulos que cotizan en el mercado. La utiliza por ejemplo Gómez Bezares (1993): Op. cit., p. 101.

<sup>5</sup> La rentabilidad se obtiene como la media aritmética simple de las rentabilidades de todos los títulos que cotizan en el mercado. La utiliza por ejemplo: Fama (1976): Op. cit., pp. 99-104, y Bergés (1984): Op. cit., pp. 56-57.

En todos los activos, los tipos correspondientes a la rentabilidad, los hemos expresado en porcentaje tanto trimestral como anual.

Las fuentes de las que hemos obtenido los datos están constituidas por los informes trimestrales emitidos por la Comisión Nacional del Mercado de Valores y por los boletines estadísticos del Banco de España.

Podemos sintetizar los datos de la muestra en las siguientes tablas:

### **Descripción general de la muestra**

*Fuente:* Informes trimestrales de la CNMV.

*Período de estudio:* 1990-1997.

*Criterio de selección:* Todos los Fondos de Inversión Mobiliaria españoles, en cuya composición entra la renta variable, de los que poseemos datos durante todo el período objeto de estudio.

*Datos básicos:* Rendimientos trimestrales y anuales de los Fondos de Inversión seleccionados, ajustados por ampliaciones de capital y reparto de dividendos.

*Número de fondos seleccionados:* 61.

**Fondos de renta variable seleccionados**

<i>Código de identificación</i>	<i>Nombre del Fondo</i>
F1	FONCAIXA 5
F2	ARGENTARIA POSTAL BOLSA
F3	BCH ACCIONES
F4	BSN ACCIONES
F5	AB BOLSA
F6	BK FONDO
F7	FONDBARCLAYS 2
F8	BBV ÍNDICE
F9	PROMOBOLSA
F10	METAVALOR
F11	BBV BOLSA
F12	FONDGESKOA
F13	FIBANC CRECIMIENTO
F14	BETA CRECIMIENTO
F15	BANZAFONDO
F16	EUROFONDO
F17	EDM INVERSIÓN
F18	SANTANDER ACCIONES
F19	IBERLION BOLSA

**Fondos de renta variable mixta seleccionados**

<i>Código de identificación</i>	<i>Nombre del Fondo</i>
F1	GDS SERVIFONDO 3
F2	FONDMAPFRE BOLSA
F3	BCH MIXTO ACCIONES
F4	IBERLION VALOR
F5	IBERCAJA RENTA
F6	EUROVALOR 1
F7	INVERBANSER
F8	PLUSMADRID
F9	PLUSCARTERA
F10	SANTANDER 80/20
F11	FONNAVARRA
F12	AHORROFONDO
F13	BOLSINDEX
F14	IBERCAJA CAPITAL
F15	FONDBARCLAYS 3
F16	ALHAMBRA
F17	GENERAL COMMERCE
F18	BBV FONBANCAYA
F19	BBV RENDIMIENTO

**Fondos de renta fija mixta seleccionados**

<i>Código de identificación</i>	<i>Nombre del Fondo</i>
F1	MEDIFOND
F2	FIBANC RENTA
F3	AB FONDO
F4	AB AHORRO
F5	MB FONDO 2
F6	IBERLION EQUILIBRIO
F7	INVERSABADELL
F8	FONDONORTE
F9	BASKINVER
F10	ARQUITUNO
F11	AB RENTA
F12	AB FIVA
F13	BSN GLOBAL
F14	INVERMANRESA
F15	FONMASTER 1
F16	AXAFONDO
F17	FONPASTOR
F18	FINESFONDO
F19	BBV AHORRO
F20	ARGENTARIA FONDPOSTAL
F21	SANTANDER GESTION MIXTO
F22	FON-FINECO AHORRO
F23	BI MULTIFONDO

### 3.3.- ESTIMACIÓN DEL MODELO DE MERCADO

Tal y como hemos señalado en la descripción de los datos constitutivos de la muestra, y teniendo en cuenta la fundamentación teórica del citado modelo, expuesta en el capítulo precedente, hemos realizado la estimación del mismo con datos anuales de rentabilidad y con datos trimestrales. En cada caso, se distingue entre el modelo expresado en rentabilidades y el expresado en excesos de rentabilidad. Y como cartera de mercado para cada hipótesis, hemos tomado tanto el IGBM como el Ibex-35.

De acuerdo con lo expuesto, utilizando el modelo expresado en rentabilidades, es preciso estimar la siguiente ecuación:  $r_i = a_i + \beta_i \cdot R_M + \varepsilon_i$ , donde  $r_i$  y  $R_M$  son respectivamente las rentabilidades medias anuales o trimestrales de cada Fondo de Inversión y del IGBM o del Ibex-35, según la cartera de mercado elegida, durante el período de estudio. En cambio, si definimos el modelo en excesos de rentabilidad sobre el tipo de interés libre de riesgo<sup>6</sup>, la ecuación a estimar, de acuerdo con lo ya señalado, es:  $r_i - R_f = a_i + \beta_i \cdot (R_m - R_f) + \varepsilon_i$ , siendo los valores  $r_i$  y  $R_M$  los mismos que en el caso anterior, y  $R_f$  la rentabilidad del activo libre de riesgo.

<sup>6</sup> Véase por ejemplo:

Jensen, M. (1972b): Capital markets: theory and evidence. *Bell Journal of Economics and Management*, nº 3, p. 357-398.

Elton, E. J., Gruber, M. J. (1997): Modern Portfolio Theory, 1950 to date. *Journal of Banking and Finance*, nº 21, p. 1753.

Bessembinder, H., Chan, K. (1998): Market Efficiency and the Returns to Technical Analysis. *Financial Management*, vol. 27, nº 2, pp. 7-8.

Como se ha señalado en el capítulo II de este trabajo, en el modelo de mercado se pretende obtener una medida de la cantidad de riesgo sistemático asociado a cada título, o sea  $\beta_i$ , obtenida del ajuste de una recta de regresión entre las rentabilidades de cada fondo y la rentabilidad del mercado. Con dicho ajuste estimamos los parámetros  $a_i$  y  $\beta_i$ , asociados a cada Fondo de Inversión, así como el coeficiente de determinación, mediante el método de mínimos cuadrados ordinarios, MCO, aplicado a través del programa E-views. Una vez realizado dicho ajuste, procedemos al análisis financiero que del mismo se deriva. Ahora bien, tal y como se expuso en el modelo de mercado, las estimaciones llevadas a cabo por el método de MCO se basan en un conjunto de hipótesis que a través de su cumplimiento permiten analizar en qué medida el ajuste realizado es significativo y por tanto suficientemente explicativo de la rentabilidad de los Fondos de Inversión. Por ello, una vez efectuadas las estimaciones, es preciso realizar los contrastes de significatividad de dicho modelo, es decir, realizar los contrastes de hipótesis para los parámetros del modelo, analizar el grado de bondad del ajuste, así como la verificación de las hipótesis econométricas inherentes al modelo, es decir, ausencia de autocorrelación, homocedasticidad y normalidad de los residuos.

Para analizar la significación estadística del estimador  $\beta_i$  de cada fondo, contrastaremos la hipótesis de que dicho coeficiente es nulo, implicando en el caso de aceptarse que la variable a la que acompaña ese coeficiente, el IGBM o el Ibex-35, según proceda, no es explicativa de la rentabilidad del fondo correspondiente. Por tanto, realizaremos el siguiente contraste bilateral de hipótesis:

$$\begin{cases} H_0: \beta_i = 0 \\ H_1: \beta_i \neq 0 \end{cases}$$

Para efectuar este contraste e interpretar los resultados del mismo, se define

el estadístico:  $t(\beta_i) = \frac{\beta_i - \beta_i^*}{\sigma_{\beta_i}}$ , el cual sigue una distribución t-Student con N-2

grados de libertad, de modo que para cada Fondo de Inversión la hipótesis de riesgo sistemático nulo,  $\beta_i = 0$ , es rechazada a un nivel de significación<sup>7</sup> dado si su estadístico  $t(\beta_i)$  es mayor, en valor absoluto, al valor de la distribución t-Student con N-2 grados de libertad correspondiente a dicho nivel de significación<sup>8</sup>. En nuestro trabajo al tomar datos anuales de rentabilidad, como el período de estudio es de ocho años, los grados de libertad son seis, y para un nivel de confianza<sup>9</sup> del 95%, en un contraste con dos colas, se rechaza la hipótesis nula para  $|t| > 2,4469$ . Si el nivel de confianza tomado es del 90%, la hipótesis nula se rechaza para  $|t| > 1,9432$ . Al tomar datos trimestrales de rentabilidad, al ser el período de estudio de treinta y dos trimestres, tenemos treinta grados de libertad, y tomando un nivel de confianza del

<sup>7</sup> Como es conocido, el nivel de significación  $\alpha$ , señala la probabilidad de rechazar una hipótesis nula siendo la misma verdadera. Puede verse:

Cuadras, C., Echeverría, B., Mateo, J., Sánchez, P. (1996): Fundamentos de Estadística. Aplicación a las Ciencias Humanas. Barcelona, Ed. EUB, p. 545.

<sup>8</sup> Para un análisis general del contraste de hipótesis puede verse, por ejemplo:  
Cuadras, C., Echeverría, B., Mateo, J., Sánchez, P. (1996): *Ibidem*, p. 533 y ss.  
Greene, W. H. (1999): *Op. cit.*, p. 230 y ss.

<sup>9</sup> Sabido es que el nivel de confianza es la probabilidad complementaria a la del nivel de significación, o sea,  $1 - \alpha$ , es decir, la probabilidad de aceptar la hipótesis nula siendo cierta. En nuestro caso, consideraremos como nivel de confianza tanto el 90% como el 95%, con lo que el nivel de significación es del 10% y del 5%, respectivamente.

95% se rechaza la hipótesis nula para  $|t| > 2,0423$ . Para un nivel de confianza del 90% se rechaza dicha hipótesis para  $|t| > 1,6973$ <sup>10</sup>.

El coeficiente de determinación  $R^2$  nos indica la proporción de la varianza total de la variable dependiente ( $r_i$ , rentabilidad del fondo  $i$ , si expresamos el modelo en rentabilidades, o bien  $r_i - R_f$ , prima de rentabilidad, si expresamos el modelo en excesos de rentabilidad) que es explicada por su relación con la variable independiente,  $R_M$  rentabilidad del mercado, o  $R_M - R_f$ , prima de rentabilidad del mercado. Pero además, como ya habíamos señalado en el capítulo II, el coeficiente de determinación es igual al coeficiente de diversificación<sup>11</sup>, o sea  $R^2 = d_i$ . Por tanto, cuanto mayor sea el coeficiente de determinación de un fondo, menor es su riesgo no sistemático o específico respecto al total, y viceversa. En consecuencia, si el riesgo específico es alto, nos está indicando que el mismo, al no ser retribuido por el mercado, debe reducirse mediante una más adecuada diversificación de la cartera de activos que forman parte del patrimonio del correspondiente fondo.

Para verificar cada una de las hipótesis econométricas del modelo es preciso definir los siguientes estadísticos:

---

<sup>10</sup> Los datos correspondientes a los valores de la distribución t-Student, los hemos tomado de las tablas de: Ruiz-Maya, L., Martín Pliego, F.J. (1995): Estadística II: Inferencia. Madrid, Ed. AC, pp. 778-779.

<sup>11</sup> Proporción de riesgo sistemático o de mercado respecto al riesgo total.

La ausencia de autocorrelación de los residuos se puede comprobar a través del contraste de Durbin-Watson<sup>12</sup>, mediante el estadístico  $d_w$ <sup>13</sup>, de modo que el contraste a realizar es el siguiente:

La hipótesis nula implica que el coeficiente de autocorrelación sea igual a cero, es decir,  $H_0: \rho = 0$ . La tabla de valores de Durbin-Watson nos permite conocer dos valores<sup>14</sup>,  $d_L$  y  $d_U$  a partir de los cuales realizaremos el contraste, pudiéndose encontrar unos intervalos de aceptación, incertidumbre o rechazo, de modo que si se verifica:

$d_w < d_L \Rightarrow$  se rechaza  $H_0$ , siendo  $\rho > 0$ , existiendo autocorrelación positiva.

$d_w > 4 - d_L \Rightarrow$  se rechaza  $H_0$ , siendo  $\rho < 0$ , existiendo autocorrelación negativa.

$d_U < d_w < 4 - d_U \Rightarrow$  se acepta  $H_0$ , por lo que  $\rho = 0$ , no existiendo autocorrelación.

$d_L < d_w < d_U \Rightarrow$  es un intervalo de incertidumbre en el que ni aceptamos ni rechazamos la hipótesis nula  $H_0$ .

$4 - d_U < d_w < 4 - d_L \Rightarrow$  es un intervalo de incertidumbre en el que ni aceptamos ni rechazamos  $H_0$ .

---

<sup>12</sup> Puede verse al respecto, por ejemplo:

Durbin, J., Watson, G. S. (1972): Contraste de la correlación serial en la regresión minimocuadrática. Trabajo publicado en Alcaide, A. (1972): Lecturas de Econometría. Madrid, Ed. Gredos, pp. 161-186.

Díaz Fernández, M., Llorente Marrón, M. (1998): Econometría. Madrid, Ed. Pirámide, pp. 206-210.

Greene, W. H. (1999): Op. cit., pp. 513-515.

<sup>13</sup> La salida del programa E-views proporciona su valor para los datos objeto de nuestra investigación.

<sup>14</sup> Teniendo en cuenta el tamaño muestral y el número de variables explicativas.

En nuestro trabajo, de acuerdo con el tamaño muestral correspondiente, los valores son los siguientes<sup>15</sup>:

	$d_L$	$d_U$
Datos anuales	0,497	1,03
Datos trimestrales	1,37	1,5

En cuanto a la hipótesis de homocedasticidad, sabemos que se ha de verificar que las varianzas han de ser constantes, pues en caso contrario existiría heterocedasticidad. Para detectar ésta, una vez realizado el ajuste por MCO, se pueden aplicar distintas metodologías<sup>16</sup>, habiendo seguido nosotros tanto el test de White como el correlograma del cuadrado de los residuos.

Para efectuar el test de White, se toma la hipótesis nula de homocedasticidad o varianzas constantes, frente a la hipótesis alternativa de varianzas no constantes. Aceptaremos la hipótesis nula, si la probabilidad del estadístico F correspondiente a la distribución F de Snedecor, supera el nivel de significación del 5%<sup>17</sup>. El valor de este estadístico para nuestros datos, lo obtenemos directamente de la salida del programa E-views. Del mismo modo, también podemos comprobar la existencia de homocedasticidad mediante el correlograma del cuadrado de los residuos, de tal

<sup>15</sup> Los valores han sido tomados de las tablas estadísticas contenidas en: Durbin, J., Watson, G. S. (1972): Op. cit., pp. 182-184.

<sup>16</sup> Puede verse al respecto, por ejemplo: Greene, W. H. (1999): Op. cit., pp. 477-481.

<sup>17</sup> Ver al respecto, por ejemplo: Guisán, M. C. (1997): *Econometría*. Madrid, Ed. McGraw-Hill, pp. 85-87.

forma que en la salida correspondiente en el programa E-views, se acepta la hipótesis nula de homocedasticidad si las probabilidades superan el 5%.

Para comprobar la hipótesis de normalidad de los residuos realizamos el test de Jarque-Bera<sup>18</sup>, siendo la hipótesis nula la existencia de normalidad, de manera que realizando el test de los residuos, a través del programa E-views, se acepta dicha hipótesis nula si la probabilidad obtenida es superior al 5%.

A continuación exponemos los resultados de la estimación del modelo de mercado para las distintas definiciones del mismo que hemos señalado, es decir, expresando en rentabilidades y en excesos de rentabilidad sobre el activo libre de riesgo, así como con las dos carteras de mercado citadas, el IGBM y el Ibex-35. En un primer apartado para datos anuales de rentabilidad y posteriormente con datos trimestrales de rentabilidad, y en cada caso para las tres modalidades de Fondos de Inversión objeto de nuestra investigación<sup>19</sup>.

---

<sup>18</sup> Como es conocido, en la hipótesis de normalidad de las perturbaciones aleatorias, este estadístico se distribuye como una ji-cuadrado con dos grados de libertad. Puede verse, por ejemplo: Guisán, M. C. (1997): *Ibidem*, p. 189.

<sup>19</sup> En aquellos casos en los que hemos detectado autocorrelación y/o heterocedasticidad hemos procedido a su corrección.

### 3.3.1.- Datos anuales de rentabilidad

#### 3.3.1.1.- FONDOS DE RENTA VARIABLE

Antes de proceder a las estimaciones del modelo de mercado, debemos realizar un análisis exploratorio de los datos que nos ponga de manifiesto el grado de cumplimiento de los requisitos previos del modelo de regresión, por lo que estudiaremos la asimetría y la curtosis<sup>20</sup> de la rentabilidad de cada uno de los 19 fondos seleccionados, así como la forma de su correspondiente distribución estadística. En este sentido y en relación con los coeficientes de asimetría, es preciso señalar que los mismos se encuentran muy próximos a cero, oscilando sus valores entre -0,01 y 0,26, a excepción de los fondos F1, F5, F9 y F17, cuyos coeficientes toman respectivamente los valores -0,30, 0,32, 0,29 y 0,53. En consecuencia, y como es conocido, un coeficiente de asimetría próximo a cero es significativo de una distribución normal. En cuanto a los coeficientes de curtosis<sup>21</sup>, todas las distribuciones son más planas, platicúrticas, que la normal, con lo que su apuntamiento es menor.

---

<sup>20</sup> Ver al respecto, por ejemplo:

Martín Pliego, F. J. (1987): Curso práctico de Estadística económica. Madrid, Ed. AC, p. 63.

<sup>21</sup> La medida de la curtosis o apuntamiento de una distribución se obtiene a través del coeficiente propuesto por Fisher. Ver al respecto:

García Barbancho, A. (1992): Estadística Teórica Básica. Barcelona. Ed. Ariel, p. 99.

Jorion, P. (1999): Op. cit., p. 102.

Por otra parte, realizando el contraste de hipótesis correspondiente al estadístico de Jarque-Bera hemos podido comprobar que la rentabilidad de todos y cada uno de los fondos seleccionados, así como la de los índices de mercado, sigue una distribución normal. La rentabilidad media anual correspondiente a los fondos es del 12,15%, con una varianza del 493,16% anual.

A continuación exponemos los resultados de las distintas estimaciones del modelo de mercado.

A.1) Definido el modelo sobre rentabilidades y utilizando como cartera de mercado el IGBM, se obtienen los resultados que se muestran en la siguiente tabla:

FIM RENTA VARIABLE				
Fondo	$\beta_i$	$a_i$	$R^2$	$t(\beta_i)$
F1	0,625734	6,756085	0,4276	2,117
F2	0,826778	3,024039	0,50935	2,496
F3	0,844392	6,001345	0,45852	2,254
F4	0,813545	9,986007	0,48434	2,374
F5	0,828263	8,647272	0,4887	2,395
F6	0,675314	9,272333	0,35971	1,836
F7	0,815397	2,398847	0,62352	3,152
F8	0,65595	3,286041	0,46931	2,303
F9	0,741993	5,170443	0,56618	2,798
F10	0,670805	2,385761	0,4918	2,41
F11	0,66868	2,594762	0,55736	2,749
F12	0,56236	-2,490611	0,61803	3,116
F13	0,520199	6,754356	0,36005	1,837
F14	1,070344	-4,968286	0,65412	3,369
F15	0,35791	6,312406	0,45783	2,251
F16	0,350457	7,924085	0,16071	1,072
F17	0,791433	1,435764	0,62434	3,158
F18	0,74319	5,026916	0,45819	2,253
F19	0,996477	-1,800202	0,5434	2,672

A.2) Definido el modelo sobre rentabilidades y utilizando como cartera de mercado el Ibex-35, los resultados obtenidos son los siguientes:

FIM RENTA VARIABLE				
Fondo	$\beta_i$	$a_i$	$R^2$	$t(\beta_i)$
F1	0,639490	6,411263	0,481519	2,360
F2	0,838186	2,646876	0,564424	2,788
F3	0,859693	5,573836	0,512440	2,511
F4	0,843825	9,394016	0,561789	2,773
F5	0,853044	8,114654	0,558899	2,757
F6	0,717493	8,583362	0,437783	2,161
F7	0,783180	2,530717	0,620188	3,130
F8	0,678027	2,835820	0,540626	2,657
F9	0,754950	4,800439	0,631941	3,209
F10	0,691230	1,950278	0,563024	2,780
F11	0,693438	2,109688	0,646252	3,310
F12	0,553931	-2,559505	0,646515	3,312
F13	0,537453	6,400252	0,414366	2,060
F14	1,083517	-5,438062	0,722710	3,954
F15	0,382200	5,924826	0,562885	2,779
F16	0,433585	6,856711	0,265216	1,471
F17	0,834669	0,700139	0,748699	4,227
F18	0,748314	4,747361	0,500835	2,453
F19	0,957398	-1,642434	0,540824	2,658

A.3) Al definir el modelo en excesos de rentabilidad sobre el tipo de interés libre de riesgo y utilizando como cartera de mercado el IGBM, los resultados de la estimación son los siguientes:

FIM RENTA VARIABLE				
Fondo	$\beta_i$	$a_i$	$R^2$	$t(\beta_i)$
F1	0,659240	3,036057	0,51870	2,543
F2	0,841044	1,304145	0,57959	2,876
F3	0,848818	4,468822	0,52400	2,570
F4	0,819756	8,148338	0,55185	2,718
F5	0,831659	6,958118	0,55437	2,732
F6	0,701846	6,048877	0,43945	2,169
F7	0,832729	0,562775	0,68929	3,648
F8	0,687371	-0,134573	0,55732	2,748
F9	0,763958	2,607657	0,64147	3,276
F10	0,697894	-0,882740	0,57699	2,861
F11	0,700672	-0,701875	0,64187	3,279
F12	0,611595	-6,855512	0,71139	3,846
F13	0,563041	1,985522	0,46469	2,282
F14	1,058051	-4,260173	0,70244	3,764
F15	0,428789	-0,089610	0,61576	3,101
F16	0,427162	1,440312	0,26606	1,475
F17	0,814748	-0,644206	0,69276	3,678
F18	0,760282	2,483130	0,53379	2,621
F19	0,990090	-1,825246	0,60043	3,003

A.4) Definido el modelo en excesos de rentabilidad sobre el tipo de interés libre de riesgo y utilizando como cartera de mercado el Ibex-35, obtenemos los siguientes resultados:

FIM RENTA VARIABLE				
Fondo	$\beta_i$	$a_i$	$R^2$	$t(\beta_i)$
F1	0,668839	2,823622	0,56453	2,789
F2	0,850532	1,038050	0,62673	3,174
F3	0,862007	4,193817	0,57140	2,828
F4	0,844682	7,860993	0,61952	3,126
F5	0,852406	6,674706	0,61578	3,101
F6	0,734664	5,782374	0,50912	2,495
F7	0,807225	0,361602	0,68486	3,611
F8	0,703826	-0,367579	0,61784	3,114
F9	0,773962	2,363478	0,69613	3,707
F10	0,713321	-1,117028	0,63735	3,247
F11	0,719280	-0,942664	0,71521	3,882
F12	0,602426	-7,020330	0,72981	4,026
F13	0,574547	1,798183	0,51162	2,507
F14	1,071256	-4,597192	0,76138	4,376
F15	0,443806	-0,243444	0,69747	3,719
F16	0,488751	1,203829	0,36829	1,870
F17	0,848998	-0,946712	0,79537	4,829
F18	0,764308	2,250711	0,57040	2,822
F19	0,961047	-2,066719	0,59817	2,989

De acuerdo con los resultados obtenidos, todos los Fondos de Inversión Mobiliaria de renta variable analizados, expresando el modelo tanto en rentabilidades como en excesos de rentabilidad e independientemente de la cartera de mercado elegida, tienen un coeficiente  $\beta$  positivo, con un valor inferior a 1, excepto el F14 cuyo valor supera la unidad. Por tanto, las variaciones en las rentabilidades de estos dieciocho fondos siguen el curso del mercado, moviéndose en el mismo sentido que éste. Todos son fondos defensivos o poco volátiles, pues las variaciones en la rentabilidad del mercado, o en las primas del mismo, se traducen en variaciones en sus rentabilidades, o en sus primas, pero en menor proporción a las de aquél. En cambio el fondo F14 es un fondo más volátil o agresivo, ya que ante variaciones del mercado, ya sean del IGBM o bien del Ibex-35, la variable endógena experimenta una variación superior a la de dicha variable exógena.

Al analizar la significación estadística de dichos coeficientes  $\beta$ , teniendo en cuenta el valor del estadístico t para cada una de las cuatro opciones planteadas, los resultados obtenidos son:

a) Definido el modelo sobre rentabilidades y utilizando como cartera de mercado el IGBM, para un nivel de confianza del 90%, se acepta la hipótesis nula<sup>22</sup> en los fondos F6, F13 y F16, por lo que los coeficientes beta de estos tres fondos

---

<sup>22</sup> Recordemos que se rechaza la hipótesis nula para un nivel de confianza del 90% cuando el valor absoluto del estadístico t es mayor que 1,9432, y para un nivel del 95%, cuando sea superior a 2,4469.

no son significativos, y en este caso el IGBM no explica la rentabilidad de los mismos. Para los dieciséis fondos restantes de la muestra estos coeficientes beta sí son significativos. En cambio para un nivel de confianza del 95%, sólo son significativos y por tanto distintos de cero, los coeficientes beta de ocho fondos, aceptándose la hipótesis nula en los restantes once fondos analizados.

b) Al definir el modelo sobre rentabilidades y utilizar como cartera de mercado el Ibex-35, para un nivel de confianza del 90% se acepta la hipótesis nula solamente en el fondo F16, por lo que el coeficiente beta del mismo no es significativo, y en consecuencia el Ibex-35 no explica la rentabilidad de este fondo. Los dieciocho fondos restantes de la muestra tienen coeficientes beta significativos, y la cartera de mercado puede considerarse como variable explicativa de la rentabilidad de estos fondos. Si el nivel de confianza tomado es el 95%, se acepta la hipótesis nula en cuatro fondos, por lo que en los quince fondos restantes el Ibex-35 puede considerarse variable explicativa de sus respectivas rentabilidades.

c) Al definir el modelo en excesos de rentabilidad sobre el tipo de interés sin riesgo y tomar como cartera de mercado el IGBM, considerando un nivel de confianza del 90%, se acepta la hipótesis nula sólo en el fondo F16, por lo que únicamente no es significativo el coeficiente beta de este fondo. Para un nivel de confianza del 95%, dos fondos presentan coeficientes beta no significativos, los fondos F6 y F16, mientras que en los diecisiete restantes se rechaza la hipótesis nula, siendo por tanto estos coeficientes significativamente distintos de cero.

d) Al definir el modelo en excesos de rentabilidad sobre el tipo de interés sin riesgo y tomar como cartera de mercado el Ibex-35, tanto para un nivel de confianza del 90% como del 95%, se acepta la hipótesis nula únicamente en el fondo F16, por lo que su coeficiente beta tiene un valor igual a cero. Siendo los coeficientes beta de los dieciocho fondos restantes significativos, y por tanto, las variaciones de las primas de rentabilidad de la cartera de mercado, son explicativas de las variaciones de las primas de rentabilidad de estos fondos.

En resumen, la significación de los coeficientes beta para los diecinueve fondos de renta variable analizados, la podemos recoger en el siguiente cuadro:

**Nº de fondos clasificados por la significación de  $\beta$**

Definición del modelo	Fondos con $\beta$ significativos		Fondos con $\beta$ no significativos	
	Nivel de confianza		Nivel de confianza	
	95%	90%	95%	90%
A.1	8	16	11	3
A.2	14	18	5	1
A.3	17	18	2	1
A.4	18	18	1	1

En las siguientes tablas realizamos una comparación de los coeficientes  $\beta$  y  $R^2$  obtenidos en las distintas especificaciones del modelo:

**Comparación del coeficiente  $\beta$** 

Modelo	Fondos con $\beta$ superiores a las de A.1	Fondos con $\beta$ inferiores a las de A.1
A.2	16	3
A.3	17	2
A.4	17	2

**Comparación del coeficiente  $R^2$** 

Modelo	Fondos con $R^2$ superior al de A.1	Fondos con $R^2$ inferior al de A.1
A.2	17	2
A.3	19	0
A.4	19	0

De acuerdo con lo expuesto, en la estimación del modelo de mercado hemos obtenido mejores resultados, tanto en la significación de los coeficientes beta como en los valores de los coeficientes de determinación, al definir el modelo en excesos sobre la rentabilidad libre de riesgo, modelos A.3 y A.4, que al definirlo en rentabilidades. Además, como se deduce de los cuadros precedentes, los resultados obtenidos son muy parecidos al tomar como cartera de mercado el IGBM o el Ibex-35, siendo estos últimos ligeramente superiores. En efecto, en los modelos A.2, A.3 y A.4, los valores de los respectivos coeficientes beta de cada fondo son superiores en un número significativo de éstos a los correspondientes al modelo A.1. Lo mismo sucede con los coeficientes  $R^2$ , de modo que la capacidad explicativa de los modelos

A.2, A.3 y A.4, es superior a la del modelo A.1. Por tanto, en general podemos decir que al pasar del modelo expresado en rentabilidades al expresado en excesos, tanto los coeficientes beta como los  $R^2$  son crecientes, más significativos, y más explicativos. Y dentro de estos modelos, los resultados obtenidos con el Ibex-35 son superiores a los obtenidos con el IGBM, por lo que a continuación comentaremos con más detalle los resultados correspondientes derivados de utilizar como cartera de mercado el Ibex-35, y el modelo definido en excesos sobre la rentabilidad del activo libre de riesgo.

A efectos de analizar la estabilidad temporal de los coeficientes beta realizamos el test de Chow<sup>23</sup>, cuya finalidad es contrastar la hipótesis nula de inexistencia de cambio estructural en dichos coeficientes<sup>24</sup>. O lo que es lo mismo, tratamos de averiguar si las series históricas de rentabilidades recogen algún hecho económico-financiero que haya incidido significativamente en el comportamiento de dichas rentabilidades, haciendo que al dividir el intervalo temporal total objeto de análisis, 1990 a 1997, en varios subintervalos, los correspondientes coeficientes beta obtenidos difieran significativamente de los obtenidos en el intervalo completo.

---

<sup>23</sup> Para ello se define un estadístico que sigue una distribución F de Snedecor. Puede verse al respecto:

Díaz Fernández, M., Llorente Marrón, M. (1998): Op. cit., pp. 155-156.  
Greene, W. (1999): Op. cit., pp. 303-305.

<sup>24</sup> Se acepta la hipótesis nula, o sea, estabilidad de los coeficientes beta, cuando la probabilidad del estadístico F, cuyo valor hemos obtenido de la salida correspondiente del programa E-views, supere el nivel de significación del 5%.

Para detectar un posible cambio estructural en dichos coeficientes hemos decidido aplicar el citado test de dos formas distintas: en primer lugar considerando únicamente dos intervalos, del año 1990 a 1994 y de 1995 a 1997, ambos inclusive; y en segundo lugar dividiendo el período total en tres subintervalos: de 1990 a 1992, de 1993 a 1994, y de 1995 a 1997.

De acuerdo con lo expuesto en el capítulo I, en lo relativo a la evolución de la rentabilidad de los fondos, consideramos el año 1994 muy significativo, ya que durante el mismo tuvo lugar un importante descenso en los tipos de rentabilidad que hasta ese período se venían generando. Por ello, la primera división temporal precedente para el test de Chow la centramos en el citado año, de modo que unimos, por un lado, los períodos 1990 a 1994, por tener en conjunto una tendencia bajista en las rentabilidades; y por otro lado, los años 1995 a 1997, por ser de tendencia creciente. No obstante lo anterior, el comportamiento creciente o decreciente en las rentabilidades no ha sido uniforme, existiendo, en cambio, importantes oscilaciones. Por ello, en el segundo caso hemos tomado intervalos de menor amplitud, con el fin de verificar con una mayor exactitud si han existido cambios estructurales. Así, los subintervalos temporales considerados son los siguientes: de 1990 a 1992, 1993 y 1994, y de 1995 a 1997.

Aplicado el test de Chow en las dos formas distintas señaladas, en cuanto a división temporal del intervalo total, y para el modelo que hemos decidido analizar

en mayor profundidad, podemos señalar que se verifica la hipótesis de estabilidad de los coeficientes beta para todos los fondos y en ambos casos.

En cuanto a los coeficientes de determinación, observando los resultados correspondientes a la tabla del modelo A.4, el F16 presenta el  $R^2$  más bajo, el 36,82%, lo que quiere decir que la prima por riesgo<sup>25</sup> del mismo está explicada en un 36,82% por las variaciones en la prima de riesgo del Ibex-35. El resto de los fondos presentan un coeficiente  $R^2$  superior al 50%, llegando cuatro fondos, F11, F12, F14 y F17, a tener un  $R^2$  comprendido entre el 70% y el 80%, siendo el del F17 del 79,53%, el mayor de ellos. Los restantes catorce fondos presentan un  $R^2$  comprendido entre el 50% y el 70%. Por tanto, en todos los fondos analizados, a excepción del F16, más del 50% de las variaciones en las primas de rentabilidad de los mismos son debidas a los movimientos en las primas del mercado. Además, el promedio de los coeficientes de determinación para los fondos de renta variable es del 62,58%, lo que significa que las variaciones de la prima de riesgo del mercado, en este caso representado por el Ibex-35, explican en promedio un 62,58% de la variabilidad de las primas de riesgo de las rentabilidades de este tipo de fondos, lo cual constituye desde nuestro punto de vista un aceptable grado de explicación.

---

<sup>25</sup> Recordemos que la prima de riesgo, o prima de rentabilidad, está definida por la diferencia entre la rentabilidad de un activo y la correspondiente al activo libre de riesgo, o lo que es lo mismo, por los excesos de rentabilidad sobre la del activo sin riesgo.

Por otra parte, tal y como hemos señalado, cuanto mayor sea el coeficiente de determinación de un fondo, menor es su riesgo no sistemático o específico respecto al sistemático o de mercado. De acuerdo con lo expuesto, a pesar de tener estos fondos un coeficiente  $R^2$  superior al 50% en casi todos los casos, pero inferior al 80%, el riesgo específico es alto en la mayoría de los mismos, estando comprendido en cualquier caso entre el 20% y el 50%, pudiéndose reducir mediante una más adecuada diversificación, lo que implica evidentemente una reducción en el riesgo total del fondo. En promedio el coeficiente de diversificación es el mencionado 62,58%, por lo que, en promedio, un 37,35% del riesgo total es riesgo específico, siendo importante en este tipo de fondos el porcentaje de riesgo sistemático o de mercado.

Para el modelo A.4, la descomposición del riesgo total en sus dos sumandos, riesgo específico y riesgo sistemático, se expresa en el siguiente cuadro, en el que se muestra, en promedio, como en el período analizado el riesgo total de los fondos, medido por la varianza, es del 576,63%, el de mercado un 361,28%, y el específico un 215,35%. Hay que destacar que, tal y como hemos señalado anteriormente en relación con el crecimiento del valor estimado de las betas, al pasar del modelo A.1 al modelo A.4, es evidente que el riesgo sistemático estimado en este último supera al correspondiente a los modelos anteriores.

**Descomposición del riesgo<sup>26</sup>**

Fondo	$\sigma_p^2$	$\beta_i^2 \sigma_M^2$	$\sigma_{ui}^2$
F1	486.9365	274.8902	212.0462
F2	709.2808	444.5276	264.7532
F3	799.0920	456.6011	342.4908
F4	707.6984	438.4333	269.2650
F5	725.0819	446.4909	278.5909
F6	651.4361	331.6591	319.7769
F7	584.6631	400.4123	184.2507
F8	492.6909	304.4041	188.2867
F9	528.7669	368.0905	160.6764
F10	490.5801	312.6712	177.9088
F11	444.5073	317.9160	126.5912
F12	305.5752	223.0118	82.5633
F13	396.4783	202.8462	193.6320
F14	926.1904	705.1829	221.0075
F15	173.5314	121.0329	52.49846
F16	398.5719	146.7900	251.7818
F17	556.8825	442.9277	113.9548
F18	629.3270	358.9681	270.3589
F19	948.8227	567.5573	381.2654

**Descomposición del riesgo promedio**

	$\sigma_p^2$	$\beta_i^2 \sigma_M^2$	$\sigma_{ui}^2$
Media	576,63	361,28	215,35
Porcentaje	100,00	62,65	37,35

Por tanto y en conclusión, para los Fondos de Inversión Mobiliaria de renta variable, de acuerdo con los resultados expuestos podemos aceptar la bondad del ajuste según el modelo de mercado, definido en excesos de rentabilidades sobre las

<sup>26</sup> Esta descomposición corresponde al modelo definido en excesos de rentabilidad sobre el tipo de interés libre de riesgo y utilizando como cartera de mercado el Ibex-35.



del activo libre de riesgo, y tomando como cartera de mercado el Ibex-35. Ello es así ya que los coeficientes beta son altamente significativos y el test correspondiente permite aceptar la hipótesis de estabilidad de los mismos. Además el mercado explica una parte importante, en promedio el 62,58%, de la variabilidad de la prima de riesgo de la rentabilidad de dichos fondos, si bien existe una cantidad no despreciable de riesgo específico que podría reducirse mediante una adecuada diversificación. El mismo, en promedio y medido por la varianza, es del 215,35%, lo que representa un 37,35% del riesgo total.

### 3.3.1.2.- FONDOS DE RENTA VARIABLE MIXTA

Al igual que hicimos en los fondos de renta variable, antes de efectuar las estimaciones del modelo de mercado, procede estudiar la forma de la distribución, asimetría y curtosis, de la rentabilidad de cada uno de los 19 fondos seleccionados. En este sentido y en relación con los coeficientes de asimetría de dichos fondos, es preciso señalar que los mismos se encuentran, por lo general, muy próximos a cero, oscilando sus valores entre -0,28 y 0,26, a excepción de los fondos F4, F6, F3, F16 y F17, cuyos coeficientes toman respectivamente los valores 0,32, 0,34, -0,64, -0,37 y -0,90, presentando en consecuencia los dos primeros una ligera asimetría a la derecha, y los tres últimos a la izquierda. En cuanto a los coeficientes de curtosis, del mismo modo a como sucedía en los fondos de renta variable, todas las distribuciones son más planas, platicúrticas, que la normal, a excepción del F17, con lo que su apuntamiento es menor.

Con el fin de contrastar la normalidad de las correspondientes distribuciones, utilizamos el estadístico de Jarque-Bera, comprobando que la rentabilidad de todos y cada uno de los fondos seleccionados sigue una distribución normal. La rentabilidad media correspondiente a este tipo de fondos es del 10,81% anual, con una varianza del 191,29% anual, lo que supone, en promedio, que tanto la rentabilidad como el riesgo total de este tipo de fondos es menor, debido a las propias características de los mismos, que los correspondientes valores medios de los fondos de renta variable.

A continuación exponemos los resultados de las distintas estimaciones del modelo de mercado.

B.1) Al definir el modelo sobre rentabilidades y utilizando como cartera de mercado el IGBM, los resultados obtenidos son:

FIM RENTA VARIABLE MIXTA				
Fondo	$\beta_i$	$a_i$	$R^2$	$t(\beta_i)$
F1	0,525288	7,400617	0,4756	2,333
F2	0,364801	9,464577	0,30151	1,609
F3	0,594569	6,618096	0,39821	1,993
F4	0,666027	2,133474	0,45402	2,234
F5	0,172531	7,633764	0,1503	1,03
F6	0,491156	8,258648	0,43886	2,166
F7	0,346753	8,708422	0,32529	1,701
F8	0,305103	8,352615	0,35872	1,832
F9	0,747322	3,772744	0,69808	3,725
F10	0,178585	8,987884	0,17329	1,121
F11	0,305268	7,011995	0,34331	1,771
F12	0,259448	7,269532	0,3133	1,655
F13	0,213296	7,273323	0,32976	1,718
F14	0,444052	5,870686	0,49766	2,438
F15	0,375498	6,584996	0,40976	2,041
F16	0,132249	8,524998	0,19608	1,21
F17	0,078533	5,649215	0,17661	1,134
F18	0,573312	2,094445	0,5615	2,772
F19	0,555709	1,073266	0,45641	2,244

B.2) Definido el modelo sobre rentabilidades y utilizando como cartera de mercado el Ibex-35, se obtienen los resultados que se muestran en la siguiente tabla:

FIM RENTA VARIABLE MIXTA				
Fondo	$\beta_i$	$a_i$	$R^2$	$t(\beta_i)$
F1	0,520912	7,295726	0,50426	2,470
F2	0,363391	9,372841	0,32257	1,690
F3	0,614772	6,207773	0,45900	2,256
F4	0,659623	2,010394	0,48014	2,354
F5	0,199947	7,264859	0,21764	1,292
F6	0,514909	7,837815	0,52003	2,550
F7	0,366995	8,371072	0,39286	1,970
F8	0,299897	8,322569	0,37367	1,892
F9	0,749908	3,521384	0,75786	4,333
F10	0,196880	8,722912	0,22708	1,328
F11	0,311754	6,846384	0,38603	1,942
F12	0,283654	6,912093	0,40376	2,016
F13	0,228497	7,033935	0,40802	2,034
F14	0,463220	5,516952	0,58388	2,902
F15	0,366152	6,582093	0,42007	2,085
F16	0,147899	8,304420	0,26439	1,469
F17	0,069306	5,732912	0,14830	1,022
F18	0,586573	1,770882	0,63372	3,222
F19	0,579795	0,629455	0,53567	2,631

B.3) Si definimos el modelo en excesos de rentabilidad sobre el tipo de interés libre de riesgo y utilizamos como cartera de mercado el IGBM, los resultados de la estimación son los siguientes:

FIM RENTA VARIABLE MIXTA				
Fondo	$\beta_i$	$a_i$	$R^2$	$t(\beta_i)$
F1	0,572388	2,675357	0,58620	2,915
F2	0,428905	3,140218	0,44392	2,189
F3	0,632105	2,586454	0,49297	2,415
F4	0,698995	-1,190629	0,54148	2,662
F5	0,260880	-0,612136	0,36054	1,839
F6	0,543620	3,190686	0,55663	2,745
F7	0,415377	2,200358	0,47999	2,353
F8	0,379914	1,426904	0,53946	2,651
F9	0,766492	1,266385	0,76123	4,374
F10	0,265726	0,803150	0,39660	1,986
F11	0,378566	0,090161	0,52315	2,566
F12	0,340733	-0,113516	0,51444	2,521
F13	0,298371	-0,567949	0,58182	2,889
F14	0,500260	0,335238	0,62903	3,190
F15	0,116632	-7,979887	0,89298	7,075
F16	0,230960	-0,131342	0,49941	2,447
F17	0,181736	-3,540559	0,66154	3,425
F18	0,613989	-2,150325	0,66014	3,414
F19	0,597410	-3,345644	0,56047	2,766

B.4) Definido el modelo en excesos de rentabilidad sobre el tipo de interés libre de riesgo y utilizando como cartera de mercado el Ibex-35, obtenemos:

FIM RENTA VARIABLE MIXTA				
Fondo	$\beta_i$	$a_i$	$R^2$	$t(\beta_i)$
F1	0,566434	2,516414	0,60699	3,044
F2	0,423822	3,022228	0,45832	2,253
F3	0,646516	2,373469	0,54528	2,682
F4	0,692693	-1,386457	0,56225	2,776
F5	0,276781	-0,717804	0,42910	2,124
F6	0,559682	3,000967	0,62385	3,155
F7	0,427248	2,056113	0,53694	2,638
F8	0,371010	1,330247	0,54397	2,675
F9	0,768396	1,035914	0,80889	5,039
F10	0,274441	0,708872	0,44730	2,204
F11	0,379067	-0,022884	0,55462	2,733
F12	0,354767	-0,239509	0,58967	2,936
F13	0,304854	-0,667914	0,64222	3,282
F14	0,512296	0,165552	0,69749	3,719
F15	0,435104	0,243340	0,55987	2,762
F16	0,236773	-0,210470	0,55496	2,735
F17	0,167276	-3,568588	0,59260	2,954
F18	0,622618	-2,347623	0,71776	3,906
F19	0,614552	-3,553225	0,62711	3,177

De los resultados obtenidos se infiere que todos los Fondos de Inversión Mobiliaria de renta variable mixta analizados, expresando el modelo tanto en rentabilidades como en excesos de rentabilidad y con independencia de la cartera de mercado elegida, tienen un coeficiente  $\beta$  positivo, con unos valores que oscilan desde 0,06 hasta 0,768. En consecuencia, las variaciones en las rentabilidades de estos

diecinueve fondos se mueven con idéntica tendencia a la del mercado, siendo fondos defensivos o poco volátiles, pues las variaciones en la rentabilidad del mercado se traducen en variaciones en sus rentabilidades, pero en menor proporción a las de aquél, y de acuerdo a sus respectivos coeficientes beta.

Del análisis de la significación estadística de dichos coeficientes  $\beta$ , teniendo en cuenta el valor correspondiente del estadístico t para cada una de las cuatro opciones planteadas, obtenemos los siguientes resultados:

a) Definido el modelo en rentabilidades y utilizando el IGBM como cartera de mercado, para un nivel de confianza del 90% se acepta la hipótesis nula en diez fondos, por lo que sus coeficientes beta no son significativos, y en tales casos el IGBM no explica las respectivas rentabilidades. Mientras que para los nueve fondos restantes de la muestra, estos coeficientes beta sí son significativos, y por tanto el IGBM es una variable explicativa de sus rentabilidades. Para un nivel de confianza del 95%, son diecisiete los fondos cuyos coeficientes beta no son significativos, siendo por tanto sólo dos fondos, F9 y F18, en los que podemos considerar la cartera de mercado, en este caso el IGBM, como variable explicativa de sus rentabilidades.

b) Definido el modelo sobre rentabilidades y utilizando como cartera de mercado el Ibex-35, para un nivel de confianza del 90%, la hipótesis nula es rechazada en trece fondos, por lo que sólo en seis fondos se acepta que el Ibex-35 no es explicativo de la rentabilidad de dichos fondos. Si el nivel de confianza tomado

es el 95%, se acepta la hipótesis nula en trece fondos, por lo que el Ibex-35 no explica la rentabilidad de los mismos, mientras que para los seis fondos restantes de la muestra, F1, F6, F9, F14, F18, y F19, sus coeficientes beta sí son significativos.

c) Al definir el modelo en excesos de rentabilidad sobre el tipo de interés sin riesgo y tomar como cartera de mercado el IGBM, para un nivel de confianza del 90% es aceptada la hipótesis nula solamente en el fondo F5, por lo que los coeficientes beta de los dieciocho fondos restantes de la muestra sí son significativos y por tanto explicativos de sus rentabilidades. Si tomamos el 95% como nivel de confianza, son cinco los fondos en los que es aceptada la hipótesis nula de  $\beta = 0$ , y catorce fondos los que presentan coeficientes beta significativamente distintos de cero.

d) Definiendo el modelo en excesos de rentabilidad sobre el tipo de interés sin riesgo y tomando como cartera de mercado el Ibex-35, para el nivel de confianza del 90% se rechaza la hipótesis nula en todos los casos, por lo que los coeficientes betas de los diecinueve fondos de la muestra son significativos. En cambio, si tomamos el 95% como nivel de confianza, tres fondos, F2, F5 y F10, presentan coeficientes beta no significativos, o sea, nulos.

En resumen, la significación de los coeficientes beta para los diecinueve fondos de renta variable mixta podemos recogerla en el siguiente cuadro:

**Nº de fondos clasificados por la significación de  $\beta$**

Definición del modelo	Fondos con $\beta$ significativos		Fondos con $\beta$ no significativos	
	Nivel de confianza		Nivel de confianza	
	95%	90%	95%	90%
B.1	2	9	17	10
B.2	6	13	13	6
B.3	14	18	5	1
B.4	16	19	3	0

Al efectuar la comparación de los coeficientes  $\beta$  y  $R^2$  obtenidos de las distintas especificaciones del modelo obtenemos las siguientes relaciones:

**Comparación del coeficiente  $\beta$**

Modelo	Fondos con $\beta$ superiores a las de B.1	Fondos con $\beta$ inferiores a las de B.1
B.2	14	5
B.3	18	1
B.4	18	1

**Comparación del coeficiente  $R^2$** 

Modelo	Fondos con $R^2$ superior al de B.1	Fondos con $R^2$ inferior al de B.1
B.2	18	1
B.3	19	0
B.4	19	0

Ante los resultados obtenidos, en la estimación del modelo de mercado aparecen mejores resultados, tanto en la significación de los coeficientes beta como en los valores de los coeficientes de determinación, al definir el modelo en excesos sobre la rentabilidad libre de riesgo, modelos B.3 y B.4, que al definirlo en rentabilidades. Además, como se deduce de los cuadros precedentes, los resultados que se han obtenido son muy parecidos al tomar como cartera de mercado el IGBM o el Ibex-35, siendo estos últimos ligeramente superiores. En efecto, en los modelos B.2, B.3 y B.4, los valores de los respectivos coeficientes beta de cada fondo son superiores en un número significativo de éstos a los correspondientes al modelo B.1. Lo mismo sucede con los coeficientes  $R^2$ , de modo que la capacidad explicativa de los modelos B.2, B.3 y B.4, es superior a la del modelo B.1. Por tanto, en general podemos decir que al pasar del modelo expresado en rentabilidades al expresado en excesos, al igual que ocurría en los fondos de renta variable, tanto los coeficientes beta, como los  $R^2$  son crecientes, más significativos, y más explicativos. Y dentro de estos modelos, los resultados obtenidos con el Ibex-35 son superiores a los obtenidos con el IGBM, por lo que a continuación comentaremos con más detalle, tal y como hicimos para los fondos de renta variable, los resultados correspondientes

derivados de utilizar como cartera de mercado el Ibex-35, y el modelo definido en excesos sobre la rentabilidad del activo libre de riesgo.

Al aplicar el test de Chow para detectar un posible cambio estructural en los coeficientes beta, en las dos formas distintas señaladas para los fondos de renta variable en cuanto a división temporal del intervalo total, y para el modelo que hemos decidido analizar en mayor profundidad, podemos señalar que se verifica la hipótesis de estabilidad de dichos coeficientes para todos los fondos, en el primer caso, es decir, considerando únicamente dos intervalos, del año 1990 a 1994 y de 1995 a 1997, ambos inclusive. Por otra parte, en el segundo caso, o sea, dividiendo el período total en tres subintervalos, de 1990 a 1992, de 1993 a 1994, y de 1995 a 1997, los coeficientes beta de todos los fondos presentan estabilidad a excepción del correspondiente al fondo F1.

En lo relativo a los coeficientes de determinación, tres fondos, F9, F15 y F18, tienen los  $R^2$  más altos, superiores al 70%. Por otro lado, otros tres fondos, F2, F5 y F10, presentan tales coeficientes  $R^2$  más bajos, entre el 40% y el 50%. El resto de los fondos, o sea trece, tienen un coeficiente  $R^2$  entre el 50% y el 70%, lo que implica que en la mayoría de los mismos, más del 50% de las variaciones en sus primas de rentabilidad son debidas a los movimientos en las primas del mercado.

El promedio de los coeficientes de determinación para los fondos de renta variable mixta es del 59,77%, lo que implica que las variaciones de la prima de riesgo

del mercado, en este caso representado por el Ibex-35, explican en promedio un 59,77% de la variabilidad de las primas de riesgo de las rentabilidades de este tipo de fondos.

El promedio citado es inferior al obtenido para los fondos de renta variable, puesto que en los fondos de renta variable mixta, existe un porcentaje de su patrimonio invertido en activos de renta fija, por lo que las incidencias en los movimientos de las rentabilidades de este tipo de fondos, debidas al Ibex-35, son obviamente menores. A pesar de ello, consideramos que el grado de explicación es aceptable.

Si analizamos el coeficiente de diversificación, a pesar de tener estos fondos un coeficiente  $R^2$  superior al 50% en todos los casos, a excepción de los fondos F2, F5 y F10, cuyos coeficientes oscilan entre el 42% y el 46%, el riesgo específico es alto en la mayoría de los mismos, pudiéndose reducir mediante una más adecuada diversificación, lo que implicaría evidentemente una reducción en el riesgo total del fondo. En promedio, el coeficiente de diversificación es el mencionado 59,77%, por lo que el 39,23% del riesgo total es riesgo específico, siendo el 60,77% el grado de riesgo sistemático o de mercado en esta modalidad de fondos.

Para el modelo B.4, la descomposición del riesgo total en sus dos sumandos, riesgo específico y riesgo sistemático, se expresa en el siguiente cuadro, en el que se muestra, en promedio, como en el período analizado el riesgo total de los fondos,

medido por la varianza, es del 237,21%, el de mercado un 143,52%, y el específico un 93,69%. Hay que destacar que, tal y como hemos señalado anteriormente en relación con el crecimiento del valor estimado de las betas, al pasar del modelo B.1 al modelo B.4, es evidente que el riesgo sistemático estimado en este último supera al correspondiente a los modelos anteriores.

**Descomposición del riesgo<sup>27</sup>**

Fondo	$\sigma_p^2$	$\beta_i^2 \sigma_M^2$	$\sigma_{\epsilon_i}^2$
F1	324,81525	197,15889	127,65636
F2	240,834184	110,37856	130,45562
F3	471,041964	256,84806	214,19391
F4	524,406514	294,84877	229,55774
F5	109,706855	47,07499	62,63186
F6	308,545886	192,48656	116,05933
F7	208,90767	112,17028	96,73739
F8	155,49305	84,58414	70,90891
F9	448,537707	362,81724	85,72046
F10	103,470298	46,28238	57,18792
F11	159,204627	88,29776	70,90687
F12	131,15797	77,34000	53,81797
F13	88,9243696	57,10860	31,81577
F14	231,217829	161,27225	69,94557
F15	207,783886	116,33325	91,45065
F16	62,0751357	34,44943	27,62570
F17	29,0150571	17,19432	11,82074
F18	331,881884	238,21059	93,67129
F19	370,075055	232,07855	137,99651

<sup>27</sup> Esta descomposición corresponde al modelo definido en excesos de rentabilidad sobre el tipo de interés libre de riesgo y utilizando como cartera de mercado el Ibex-35.

**Descomposición del riesgo promedio**

	$\sigma_p^2$	$\beta_i^2 \sigma_M^2$	$\sigma_{ui}^2$
Media	237,21	143,52	93,69
Porcentaje	100,00	60,50	39,50

En conclusión, para los Fondos de Inversión Mobiliaria de renta variable mixta, de acuerdo con los resultados expuestos, podemos aceptar la bondad del ajuste según el modelo de mercado, definido en excesos de rentabilidades sobre las del activo libre de riesgo, y tomando como cartera de mercado el Ibex-35, puesto que los coeficientes beta obtenidos son estables en el tiempo y altamente significativos, y además el mercado explica una parte importante, de modo individual en más del 42%, y en promedio el 59,77%, de la variabilidad de la prima de riesgo de la rentabilidad de dichos fondos, debiéndose, según el citado modelo, el resto de estas variaciones a causas específicas de cada fondo, o bien a otras variables, no sólo la influencia del mercado, como analizaremos posteriormente. Por tanto, tal y como hemos señalado, ante los resultados obtenidos, si bien aceptamos la bondad del ajuste realizado al estimar el modelo de mercado en los Fondos de Inversión de renta variable mixta, existe una cantidad no despreciable de riesgo propio o específico, en promedio y medido por la varianza, un 93,69%, lo que representa el 39,50% del riesgo total, por lo que además debemos buscar otras causas, entre las que están las propias de cada fondo, que también expliquen las variaciones de rentabilidad de este tipo de fondos.

### 3.3.1.3.- FONDOS DE RENTA FIJA MIXTA

Siguiendo idéntica metodología a la utilizada en las modalidades de fondos analizadas anteriormente, antes de proceder a las estimaciones del modelo de mercado, procede estudiar la forma de la distribución de cada uno de los 23 fondos seleccionados. En este sentido y en relación con los coeficientes de asimetría, es preciso señalar que existen siete fondos cuyo coeficiente se encuentra comprendido entre los valores -0,30 y 0,15, presentando los correspondientes a los dieciséis fondos restantes, valores fuera de este intervalo. Así el fondo F10 presenta asimetría a la derecha y los restantes a la izquierda.

En relación a los coeficientes de curtosis, las distribuciones de doce fondos son similares a la normal, siendo el apuntamiento de la distribución de rentabilidad de diez fondos menor que el de la distribución normal, aunque mayor que el correspondiente al de los fondos de renta variable y de renta variable mixta. Solamente la distribución del fondo F10 presenta un apuntamiento superior al de la normal.

No obstante lo anterior, al realizar el contraste de hipótesis correspondiente al estadístico de Jarque-Bera se ha podido verificar que la rentabilidad de los fondos seleccionados, a excepción de la del F20, sigue una distribución normal, de media el 9,96% anual, con una varianza del 42,35% anual.

A continuación exponemos los resultados de las distintas estimaciones del modelo de mercado.

C.1) Definido el modelo sobre rentabilidades y utilizando como cartera de mercado el IGBM, obtenemos:

FIM RENTA FIJA MIXTA				
Fondo	$\beta_i$	$a_i$	$R^2$	$t(\beta_i)$
F1	-0,029449	10,705126	0,01213	-0,271
F2	-0,018049	10,843859	0,00475	-0,169
F3	-0,048846	12,001719	0,02399	-0,384
F4	-0,049727	11,362914	0,02492	-0,392
F5	-0,000291	11,457042	0,00000	-0,004
F6	0,161993	8,170290	0,12781	0,938
F7	0,169029	8,320816	0,17381	1,124
F8	0,059234	11,023451	0,04410	0,526
F9	-0,021000	11,075949	0,00592	-0,189
F10	-0,019560	9,114677	0,00972	-0,243
F11	-0,064160	10,458434	0,04832	-0,552
F12	0,117514	9,297675	0,08937	0,767
F13	0,145441	5,163494	0,16019	1,07
F14	-0,040373	10,601016	0,08373	-0,74
F15	-0,210390	10,473885	0,00896	-2,33
F16	0,095981	9,054641	0,06711	0,657
F17	-0,004978	10,357478	0,00129	-0,088
F18	-0,024949	10,221803	0,00461	-0,167
F19	-0,055774	10,134972	0,05373	-0,584
F20	-0,070044	9,211141	0,06160	-0,628
F21	0,181725	7,376169	0,27732	1,517
F22	0,146907	8,120686	0,17267	1,119
F23	-0,098854	8,904061	0,09861	-0,81

C.2) Definido el modelo sobre rentabilidades y utilizando como cartera de mercado el Ibex-35, se llega a:

FIM RENTA FIJA MIXTA				
Fondo	$\beta_i$	$a_i$	$R^2$	$t(\beta_i)$
F1	-0,026421	10,678758	0,01052	-0,253
F2	-0,012664	10,786787	0,00252	-0,123
F3	-0,025742	11,748380	0,00718	-0,208
F4	-0,027729	11,122661	0,00835	-0,225
F5	0,010015	11,337661	0,00378	0,151
F6	0,169681	8,033183	0,15119	1,034
F7	0,187653	8,054868	0,23097	1,342
F8	0,077477	10,794446	0,08135	0,729
F9	-0,002109	10,863200	0,00006	-0,020
F10	-0,006108	8,964552	0,00102	-0,078
F11	-0,041142	10,210636	0,02142	-0,362
F12	0,144708	8,947648	0,14612	1,013
F13	0,153254	5,029849	0,19176	1,193
F14	-0,025614	10,441898	0,03633	-0,476
F15	0,002224	10,210467	0,00011	0,025
F16	0,122162	8,722744	0,11722	0,893
F17	0,012521	10,156119	0,00882	0,231
F18	0,003487	9,899579	0,00010	0,024
F19	-0,030720	9,861083	0,01757	-0,328
F20	-0,039236	8,874789	0,02084	-0,357
F21	0,195405	7,163763	0,34571	1,781
F22	0,149150	8,051169	0,19189	1,194
F23	-0,046496	8,326448	0,02352	-0,380

C.3) Definido el modelo en excesos de rentabilidad sobre el tipo de interés libre de riesgo y utilizando como cartera de mercado el IGBM, se muestran en la siguiente tabla los correspondientes resultados:

FIM RENTA FIJA MIXTA				
fondo	beta	$a_i$	$R^2$	$t(\beta_i)$
F1	0,085220	0,439378	0,13353	0,962
F2	0,095496	0,691580	0,16643	1,095
F3	0,065569	1,546134	0,06391	0,640
F4	0,065005	0,898224	0,06275	0,634
F5	0,113332	1,478777	0,40851	2,036
F6	0,253836	-0,184148	0,32733	1,709
F7	0,260854	0,035404	0,40536	2,022
F8	0,162785	1,643903	0,34364	1,772
F9	0,089528	0,899216	0,15391	1,045
F10	0,094713	-1,053504	0,27382	1,504
F11	0,052646	-0,150876	0,05112	0,569
F12	0,211998	0,503137	0,31427	1,658
F13	0,242772	-3,361427	0,41126	2,047
F14	0,077569	0,223269	0,38891	1,954
F15	0,092074	0,292924	0,22510	1,320
F16	0,191629	0,047213	0,29988	1,603
F17	0,109320	0,332251	0,51123	2,505
F18	0,084993	0,007217	0,07481	0,697
F19	0,060586	-0,391448	0,10298	0,830
F20	0,046660	-1,455715	0,04622	0,539
F21	0,273272	-0,784334	0,54340	2,672
F22	0,242626	-0,387460	0,43539	2,151
F23	0,019915	-2,048398	0,00736	0,211

C.4) Definido el modelo en excesos de rentabilidad sobre el tipo de interés libre de riesgo y utilizando como cartera de mercado el Ibex-35, tenemos:

FIM RENTA FIJA MIXTA				
Fondo	$\beta_i$	$a_i$	$R^2$	$t(\beta_i)$
F1	0,079526	0,424296	0,12295	0,917
F2	0,091783	0,669917	0,16256	1,079
F3	0,095828	1,508397	0,09037	0,772
F4	0,074361	0,862265	0,08682	0,755
F5	0,113602	1,444720	0,43401	2,145
F6	0,253779	-0,259245	0,34595	1,781
F7	0,269543	-0,057384	0,45763	2,250
F8	0,170143	1,582546	0,39694	1,987
F9	0,096737	0,859825	0,19000	1,186
F10	0,097387	-1,086336	0,30610	1,627
F11	0,062651	-0,184332	0,07654	0,705
F12	0,227193	0,413211	0,38164	1,924
F13	0,242457	-3,432786	0,43372	2,144
F14	0,081013	0,194142	0,44854	2,209
F15	0,102630	0,246806	0,29570	1,587
F16	0,205875	-0,034986	0,36598	1,861
F17	0,115272	0,289240	0,60101	3,006
F18	0,099831	-0,044448	0,10913	0,857
F19	0,072270	-0,430252	0,15493	1,049
F20	0,062861	-1,498457	0,08869	0,764
F21	0,278080	-0,873872	0,59496	2,969
F22	0,237963	-0,451014	0,44284	2,184
F23	0,053085	-2,113507	0,05529	0,593

Al definir el modelo sobre rentabilidades, aparecen fondos con coeficientes  $\beta$  negativos, que en el caso de utilizar como cartera de mercado el IGBM, son quince, mientras que utilizando el Ibex-35 son once. Estos fondos son contracíclicos, pues

su rentabilidad se mueve en contra de la marcha del mercado, es decir ante incrementos en la rentabilidad de la cartera de mercado, la rentabilidad de los fondos decrece, pero esto es lógico por la propia definición de fondo de renta fija mixta puesto que ha de tener por imposición legal al menos el 75% de su cartera invertido en renta fija y como máximo un 25% en renta variable, por lo que los movimientos del mercado no le afectan de igual modo que a los fondos de renta variable o variable mixta. Este tipo de fondos son aconsejables a la hora de formar una cartera por el efecto diversificación, al reducir el riesgo sistemático o de mercado. Los restantes fondos analizados presentan un coeficiente beta positivo, con un valor cercano a cero, siendo no superiores a 0,2, por lo que las variaciones de las rentabilidades de estos fondos siguen el mismo signo que los movimientos del mercado, aunque en menor grado. Pero si el modelo lo definimos en excesos de rentabilidad sobre el tipo de interés libre de riesgo, tomando indistintamente como cartera de mercado el IGBM o el Ibex-35, todos los fondos presentan coeficientes beta que toman valores positivos, por lo que estos fondos seguirían el curso del mercado, pero el valor de sus coeficientes beta es cercano a cero, tomando como máximo un valor de 0,2780, por lo que las variaciones de la rentabilidad seguirán los movimientos del mercado en cuanto a incremento o decremento pero en bastante menor proporción.

En los 23 fondos de renta fija analizados, el modelo de mercado definido en excesos sobre la rentabilidad libre de riesgo señala mejores resultados que al expresarlo en rentabilidades, ya que en este último caso, y con independencia de la cartera de mercado elegida, para un nivel de confianza del 95%, los coeficientes beta

no son significativos. Al tomar como nivel de confianza el 90%, y como cartera de mercado el IGBM solamente el coeficiente beta del F15 es significativo. Por otro lado, en el modelo expresado en excesos sobre el tipo de interés libre de riesgo y tomando como cartera de mercado el IGBM, para un nivel de confianza del 90%, se rechaza la hipótesis nula en siete fondos, F5, F7, F13, F14, F17, F21 y F22, por lo que presentan coeficientes beta significativos y distintos de cero, mientras que los coeficientes beta de los 16 fondos restantes no son significativos. En cambio, para un 95% de confianza sólo en los fondos F18 y F21 se rechazará la hipótesis nula, por lo que sólo en estos dos fondos las variaciones de su rentabilidad están explicadas por las variaciones del IGBM. Tomando como cartera de mercado el Ibex-35, para el 90% de confianza, ocho fondos presentan coeficientes beta significativos, los fondos F5, F7, F8, F13, F14, F17, F21 y F22. En los veintidós fondos restantes se acepta que sus coeficientes beta son nulos, y por tanto no significativos.

En resumen, la significación de los coeficientes beta para los veintidós fondos de renta fija mixta la podemos recoger en el siguiente cuadro:

**Nº de fondos clasificados por la significación de  $\beta$**

Definición del modelo	Fondos con $\beta$ significativos		Fondos con $\beta$ no significativos	
	Nivel de confianza		Nivel de confianza	
	95%	90%	95%	90%
C.1	0	1	23	22
C.2	0	0	23	23
C.3	2	7	21	16
C.4	2	8	21	15

Al efectuar la comparación de los coeficientes  $\beta$  y  $R^2$  obtenidos de las distintas especificaciones del modelo podemos señalar las siguientes relaciones:

**Comparación del coeficiente  $\beta$**

	Fondos con $\beta$ superiores a las de C.1	Fondos con $\beta$ inferiores a las de C.1
C.2	22	1
C.3	23	0
C.4	23	0

**Comparación del coeficiente  $R^2$** 

	Fondos con $R^2$ superior al de C.1	Fondos con $R^2$ inferior al de C.1
C.2	10	13
C.3	21	2
C.4	22	1

De acuerdo con los resultados recogidos en las tablas expuestas, en la estimación del modelo de mercado hemos obtenido mejores resultados, tanto en la significación de los coeficientes beta como en los valores de los coeficientes de determinación, al definir el modelo en excesos sobre la rentabilidad libre de riesgo que al definirlo en rentabilidades, y tomando como cartera de mercado el Ibex-35. Por tanto, tal y como ha sucedido en las estimaciones realizadas para las dos modalidades de fondos anteriormente analizadas, vamos a comentar los resultados obtenidos solamente en este caso.

Para detectar un posible cambio estructural en los coeficientes  $\beta$  de los fondos de renta fija mixta, hemos decidido aplicar el test de Chow de las dos formas distintas, tal y como se ha realizado en las modalidades de fondos hasta aquí analizadas, en cuanto a la división temporal del intervalo total objeto de investigación. Así, en primer lugar, consideramos únicamente dos intervalos, del año 1990 a 1994 y de 1995 a 1997, ambos inclusive; y en segundo lugar, dividimos el período total en tres subintervalos: de 1990 a 1992, de 1993 a 1994, y de 1995 a 1997. Los resultados obtenidos nos señalan que en el primer caso se verifica la estabilidad para todos los

fondo, y en el segundo, no se verifica únicamente en dos fondos, el F3 y el F16, por lo que, en general podemos considerar aceptable la hipótesis de estabilidad de los coeficientes beta.

En cuanto a los coeficientes de determinación, observando los resultados correspondientes a la tabla del modelo C.4, once de los fondos analizados presentan un coeficiente de determinación  $R^2$  de valor inferior al 30%, siendo cinco de ellos, F3, F4, F11, F20 y F 23, incluso menor al 10%. Este coeficiente toma un valor entre el 30% y el 50% en otros diez fondos, mientras que sólo dos presentan un  $R^2$  de valor superior al 50%, el F21 cuyo valor es el 59,496% y el F17 con un valor del 60,101%. El valor de este coeficiente es muy bajo en la mayoría de los fondos de la muestra, por lo que las variaciones en las primas de rentabilidad del Ibex-35 no llegan a explicar ni el 40% de las variaciones en las primas de rentabilidad de estos fondos, y ello se debe a que los mismos, tal y como se ha señalado, por definición tienen más del 75% de su cartera invertida en títulos de renta fija. Ello implica que la cartera de mercado, que hemos representado por un índice de acciones, o sea de renta variable, no tiene tanta influencia en la rentabilidad de este tipo de fondos como ocurría en los fondos de renta variable y de variable mixta, en los que el peso de la renta variable, y por tanto el Ibex-35, tiene mayor importancia. Por tanto, en los fondos de renta fija mixta, consideramos que, en general, el Ibex-35 no explica adecuadamente las primas de rentabilidad de estos fondos, debiendo ser causadas por motivos específicos de cada uno, o bien por otras variables o factores, no sólo la influencia del mercado,

como analizaremos posteriormente. En definitiva no podemos aceptar la bondad del ajuste en esta modalidad de fondos.

El promedio de los coeficientes de determinación para los fondos de renta fija mixta es del 28,87%, lo que significa que las variaciones de la prima de riesgo del mercado, en este caso representado por el Ibex-35, explican como promedio un 28,87% de la variabilidad de las primas de riesgo de las rentabilidades de este tipo de fondos, lo cual no constituye, desde nuestro punto de vista, un grado de explicación aceptable.

Para el modelo C.4, la descomposición del riesgo total en sus dos sumandos, riesgo específico y riesgo sistemático, se expresa en el siguiente cuadro, en el que se muestra, en promedio, como en el período analizado, el riesgo total de los fondos, medido por la varianza, es del 46,67%, el de mercado un 15,72%, y el específico un 30,95%.

**Descomposición del riesgo<sup>28</sup>**

Fondos	$\sigma_p^2$	$\beta_i^2 \sigma_M^2$	$\sigma_{ui}^2$
F1	31,60896	3,88629	27,72267
F2	31,84391	5,17657	26,66734
F3	39,09583	5,64290	33,45292
F4	39,13594	3,39788	35,73806
F5	18,27242	7,93030	10,34212
F6	114,39743	39,57574	74,82168
F7	97,55611	44,64510	52,91100
F8	44,81468	17,78877	27,02591
F9	30,26548	5,75046	24,51501
F10	19,03962	5,82800	13,21162
F11	31,51139	2,41198	29,09941
F12	83,11076	31,71813	51,39262
F13	83,28731	36,12328	47,16403
F14	8,99130	4,03299	4,95831
F15	21,88820	6,47242	15,41578
F16	71,16539	26,04504	45,12036
F17	13,58563	8,16517	5,42046
F18	56,11668	6,12419	49,99250
F19	20,71550	3,20947	17,50602
F20	27,37720	2,42818	24,94902
F21	79,86739	47,51790	32,34949
F22	78,57648	46,12130	32,45518
F23	31,32167	1,73166	29,59001

**Descomposición del riesgo promedio**

	$\sigma_p^2$	$\beta_i^2 \sigma_M^2$	$\sigma_{ui}^2$
Media	46,67	15,72	30,95
Porcentaje	100,00	33,68	66,32

Por tanto y en conclusión, para los Fondos de Inversión Mobiliaria de renta fija mixta, de acuerdo con los resultados expuestos, no podemos aceptar la bondad del ajuste según el modelo de mercado, definido en excesos de rentabilidades sobre

<sup>28</sup> Esta descomposición corresponde al modelo definido en excesos de rentabilidad sobre el tipo de interés libre de riesgo y utilizando como cartera de mercado el Ibex-35.

las del activo libre de riesgo, y tomando como cartera de mercado el Ibex-35, puesto que los coeficientes beta, en general, no son significativos. Además, el mercado sólo explica, en promedio, el 28,87% de la variabilidad de la prima de riesgo de la rentabilidad de dichos fondos. Este tipo de fondos tiene menor riesgo total que los fondos de renta variable y variable mixta. Sin embargo, porcentualmente el riesgo específico de los fondos de renta fija mixta es mayor que el correspondiente al de las otras modalidades. Así, un 66,32% del riesgo total, es riesgo específico, representando el riesgo sistemático, en promedio, un 33,68%. Como se aprecia, el riesgo específico es alto en la mayoría de estos fondos, pudiéndose reducir el mismo mediante una diversificación más adecuada en la composición de los activos que integran el patrimonio de estos fondos, lo que evidentemente implica una reducción en el riesgo total.

En resumen, tras analizar detenidamente las tres modalidades de fondos objeto de estudio, podemos obtener las siguientes conclusiones generales: tomar como cartera de mercado el índice Ibex-35 es más apropiado que tomar el IGBM para estudiar los Fondos de Inversión; de igual modo, obtenemos mejores resultados al definir el modelo en excesos de rentabilidad sobre el tipo de interés del activo libre de riesgo, que al definirlo en rentabilidades.

De igual forma, podemos apreciar que a medida que la renta variable representa un porcentaje mayor en la composición del patrimonio de cada tipo de fondos, la proporción de la varianza de la variable dependiente, o sea la rentabilidad

o las primas de riesgo de cada uno de los distintos Fondos de Inversión, explicada por la variable independiente, en este caso el IGBM, el Ibex-35 o sus primas de riesgo, es mayor. Por lo que, como a medida que el coeficiente de diversificación de un fondo aumenta, el riesgo específico disminuye respecto al riesgo sistemático o de mercado, tal y como se puede apreciar en las tablas expuestas, los fondos de renta variable y variable mixta tienen un coeficiente de diversificación mayor y en consecuencia mayor riesgo de mercado, mientras que los fondos de renta fija mixta presentan menores coeficientes de diversificación, por lo que es mayor su riesgo específico frente al de mercado. En este mismo sentido, debido a las características, en cuanto a las restricciones en las proporciones a invertir en renta fija o variable, propias de cada tipo de fondo, es obvio que en los fondos con mayor porcentaje invertido en renta variable, la rentabilidad de dichos fondos dependa en mayor medida de la rentabilidad del mercado que en los fondos con mayor porcentaje de renta fija. En cualquier caso, independientemente de los coeficientes obtenidos, mejores en los fondos con renta variable, la rentabilidad del mercado no explica en más del 62,5% la rentabilidad del fondo, estando la media alrededor del 40-50%, para la renta variable. Por tanto, sólo aceptamos la bondad del ajuste al estimar el modelo de mercado en el caso de los fondos de inversión de renta variable y de renta variable mixta. Es por ello que consideramos que deben existir otros factores, no sólo la rentabilidad de la cartera de mercado, ya sea el IGBM o el Ibex-35, que influyen en la rentabilidad de los Fondos de Inversión, especialmente en aquellos con mayor importancia de renta fija entre los activos que componen las respectivas carteras de

inversión, como veremos en los apartados posteriores de este capítulo al analizar los modelos multifactoriales.

### 3.3.2.- Datos trimestrales de rentabilidad

#### 3.3.2.1.- FONDOS DE RENTA VARIABLE

Siguiendo idéntica metodología a la utilizada con los datos anuales de rentabilidad, procedemos al análisis de la forma de la distribución de la rentabilidad de cada uno de los 19 fondos seleccionados, estudiando la asimetría y la curtosis. En este sentido y en relación con los coeficientes de asimetría, podemos señalar que los mismos se encuentran próximos a cero, oscilando sus valores entre -0,25 y 0,27 en siete fondos. En cuatro fondos observamos una ligera asimetría hacia la derecha, mientras que en ocho fondos, la asimetría es ligeramente hacia la izquierda. En cuanto a los coeficientes de curtosis, hay nueve fondos con un apuntamiento similar al de la distribución normal, y diez fondos cuyas distribuciones de rentabilidad tienen un apuntamiento superior al de la normal, o sea, son distribuciones leptocúrticas.

Al realizar el contraste de hipótesis correspondiente al estadístico de Jarque-Bera, hemos podido comprobar que la rentabilidad de todos los fondos seleccionados, a excepción del F11, del F14 y del F15, así como la de los índices de mercado, sigue una distribución normal. La rentabilidad media correspondiente a los fondos es del 2,85% trimestral, con una varianza trimestral del 79,74%.

Los resultados de las distintas estimaciones se exponen a continuación:

A.1) Al definir el modelo sobre rentabilidades y utilizar como cartera de mercado el IGBM, obtenemos:

FIM RENTA VARIABLE				
Fondo	$\beta_i$	$a_i$	$R^2$	$t(\beta_i)$
F1	0,708441	1,297066	0,51214	5,611
F2	0,625119	0,913482	0,52545	5,763
F3	0,89585	1,123601	0,54211	5,959
F4	0,776579	2,168904	0,60391	6,763
F5	0,838877	1,758871	0,64681	7,412
F6	0,704977	1,819263	0,59936	6,699
F7	0,688953	0,691821	0,58331	6,481
F8	0,661275	0,599619	0,5779	6,408
F9	0,70145	1,178205	0,60306	6,751
F10	0,577358	0,674943	0,4737	5,196
F11	0,625621	0,656093	0,4911	5,381
F12	0,605734	-0,673935	0,43243	4,781
F13	0,631511	1,193759	0,56109	6,192
F14	0,843572	-0,906572	0,59018	6,572
F15	0,318107	1,57946	0,359095	4,099
F16	0,52679	1,269204	0,44848	4,939
F17	0,712716	0,417212	0,55815	6,156
F18	0,713948	1,221777	0,59989	6,706
F19	0,784529	-0,224694	0,53856	5,917

A.2) Definido el modelo sobre rentabilidades y utilizando como cartera de mercado el Ibex-35, se obtiene:

FIM RENTA VARIABLE				
Fondo	$\beta_i$	$a_i$	$R^2$	$t(\beta_i)$
F1	0,822510	0,711226	0,61915	6,983
F2	0,713820	0,434807	0,61450	6,915
F3	1,045035	0,366972	0,66161	7,658
F4	0,898163	1,537785	0,72451	8,882
F5	0,970441	1,076399	0,77633	10,204
F6	0,812313	0,713713	0,71371	8,648
F7	0,794647	0,138864	0,69599	8,287
F8	0,749449	0,111371	0,66574	7,729
F9	0,799725	0,645109	0,70305	8,427
F10	0,682393	0,158856	0,59349	6,618
F11	0,7000090	0,222826	0,55155	6,074
F12	0,679067	-1,037374	0,48742	5,341
F13	0,741097	0,646235	0,69303	8,229
F14	0,941719	-1,483526	0,65965	7,625
F15	0,395731	1,231873	0,49842	5,459
F16	0,587732	0,910022	0,50068	5,484
F17	0,772240	0,004660	0,58770	6,539
F18	0,844707	0,580791	0,75315	9,567
F19	0,895137	-0,823154	0,628825	7,129

A.3) Definido el modelo en excesos de rentabilidad sobre el tipo de interés del activo libre de riesgo y utilizando como cartera de mercado el IGBM, tenemos:

FIM RENTA VARIABLE				
Fondo	$\beta_i$	$a_i$	$R^2$	$t(\beta_i)$
F1	0,791413	0,869111	0,58440	6,495
F2	0,719324	0,246796	0,60619	6,795
F3	0,999882	1,231281	0,61909	6,982
F4	0,871821	1,935564	0,68779	8,129
F5	0,933930	1,703790	0,72521	8,898
F6	0,790429	1,381328	0,67718	7,932
F7	0,792331	0,207523	0,68133	8,008
F8	0,739120	0,036855	0,64813	7,433
F9	0,798556	0,729845	0,69601	8,287
F10	0,673728	-0,128464	0,57292	6,343
F11	0,705976	-0,008761	0,55952	6,173
F12	0,688842	-1,335771	0,50485	5,530
F13	0,724074	0,545410	0,66850	7,778
F14	0,958042	-0,948774	0,67437	7,882
F15	0,386670	0,035048	0,45676	5,022
F16	0,589158	0,322076	0,50310	5,511
F17	0,802286	0,001301	0,62604	7,086
F18	0,809234	0,809227	0,69377	8,244
F19	0,886182	-0,435471	0,61233	6,883

A.4) Definido el modelo en excesos de rentabilidad sobre el tipo de interés libre de riesgo y utilizando como cartera de mercado el Ibex-35, los resultados son:

FIM RENTA VARIABLE				
Fondo	$\beta_i$	$a_i$	$R^2$	$t(\beta_i)$
F1	0,818208	0,279126	0,63246	7,185
F2	0,732194	-0,280850	0,63594	7,239
F3	1,033165	0,486313	0,66927	7,791
F4	0,896210	1,289476	0,73591	9,143
F5	0,965592	1,007530	0,78493	10,463
F6	0,814212	0,794306	0,72753	8,950
F7	0,805089	-0,372614	0,71226	8,617
F8	0,753681	-0,506312	0,68236	8,027
F9	0,806173	0,149074	0,71823	8,744
F10	0,693314	-0,628303	0,61431	6,912
F11	0,709592	-0,519865	0,57235	6,336
F12	0,686951	-1,830414	0,50837	5,569
F13	0,740995	0,011311	0,70887	8,546
F14	0,954777	-1,636248	0,67817	7,951
F15	0,415195	-0,264762	0,53324	5,854
F16	0,598159	-0,108935	0,52509	5,759
F17	0,786016	-0,564271	0,60843	6,827
F18	0,844493	0,200072	0,76501	9,882
F19	0,905153	-1,087845	0,64683	7,412

De acuerdo con los resultados obtenidos, en función de los datos trimestrales de rentabilidad, todos los Fondos de Inversión Mobiliaria de renta variable analizados, expresando el modelo tanto en rentabilidades como en excesos de rentabilidad e independientemente de la cartera de mercado elegida, tienen un

coeficiente  $\beta$  positivo, con un valor inferior a 1, excepto el F3 cuyo valor supera la unidad al tomar como cartera de mercado el Ibex-35. Por tanto, las variaciones en las rentabilidades de estos dieciocho fondos siguen el curso del mercado, moviéndose en el mismo sentido que éste. Todos son fondos defensivos o poco volátiles, pues las variaciones en la rentabilidad del mercado se traducen en variaciones en sus rentabilidades, pero en menor proporción a las de aquél. En cambio el fondo F3 es un fondo más volátil o agresivo, ya que ante variaciones en la rentabilidad o en la prima de riesgo de la variable exógena, el Ibex-35, la rentabilidad o la prima de riesgo de cada fondo, experimenta una variación superior a la de dicha variable exógena.

Al analizar la significación estadística de dichos coeficientes  $\beta$ , tanto para un nivel de confianza del 90% como para uno del 95%, y en las dos modalidades de regresiones planteadas, y para las dos carteras de mercado elegidas, todos los coeficientes son significativos.

Al efectuar la comparación de los coeficientes  $\beta$  y  $R^2$  obtenidos de las distintas especificaciones del modelo, de idéntica forma a lo sucedido al tomar datos anuales de rentabilidad, los mejores resultados se han obtenido, tanto en la significación de los coeficientes beta como en los valores de los coeficientes de determinación, al definir el modelo en excesos sobre la rentabilidad del activo libre de riesgo, y tomando el Ibex-35 como cartera de mercado. En consecuencia, a

continuación analizaremos con más detenimiento los resultados correspondientes a esta especificación del modelo.

A efectos de analizar la estabilidad temporal de los coeficientes beta para detectar un posible cambio estructural hemos aplicado el test de Chow de dos formas distintas. En primer lugar, considerando únicamente dos intervalos, del primer trimestre del año 1990 al segundo del 1994, y del tercero de 1994 al último de 1997; y en segundo lugar, dividiendo el período total en cuatro subintervalos, o sea del primer trimestre de 1990 al último de 1992, del primero de 1993 al segundo de 1994, del tercero de 1994 al segundo de 1995, y del tercero de 1995 hasta el final de 1997.

Aplicado el test de Chow en las dos formas distintas señaladas, en cuanto a división temporal del intervalo total, y para el modelo que hemos decidido analizar en mayor profundidad, podemos señalar que se verifica la hipótesis de estabilidad de los coeficientes beta, para todos los fondos al dividir el período total en cuatro subintervalos. También se verifica la estabilidad en el caso de dividir el intervalo total en dos subintervalos, a excepción de los fondos F2 y F16. Por lo que en general podemos aceptar la estabilidad de los coeficientes beta.

En cuanto a los coeficientes de determinación, observando los resultados correspondientes a la tabla del modelo A.4, todos los fondos presentan un coeficiente  $R^2$  superior al 50%, tomando doce de ellos un valor comprendido entre el 50% y el

70%. Además, los restantes siete fondos tienen un coeficiente de determinación superior al 70%. Por tanto, en todos los fondos analizados, más del 50% de las variaciones en las primas de riesgo de los mismos son debidas a los movimientos en las primas de riesgo del Ibex-35.

El promedio del coeficiente de determinación para los fondos de renta variable es del 65,58%, lo que significa que las variaciones de la prima de riesgo del mercado, en este caso representado por el Ibex-35, explica como promedio un 65,58% de la variabilidad de las primas de riesgo de las rentabilidades de este tipo de fondos, lo cual constituye desde nuestro punto de vista un aceptable grado de explicación.

Por otra parte, tal y como hemos señalado, cuanto mayor sea el coeficiente de determinación de un fondo, menor es su riesgo no sistemático o específico respecto al sistemático. De acuerdo con lo expuesto, a pesar de tener estos fondos un coeficiente  $R^2$  superior al 50% en todos los casos, pero inferior al 80%, el riesgo específico es alto en la mayoría de los mismos, pudiéndose reducir mediante una más adecuada diversificación, lo que implica evidentemente una reducción en el riesgo total del fondo. En promedio, el coeficiente de diversificación, es el mencionado 65,58%, por lo que un porcentaje promedio del 34,42% del riesgo total es riesgo específico, siendo importante el grado de riesgo sistemático o de mercado en este tipo de fondos.

Para el modelo A.4, la descomposición del riesgo total en sus dos sumandos, riesgo específico y riesgo sistemático, se expresa en el siguiente cuadro, en el que se muestra en promedio, que en el período analizado, el riesgo total de los fondos, medido por la varianza, es del 83,570%, el de mercado un 55,5301%, y el específico un 28,0402%.

**Descomposición del riesgo**

Fondos	$\sigma_p^2$	$\beta_i^2 \sigma_M^2$	$\sigma_{\omega_i}^2$
F1	92,0313	58,2069	33,8244
F2	73,2960	46,6122	26,6838
F3	138,6693	92,8082	45,8611
F4	94,8944	69,8339	25,0605
F5	103,2770	81,0652	22,2118
F6	79,2256	57,6397	21,5859
F7	79,1217	56,3553	22,7664
F8	72,3781	49,3881	22,9900
F9	78,6750	56,5072	22,1678
F10	68,0329	41,7933	26,2395
F11	76,4896	43,7789	32,7107
F12	80,7077	41,0297	39,6780
F13	67,3454	47,7395	19,6060
F14	116,8716	79,2594	37,6122
F15	28,1079	14,9883	13,1196
F16	59,2442	31,1086	28,1356
F17	88,2872	53,7168	34,5704
F18	81,0534	62,0068	19,0467
F19	110,1284	71,2346	38,8938

**Descomposición del riesgo promedio**

	$\sigma_p^2$	$\beta_i^2 \sigma_M^2$	$\sigma_{\omega_i}^2$
Media	83,5703	55,5301	28,0402
Porcentaje	100,00	66,45	33,55

Por tanto y en conclusión, para los Fondos de Inversión Mobiliaria de renta variable, al tomar datos trimestrales de rentabilidad, de acuerdo con los resultados expuestos, podemos aceptar la bondad del ajuste según el modelo de mercado, definido en excesos de rentabilidad sobre la del activo libre de riesgo, y tomando como cartera de mercado el Ibex-35, puesto que el mercado explica una parte importante, en promedio el 65,58%, de la variabilidad de la prima de riesgo de la rentabilidad de dichos fondos, existiendo una cantidad no despreciable de riesgo específico, en promedio y medido por la varianza, del 28,0402%, siendo los coeficientes beta altamente significativos.

### 3.3.2.2.- FONDOS DE RENTA VARIABLE MIXTA

Al realizar el análisis exploratorio de los datos, podemos señalar que los coeficientes de asimetría se encuentran próximos a cero, oscilando sus valores entre -0,26 y 0,24 en siete fondos. En cinco fondos observamos una ligera asimetría hacia la derecha, mientras que los siete fondos restantes, presentan una ligera asimetría hacia la izquierda. En cuanto a los coeficientes de curtosis, diez fondos tienen un apuntamiento similar al de la distribución normal, mientras que las distribuciones de rentabilidad de los nueve restantes tienen un apuntamiento superior al de la normal, o sea, son distribuciones leptocúrticas.

Para contrastar la normalidad de las distribuciones de las rentabilidades, utilizamos el estadístico de Jarque-Bera, verificándose que la rentabilidad de todos los fondos seleccionados, a excepción de la correspondiente a los fondos F3, F16 y del F18, así como la de los índices de mercado, efectivamente sigue una distribución normal. Por otra parte, la rentabilidad media correspondiente a los fondos seleccionados es del 2,59% trimestral, con una varianza trimestral del 32,48%.

Los resultados de las distintas estimaciones se exponen a continuación:

B.1) Definido el modelo sobre rentabilidades y utilizando como cartera de mercado el IGBM:

FIM RENTA VARIABLE MIXTA				
Fondo	$\beta_i$	$a_i$	$R^2$	$t(\beta_i)$
F1	0,627419	1,395272	0,52039	5,705
F2	0,374532	2,096397	0,53072	5,824
F3	0,62663	1,360678	0,47326	5,191
F4	0,656758	0,401737	0,51862	5,685
F5	0,237317	1,596994	0,47939	5,256
F6	0,529099	1,699405	0,6342	7,212
F7	0,346113	2,088526	0,57632	6,388
F8	0,315775	1,872762	0,57462	6,365
F9	0,633632	1,026067	0,64322	7,354
F10	0,23486	1,898471	0,42594	4,718
F11	0,327558	1,555896	0,46553	5,111
F12	0,313073	1,543693	0,46833	5,141
F13	0,218398	1,679167	0,52978	5,813
F14	0,416353	1,368976	0,59516	6,641
F15	0,355193	1,521347	0,54635	6,011
F16	0,155688	1,947267	0,40644	4,532
F17	0,129693	1,222702	0,41886	4,65
F18	0,569752	0,094422	0,47305	5,189
F19	0,545588	0,129880	0,55293	6,091

B.2) Definido el modelo sobre rentabilidades y utilizando como cartera de mercado el Ibex-35:

FIM RENTA VARIABLE MIXTA				
Fondo	$\beta_i$	$a_i$	$R^2$	$t(\beta_i)$
F1	0,727242	0,880277	0,62705	7,102
F2	0,449030	1,741245	0,68418	8,061
F3	0,717921	0,873240	0,55714	6,143
F4	0,751067	-0,104746	0,60831	6,825
F5	0,277104	1,395703	0,58621	6,519
F6	0,604115	1,294450	0,74152	9,277
F7	0,400012	1,808169	0,69041	8,179
F8	0,364280	1,619123	0,68585	8,092
F9	0,735400	0,502909	0,77708	10,226
F10	0,292706	1,640132	0,59337	6,616
F11	0,382822	1,276950	0,57029	6,309
F12	0,360826	1,293306	0,55795	6,153
F13	0,261346	1,473650	0,68040	7,991
F14	0,467958	1,074088	0,67431	7,881
F15	0,406295	1,247118	0,64115	7,321
F16	0,173560	1,841561	0,45302	4,984
F17	0,142537	1,141188	0,45376	4,992
F18	0,641566	-0,312945	0,53796	5,910
F19	0,621139	-0,281925	0,64276	7,347

B.3) Definido el modelo en excesos de rentabilidad sobre el tipo de interés libre de riesgo y utilizando como cartera de mercado el IGBM:

FIM RENTA VARIABLE MIXTA				
Fondo	$\beta_i$	$a_i$	$R^2$	$t(\beta_i)$
F1	0,710012	0,735499	0,60372	6,760
F2	0,447668	0,713306	0,65395	7,529
F3	0,708416	0,698670	0,54931	6,046
F4	0,741007	-0,174136	0,59372	6,621
F5	0,285992	-0,178013	0,59331	6,615
F6	0,606829	0,758447	0,73137	9,037
F7	0,409401	0,624399	0,67983	7,981
F8	0,379684	0,321810	0,69465	8,261
F9	0,729222	0,383700	0,75044	9,497
F10	0,290400	0,116236	0,56326	6,220
F11	0,399357	0,038436	0,58779	6,540
F12	0,376640	-0,014978	0,58316	6,478
F13	0,274351	-0,150181	0,67858	7,958
F14	0,477338	0,105896	0,67189	7,837
F15	0,419823	0,083164	0,639615	7,296
F16	0,198840	-0,061149	0,51612	5,656
F17	0,171508	-0,860056	0,56013	6,180
F18	0,660391	-0,730583	0,56703	6,268
F19	0,626367	-0,763986	0,64590	7,397

B.4) Definido el modelo en exceso de rentabilidad sobre el tipo de interés libre de riesgo y utilizando como cartera de mercado el Ibex-35:

FIM RENTA VARIABLE MIXTA				
Fondo	$\beta_i$	$a_i$	$R^2$	$t(\beta_i)$
F1	0,728972	0,210000	0,64436	7,372
F2	0,464335	0,358446	0,71266	8,619
F3	0,720490	0,179476	0,57531	6,374
F4	0,756244	-0,719168	0,62613	7,088
F5	0,296150	-0,391571	0,64417	7,369
F6	0,614770	0,315503	0,76003	9,747
F7	0,418268	0,322983	0,71826	8,745
F8	0,383291	0,045687	0,71677	8,713
F9	0,743775	-0,152333	0,79046	10,638
F10	0,310402	-0,107867	0,65158	7,490
F11	0,402347	-0,251393	0,60409	6,765
F12	0,378882	-0,287888	0,59752	6,673
F13	0,282419	-0,353791	0,72807	8,962
F14	0,484143	-0,242947	0,69984	8,363
F15	0,426337	-0,224042	0,66787	7,767
F16	0,198676	-0,204218	0,52172	5,720
F17	0,167768	-0,980764	0,54268	5,966
F18	0,652566	-1,200295	0,56061	6,186
F19	0,631192	-1,218667	0,66410	7,701

De acuerdo con los resultados obtenidos, en función de los datos trimestrales de rentabilidad, todos los Fondos de Inversión Mobiliaria de renta variable mixta analizados, expresando el modelo tanto en rentabilidades como en excesos de rentabilidad e independientemente de la cartera de mercado elegida, tienen un coeficiente  $\beta$  positivo, con un valor inferior a 1. Por tanto, las variaciones en las

rentabilidades de estos diecinueve fondos siguen el curso del mercado, moviéndose en el mismo sentido que éste. Todos son fondos defensivos o poco volátiles, pues las variaciones en la rentabilidad del mercado o en sus primas de rentabilidad se traducen en variaciones en sus rentabilidades o en sus primas, pero en menor proporción a las de dicha variable exógena.

Al analizar la significación estadística de dichos coeficientes  $\beta$ , tanto para un nivel de confianza del 90% como para uno del 95%, y en las dos modalidades de regresiones planteadas, y para las dos carteras de mercado elegidas, todos los coeficientes son significativos, por lo que las variables exógenas utilizadas son explicativas tanto de la rentabilidad como de las primas de riesgo de este tipo de fondos.

Al efectuar la comparación de los coeficientes  $\beta$  y  $R^2$  obtenidos de las distintas especificaciones del modelo, de idéntica forma a lo sucedido al tomar datos anuales de rentabilidad, los mejores resultados se han obtenido, tanto en la significación de los coeficientes beta como en los valores de los coeficientes de determinación, al definir el modelo en excesos sobre la rentabilidad del activo libre de riesgo, y tomando el Ibex-35 como cartera de mercado. En consecuencia, a continuación analizaremos con más detenimiento los resultados correspondientes a esta especificación del modelo.

Con el objetivo de analizar la estabilidad temporal de los coeficientes beta para detectar un posible cambio estructural, hemos aplicado el test de Chow de las dos formas distintas señaladas en el apartado anterior, correspondiente a los fondos de renta variable. De esta forma para el modelo que hemos decidido analizar en mayor profundidad, podemos señalar que se verifica la hipótesis de estabilidad de los coeficientes beta, para todos los fondos al dividir el período total en cuatro subintervalos, excepto en los fondos F16 y F17. También se verifica la estabilidad en el caso de dividir el intervalo total en dos subintervalos, a excepción de los fondos F11, F15 y F16. Por lo que en general podemos aceptar la estabilidad de los coeficientes beta.

En cuanto a los coeficientes de determinación, observando los resultados correspondientes a la tabla del modelo B.4, todos los fondos presentan un coeficiente  $R^2$  superior al 50%, tomando trece de ellos un valor comprendido entre el 50% y el 70%. Además, los restantes siete fondos tienen un coeficiente de determinación superior al 70%, siendo el mayor el 79,04% que corresponde al F9. Por tanto, en todos los fondos analizados, más del 50% de las variaciones en las primas de riesgo de los mismos son debidas a los movimientos en las primas de riesgo del Ibex-35.

El promedio del coeficiente de determinación para los fondos de renta variable mixta es del 65,40%, lo que significa que las variaciones de la prima de riesgo del mercado, en este caso representado por el Ibex-35, explica como promedio

dicho 65,40% de la variabilidad de las primas de riesgo de las rentabilidades de este tipo de fondos, lo cual constituye desde nuestro punto de vista un aceptable grado de explicación.

Por otra parte, tal y como hemos señalado, cuanto mayor sea el coeficiente de determinación de un fondo, menor es su riesgo no sistemático o específico respecto al sistemático. De acuerdo con lo expuesto, a pesar de tener estos fondos un coeficiente  $R^2$  superior al 50% en todos los casos, pero inferior al 80%, el riesgo específico es alto en la mayoría de los mismos, pudiéndose reducir mediante una más adecuada diversificación, lo que implica evidentemente una reducción en el riesgo total del fondo. En promedio, el coeficiente de diversificación, es el mencionado 65,40%, por lo que un porcentaje promedio del 34,60% del riesgo total es riesgo específico, siendo importante el grado de riesgo sistemático o de mercado en este tipo de fondos.

Para el modelo B.4, la descomposición del riesgo total en sus dos sumandos, riesgo específico y riesgo sistemático, se expresa en el siguiente cuadro, en el que se muestra en promedio, que en el período analizado, el riesgo total de los fondos, medido por la varianza, es del 34,70%, el de mercado un 21,43%, y el específico un 13,27%.

**Descomposición del riesgo**

Fondos	$\sigma_p^2$	$\beta_i^2 \sigma_M^2$	$\sigma_{ui}^2$
F1	71,7034	43,5651	28,1383
F2	26,3153	17,6758	8,6394
F3	78,4514	42,5572	35,8942
F4	79,4156	46,8858	32,5298
F5	11,8376	7,1902	4,6474
F6	43,2350	30,9844	12,2507
F7	21,1710	14,3426	6,8284
F8	17,8204	12,0441	5,7763
F9	60,8481	45,3524	15,4957
F10	12,8565	7,8989	4,9577
F11	23,2993	13,2715	10,0279
F12	20,8882	11,7686	9,1196
F13	9,5248	6,5389	2,9859
F14	29,1202	19,2161	9,9042
F15	23,6624	14,9013	8,7611
F16	6,5780	3,2360	3,3420
F17	4,5094	2,3075	2,2019
F18	66,0440	34,9113	31,1327
F19	52,1593	32,6618	19,4975

**Descomposición del riesgo promedio**

	$\sigma_p^2$	$\beta_i^2 \sigma_M^2$	$\sigma_{ui}^2$
Media	34,7074	21,4373	13,2700
Porcentaje	100,00	61,7659	38,2341

Por tanto y en conclusión, para los Fondos de Inversión Mobiliaria de renta variable mixta, al tomar datos trimestrales de rentabilidad, de acuerdo con los resultados expuestos, podemos aceptar la bondad del ajuste según el modelo de mercado, definido en excesos de rentabilidades sobre las del activo libre de riesgo, y tomando como cartera de mercado el Ibex-35, puesto que el mercado explica una parte importante, en promedio el 61,76%, de la variabilidad de la prima de riesgo de

la rentabilidad de dichos fondos, existiendo una cantidad no despreciable de riesgo específico, en promedio y medido por la varianza, del 38,23%, siendo los coeficientes beta altamente significativos.

### 3.3.2.3.- FONDOS DE RENTA FIJA MIXTA

Del análisis exploratorio de los datos podemos señalar que los coeficientes de asimetría se encuentran próximos a cero, oscilando sus valores entre -0,28 y 0,28 en diez fondos. En los trece fondos restantes observamos una ligera asimetría hacia la izquierda. En cuanto a los coeficientes de curtosis, las distribuciones de rentabilidad de ocho fondos tienen un apuntamiento similar al de la distribución normal, otros nueve tienen un apuntamiento inferior al de la normal, o sea, son distribuciones platicúrticas, mientras que en los seis restantes fondos, el apuntamiento de sus rentabilidades es superior al de la normal, siendo por tanto leptocúrticas.

En cuanto al contraste de la normalidad de las distribuciones de las rentabilidades, se verifica que las de todos los fondos seleccionados, a excepción de las correspondientes a los fondos F7, F13 y del F18, efectivamente siguen una distribución normal. Por otra parte, la rentabilidad media correspondiente a los fondos seleccionados es del 2,37% trimestral, con una varianza trimestral del 4,79%.

Los resultados obtenidos al estimar el modelo para las distintas opciones planteadas se recogen a continuación:

C.1) Definido el modelo sobre rentabilidades y utilizando como cartera de mercado el IGBM:

FIM RENTA FIJA MIXTA				
Fondo	$\beta_i$	$a_i$	$R^2$	$t(\beta_i)$
F1	0,06147	2,304233	0,12774	2,096
F2	0,057062	2,378534	0,1205	2,027
F3	0,060868	2,544412	0,10738	1,899
F4	0,04871	2,405171	0,07451	1,554
F5	0,056605	2,549543	0,2095	2,819
F6	0,212939	1,734632	0,425	4,708
F7	0,28333	1,671523	0,36672	4,168
F8	0,123517	2,429925	0,38455	4,329
F9	0,079146	2,363152	0,1874	2,63
F10	0,064531	1,954138	0,2102	2,825
F11	0,042826	2,201552	0,06606	1,456
F12	0,21117	1,925369	0,48712	5,337
F13	0,163096	1,17586	0,25168	3,176
F14	0,036873	2,331879	0,1318	2,134
F15	0,062838	2,273405	0,19201	2,67
F16	0,16998	1,914715	0,43865	4,841
F17	0,059085	2,305815	0,22881	2,983
F18	0,066043	2,180082	0,07781	1,591
F19	0,047793	2,138758	0,11335	1,958
F20	0,038224	1,906725	0,06295	1,419
F21	0,197241	1,505622	0,43536	4,809
F22	0,192902	1,794411	0,49358	5,407
F23	0,056158	1,708335	0,06616	1,457

C.2) Definido el modelo sobre rentabilidades y utilizando como cartera de mercado el Ibex-35:

FIM RENTA FIJA MIXTA				
Fondo	$\beta_i$	$a_i$	$R^2$	$t(\beta_i)$
F1	0,077180	2,234793	0,18061	2,571
F2	0,073021	2,309671	0,17698	2,539
F3	0,089015	2,435345	0,20598	2,789
F4	0,072894	2,312578	0,14966	2,297
F5	0,073317	2,478411	0,31522	3,716
F6	0,251562	1,544661	0,53199	5,839
F7	0,329329	1,436014	0,44437	4,898
F8	0,154936	2,290870	0,54267	5,966
F9	0,107368	2,248151	0,30931	3,665
F10	0,087393	1,860849	0,34577	3,981
F11	0,066257	2,113202	0,14182	2,226
F12	0,252010	1,72885	0,62222	7,029
F13	0,193616	1,027355	0,31811	3,741
F14	0,053730	2,266430	0,25099	3,170
F15	0,082513	2,190845	0,29693	3,559
F16	0,203581	1,754202	0,56433	6,233
F17	0,076933	2,230273	0,34792	4,001
F18	0,094893	2,067152	0,14409	2,247
F19	0,068917	2,056246	0,21138	2,835
F20	0,057492	1,833136	0,12772	2,095
F21	0,234595	1,324604	0,55236	6,084
F22	0,215328	1,662533	0,55159	6,074
F23	0,078324	1,619882	0,11542	1,978

C.3) Definido el modelo en exceso de rentabilidad sobre el tipo de interés libre de riesgo y utilizando como cartera de mercado el IGBM:

FIM RENTA FIJA MIXTA				
Fondo	$\beta_i$	$a_i$	$R^2$	$t(\beta_i)$
F1	0,101992	0,026305	0,32808	3,827
F2	0,097623	0,087993	0,31970	3,754
F3	0,100066	0,264798	0,30603	3,637
F4	0,085808	0,090830	0,24826	3,147
F5	0,097223	0,257691	0,46000	5,055
F6	0,263667	-0,110188	0,55312	6,093
F7	0,340522	0,027929	0,47798	5,241
F8	0,168288	0,329411	0,59481	6,636
F9	0,119184	0,135814	0,41388	4,602
F10	0,103817	-0,314997	0,49905	5,466
F11	0,079027	-0,129601	0,25204	3,179
F12	0,260311	0,075533	0,64782	7,428
F13	0,212298	-0,811533	0,35948	4,103
F14	0,075164	-0,016366	0,50788	5,564
F15	0,100103	-0,000516	0,46664	5,121
F16	0,214411	-0,052844	0,61197	6,878
F17	0,102012	0,020992	0,53182	5,837
F18	0,104534	-0,084705	0,19168	2,667
F19	0,084784	-0,178203	0,39518	4,427
F20	0,073541	-0,437570	0,26121	3,256
F21	0,249566	-0,384160	0,58476	6,499
F22	0,230227	-0,107358	0,57062	6,314
F23	0,088364	-0,584555	0,19454	2,691

C.4) Definido el modelo en exceso de rentabilidad sobre el tipo de interés

libre de riesgo y utilizando como cartera de mercado el Ibex-35:

FIM RENTA FIJA MIXTA				
Fondo	$\beta_i$	$a_i$	$R^2$	$t(\beta_i)$
F1	0,101427	-0,046720	0,32852	3,831
F2	0,097914	0,017473	0,32564	3,806
F3	0,110500	0,184925	0,37785	4,268
F4	0,095186	0,022016	0,30931	3,665
F5	0,099784	0,185760	0,49062	5,375
F6	0,271730	-0,306100	0,59481	6,636
F7	0,343802	-0,219748	0,49333	5,404
F8	0,177293	0,201480	0,66843	7,776
F9	0,129161	0,042516	0,49216	5,392
F10	0,111200	-0,395287	0,57972	6,432
F11	0,088662	-0,193725	0,32121	3,767
F12	0,269700	-0,118956	0,70410	8,449
F13	0,217463	-0,968253	0,38190	4,305
F14	0,079278	-0,073574	0,57206	6,332
F15	0,106145	-0,077127	0,53107	5,828
F16	0,222976	-0,213661	0,67012	7,806
F17	0,102729	-0,053007	0,54607	6,007
F18	0,116709	-0,169099	0,24192	3,094
F19	0,091917	-0,244600	0,47030	5,160
F20	0,080778	-0,495947	0,31910	3,749
F21	0,255370	-0,568227	0,61994	6,995
F22	0,237820	-0,278837	0,61651	6,944
F23	0,097160	-0,654775	0,23814	3,062

Los resultados obtenidos nos permiten señalar que todos los Fondos de Inversión Mobiliaria de renta fija mixta analizados, expresando el modelo tanto en rentabilidades como en excesos de rentabilidad e independientemente de la cartera de mercado elegida, tienen un coeficiente  $\beta$  positivo, con un valor inferior a 1, no superando en ningún caso el valor 0,33. Por tanto, las variaciones en las rentabilidades de estos diecinueve fondos siguen el curso del mercado, moviéndose en el mismo sentido que éste, aunque con menor intensidad. Todos son fondos defensivos o poco volátiles, pues las variaciones en la rentabilidad del mercado o en sus primas de riesgo, se traducen en variaciones en sus rentabilidades o en sus primas, pero en menor proporción a las del mercado.

Al analizar la significación estadística de dichos coeficientes  $\beta$ , tanto para un nivel de confianza del 90% como para uno del 95%, y definiendo el modelo en excesos de rentabilidad y para las dos carteras de mercado elegidas, todos los coeficientes son significativamente distintos de cero. En cambio, si definimos el modelo en rentabilidades aparecen coeficientes beta no significativos, o sea con valores nulos. En este sentido, si la cartera de mercado es el IGBM, para un nivel de confianza del 90%, en cinco fondos las rentabilidades de los mismos no son explicadas por dicho índice al ser sus coeficientes beta no significativos. Para el 95% dicho índice no es explicativo de las variaciones de rentabilidad de ocho fondos. Si la cartera de mercado elegida es el Ibex-35, para un nivel del 90% de confianza, todos

los fondos tienen coeficientes beta significativos, no siéndolo para el 95% el del fondo F23.

Realizando la comparación de los coeficientes  $\beta$  y  $R^2$  obtenidos de las distintas especificaciones del modelo, de idéntica forma a lo efectuado al tomar datos anuales de rentabilidad y datos trimestrales con fondos de renta variable y variable mixta, los mejores resultados se han obtenido, tanto en la significación de los coeficientes beta como en los valores de los coeficientes de determinación, al definir el modelo en excesos sobre la rentabilidad del activo libre de riesgo, y tomando el Ibex-35 como cartera de mercado. Por tanto, tal como hemos hecho en los casos anteriores, a continuación analizaremos con más detenimiento los resultados correspondientes a esta especificación del modelo.

Al realizar el test de Chow, de las dos formas distintas señaladas en los apartados anteriores, con la finalidad de detectar un posible cambio estructural de los coeficientes beta, para el modelo que hemos decidido analizar en mayor profundidad, podemos señalar que se verifica la hipótesis de estabilidad de los coeficientes beta tanto al dividir el período total en cuatro subintervalos, como en el caso de dividir el intervalo total en dos subintervalos, a excepción del fondo F22. Por lo que en general podemos aceptar la estabilidad de dichos coeficientes beta.

En cuanto a los coeficientes de determinación, observando los resultados correspondientes a la tabla del modelo C.4, trece fondos presentan un coeficiente  $R^2$  inferior al 50%, oscilando los valores de nueve de ellos entre el 20% y el 40%. Por otra parte, nueve de ellos tienen un valor comprendido entre el 50% y el 70%, mientras que sólo un fondo, el F12, tiene un coeficiente de determinación superior al 70%, siendo su valor el 70,41%. En consecuencia, en la mayoría de los fondos analizados, trece sobre veintitrés, las variaciones en las primas de riesgo de los mismos no son debidas principalmente a los movimientos en las primas de riesgo del Ibex-35, por lo que al igual que expusimos al analizar este tipo de fondos con datos anuales de rentabilidad, suponemos que existen otras causas que explican mejor las variaciones en las primas de riesgo correspondiente a sus rentabilidades. Además, el valor promedio del coeficiente de determinación para los fondos de renta fija mixta es del 47,36%, lo que significa que las variaciones de la prima de riesgo del mercado, en este caso representado por el Ibex-35, no explican como promedio ni el 50% de la variabilidad de las primas de riesgo de las rentabilidades de este tipo de fondos, lo cual no constituye desde nuestro punto de vista un aceptable grado de explicación.

Por otra parte, tal y como hemos expuesto, a mayor coeficiente de determinación de un fondo, corresponde menor riesgo no sistemático o específico respecto al sistemático. Por ello, al tener estos fondos en promedio un coeficiente  $R^2$  inferior 50%, el riesgo específico es alto en la mayoría de los mismos, pudiéndose

reducir mediante una más adecuada diversificación, lo que implica evidentemente una reducción en el riesgo total del fondo.

Para el modelo C.4, la descomposición del riesgo total en sus dos sumandos, riesgo específico y riesgo sistemático, se expresa en el siguiente cuadro, en el que se muestra en promedio, que en el período analizado, el riesgo total de los fondos, medido por la varianza, es del 4,97%, el de mercado un 2,52%, y el específico un 2,45%.

**Descomposición del riesgo**

Fondo	$\sigma_i^2$	$\beta_i^2 \sigma_M^2$	$\sigma_{ui}^2$
F1	2,7227	0,8944	1,8282
F2	2,5597	0,8336	1,7262
F3	2,8096	1,0616	1,7479
F4	2,5468	0,7878	1,7590
F5	1,7645	0,8657	0,8988
F6	10,7928	6,4198	4,3730
F7	20,8315	10,2769	10,5545
F8	4,0885	2,7329	1,3556
F9	2,9471	1,4505	1,4966
F10	1,8545	1,0751	0,7794
F11	2,1278	0,6835	1,4443
F12	8,9820	6,3242	2,6577
F13	10,7661	4,1117	6,6544
F14	0,9552	0,5465	0,4088
F15	1,8445	0,9796	0,8649
F16	6,4507	4,3228	2,1279
F17	1,6803	0,9176	0,7627
F18	4,8953	1,1843	3,7110
F19	1,5620	0,7346	0,8274
F20	1,7778	0,5673	1,2105
F21	9,1460	5,6700	3,4760
F22	7,9763	4,9175	3,0588
F23	3,4465	0,8208	2,6258

**Descomposición del riesgo promedio**

	$\sigma_p^2$	$\beta_i^2 \sigma_M^2$	$\sigma_{ui}^2$
Media	4,9795	2,5295	2,4500
Porcentaje	100,00	50,80	49,20

Por tanto y en conclusión, para los Fondos de Inversión Mobiliaria de renta fija mixta, al tomar datos trimestrales de rentabilidad, de acuerdo con los resultados expuestos, no podemos aceptar la bondad del ajuste según el modelo de mercado, definido en excesos de rentabilidades sobre las del activo libre de riesgo, y tomando como cartera de mercado el Ibex-35, de forma tan clara como en el caso de los fondos de renta variable y renta variable mixta, puesto que el mercado no llega a explicar en promedio ni el 50%, de la variabilidad de la prima de riesgo de la rentabilidad de dichos fondos, existiendo una cantidad importante de riesgo específico, en promedio y medido por la varianza, del 49,20%, por lo que como ya hemos señalado deben existir otras variables más relevantes en la explicación de las rentabilidades, o primas de rentabilidad de este tipo de fondos.

### 3.4.- VALIDACIÓN EMPÍRICA DEL CAPM

#### 3.4.1.- Antecedentes

Tal y como hemos señalado en el capítulo II, el CAPM establece la relación que debe existir en un mercado en equilibrio entre la rentabilidad esperada de cualquier activo o cartera y su riesgo sistemático. Ahora bien, tal relación se ha obtenido en función de un conjunto de hipótesis, por lo que es preciso verificar o contrastar que la misma se da en la realidad, o sea, que los datos concretos de rentabilidad de los activos financieros, en nuestro caso, los Fondos de Inversión, la verifican. Ello constituye el objetivo fundamental de la contrastación empírica o validación del CAPM, o sea, responder a la cuestión de si los datos reales de rentabilidad de las distintas modalidades de Fondos de Inversión, verifican la ecuación fundamental del CAPM:  $E_i = R_f + (E_M - R_f) \cdot \beta_i$ .

Desde su nacimiento a mediados de los años sesenta con los trabajos ya citados de Sharpe y Lintner, comenzaron a realizarse contrastaciones empíricas cuyo objetivo era comprobar si podía aceptarse que la relación lineal y creciente entre el rendimiento promedio y el coeficiente beta de un activo se daba en la realidad, en definitiva, comprobar si el modelo se ajustaba o no a los datos reales. Uno de los

primeros tests para la contrastación del CAPM fue llevado a cabo por Douglas<sup>29</sup>, quien realizó una regresión tipo “cross-section” de las rentabilidades medias de los títulos sobre sus propias varianzas y sobre sus covarianzas, con un índice de rentabilidad que también calculó, llegando a la conclusión que en general, la varianza estaba relacionada positivamente, de forma significativa, con las rentabilidades medias, pero la covarianza no lo estaba. No confirma ni contradice al modelo CAPM, pero sus resultados son consistentes con la idea de que el mercado premia la asunción de riesgos. Además, el mismo Douglas también resumió algunos aspectos de trabajos de Sharpe<sup>30</sup> y de Lintner. Posteriormente Miller y Scholes<sup>31</sup> realizaron un estudio donde, entre otras cuestiones, analizaron y criticaron los resultados de Douglas y Lintner. Para ello, con un datos similares realizaron también varios análisis de regresión tipo “cross-section”. Efectuaron en primer lugar la regresión de las rentabilidades medias sobre los coeficientes de volatilidad, encontrando una relación positiva. En segundo lugar, realizaron una segunda regresión de las rentabilidades medias sobre la varianza de los residuos, obteniendo, en contra de lo que correspondía de acuerdo al modelo, una relación también positiva. Los resultados obtenidos, tanto por ellos como por Douglas y Lintner, consideraron que podían ser debidos a los errores de medida de las betas, pero que debían existir otras fuentes de

---

<sup>29</sup> Douglas, G. W. (1969): Risk in the Equity Markets: An Empirical Appraisal of Market Efficiency. Yale Economic Essays, vol. 9, pp.3-45. Tomado de Jensen, M. (1972b): Op. cit., pp. 364-365.

<sup>30</sup> Concretamente del trabajo Sharpe, W.(1965): Risk-Aversion in the Stock Market: Some Empirical Evidence. Journal of Finance, vol. 20, nº 3, pp. 416-422.

<sup>31</sup> Miller, M., Scholes, M. (1972): Rates of Return in Relation to Risk: An Re-examination of some Recent Findings; en Jensen, M., Ed.(1972a): Op. cit., pp. 47-78.

error, llegando incluso a poner en duda que las relaciones entre rentabilidad y riesgo sistemático fueran lineales. Por otro lado, también consideran causante de esta relación positiva la posible falta de simetría en la distribución de las rentabilidades, ya que, tal y como muestran Miller y Scholes<sup>32</sup>, si el tercer momento de las rentabilidades es positivo, lo que significa una asimetría con cola a la derecha, puede aparecer una asociación ex-post entre las rentabilidades medias y las varianzas de los residuos, lo que lleva a aumentar el coeficiente correspondiente a la varianza de los residuos en la segunda regresión y con ello contribuir a disminuir el valor del correspondiente coeficiente beta.

Los contrastes de este modelo realizados por Black, Jensen y Scholes<sup>33</sup> tenían por finalidad comprobar, en las regresiones de las rentabilidades de cada activo sobre la cartera de mercado o índice elegido, si el punto de corte con el eje de ordenadas, o sea, la constante de regresión  $a$ , toma el valor cero. Para ello proponen un método de agrupación de valores que, mediante series temporales para evitar el sesgo de selección, nos dé carteras con betas bien diferentes. Después realizan la regresión cross seccional entre las betas de las carteras y las rentabilidades medias, dando los resultados obtenidos un punto de corte con el eje de ordenadas, mayor que cero y una

---

<sup>32</sup> *Ibidem*, p. 70.

<sup>33</sup> Black, F., Jensen, M. C., Scholes, M. (1972): *The Capital Asset Pricing Model: Some Empirical Tests*; en Jensen, M., Ed. (1972a): *Op. cit.*, pp.79-121, y en Jensen, M. (1972b): *Op. cit.*, pp.366-367.

pendiente demasiado pequeña. Los resultados son coherentes con el modelo de Black<sup>34</sup> dado que la contrastación empírica es sensiblemente lineal.

Existen otros trabajos como el de Blume y Friend<sup>35</sup>, el de Fama y MacBeth<sup>36</sup>, o el de Fama<sup>37</sup>, en los que los resultados de sus investigaciones, aplicadas al mercado norteamericano, a pesar de no ser la prima por riesgo del mercado siempre significativa, apoyaban el modelo CAPM al aplicar la metodología de corte transversal.

Sin embargo trabajos como los de Reinganum<sup>38</sup> o Fama y French<sup>39</sup>, dan resultados contrarios a los planteados por el modelo, obteniéndose del contraste empírico que no existe relación positiva entre rentabilidad y riesgo sistemático.

También se han realizado estudios aplicados al mercado español, entre ellos podemos citar los trabajos de Palacios<sup>40</sup>, quien toma datos del período 1961-1971,

---

<sup>34</sup> Black, F. (1972): Op. cit., pp. 444-455.

<sup>35</sup> Blume, M. E., Friend, I. (1973): A new Look at the Capital Asset Pricing Model. *The Journal of Finance*, vol. 28, nº 1, marzo, pp. 19-33.

<sup>36</sup> Fama, E. F., MacBeth, J. D. (1973): Op. cit., pp.607-636.

<sup>37</sup> Fama, E. (1976): Op. cit., pp. 321-325.

<sup>38</sup> Reinganum, M. (1981b): Empirical test of muti-factor pricing model. *The Journal of Finance*, vol. 36, nº 2, pp. 313-321.

<sup>39</sup> Fama, E., French, K. R. (1992): The cross-section of expected stock returns. *The Journal of Finance*, vol. 47, nº 2, junio, pp. 427-465.

<sup>40</sup> Palacios, J. (1973): *The Stock Market in Spain: Test of Efficiency and Capital Market Theory*. Tesis Doctoral no publicada. Stanford University. Tomado de Mateos Aparicio, P. (1977): *Inversión Mobiliaria Colectiva. Test sobre la eficiencia del Mercado de Valores en España*. Servicio de

encontrando que en la primera mitad del período, el mercado no se comporta conforme el CAPM, pero los resultados obtenidos en la segunda mitad se asemejan al modelo. Posteriormente Bergés<sup>41</sup> partiendo de rentabilidades mensuales de títulos de las Bolsas españolas<sup>42</sup> rechaza la normalidad de las rentabilidades al observar asimetría a la derecha, testa el CAPM, sin obtener buenos resultados, según el método de regresión cross seccional. También es preciso señalar que Rubio<sup>43</sup> tampoco ha obtenido resultados concluyentes a favor del modelo. Otro estudio aplicado al mercado español, es el realizado por Gómez Bezares, Madariaga y Santibáñez<sup>44</sup>, los cuales utilizaron distintas metodologías de contrastación del modelo CAPM. Así, para el período 1959-1988, dedujeron la existencia de indicios que les llevan a pensar en un progresivo mejor funcionamiento del modelo a medida que se acerca a la actualidad. Por ello, siguiendo la metodología de serie temporal se acepta el modelo en los períodos 1979-1983 y 1984-1988, mientras que la metodología de corte transversal con medias les lleva a aceptarlo únicamente para el intervalo 1984-

---

Estudios de la Bolsa de Madrid, p. 171.

<sup>41</sup> Bergés, A. (1984): El mercado español de capitales en un contexto internacional. Serie: Economía Española, vol. 7. Ministerio de Economía y Hacienda. Madrid.

<sup>42</sup> Aunque nos estamos refiriendo sólo a los datos españoles, el estudio se realiza, como indica el título, en un contexto internacional, utilizando datos de las bolsas de España, Inglaterra, Estados Unidos y Canadá.

<sup>43</sup> Rubio, G. (1986): Análisis multivariante del cero-beta CAPM: el Mercado Español de Capitales. Revista Española de Economía, nº 3, pp. 344-365.

Rubio, G. (1988): Further International Evidence on Asset Pricing. The case of the Spanish Capital Market. Journal of Banking and Finance, nº 12, pp. 221-242.

Rubio, G. (1989): An Empirical Evaluation of the Intertemporal Capital Asset Pricing Model: The Stock Market in Spain. Journal of Business Finance & Accounting, vol. 16, nº 5, pp. 729-743.

<sup>44</sup> Gómez-Bezares, F; Madariaga, J. A., Santibáñez, J. (1994): Valoración de acciones en la Bolsa Española. Biblioteca de Gestión, Ed. Desclee de Brouwer, Bilbao.

1988. Sin embargo, la metodología de corte transversal sin medias no les permite aceptar el modelo en ningún período. De este modo, similares resultados les aparecen al contrastar el modelo para el período 1990-1993, es decir, la metodología de serie temporal da resultados que consideran interesantes, la de corte transversal con medias arroja resultados poco alentadores, y la de corte transversal sin medias les lleva a aceptar casi cualquier hipótesis de comportamiento. Por ello concluyen que ante estos resultados no se puede rechazar el CAPM, justificando que la imprecisión de las estimaciones les lleva a aceptar casi todo<sup>45</sup>. Por su parte, Esteve<sup>46</sup> en su tesis doctoral, rechaza la teoría de equilibrio en el mercado de capitales en los modelos de un solo factor, cuando la misma es aplicada a los Fondos de Inversión Mobiliaria en España para el período 1990-1994, debido al bajo porcentaje de varianza explicada, y sobre todo al obtener primas de riesgo negativas. Corzo<sup>47</sup> realiza una estimación del CAPM en treinta y dos valores de la Bolsa de Madrid para el período 1988-1994, y considera que el problema en la contrastación del CAPM se debe a un error de especificación derivado de la omisión de una variable latente explicativa en la cartera de referencia utilizada como cartera de mercado. Una vez considerado dicha variable los resultados que obtiene son consistentes con el CAPM.

---

<sup>45</sup> *Ibidem*, pp. 159 y ss.

<sup>46</sup> Esteve, S. (1995): *La Teoría de Cartera enfocada desde los Modelos Lineales de Índices. Aplicación a los fondos de inversión mobiliaria españoles*. Tesis Doctoral. Universidad de Barcelona.

<sup>47</sup> Corzo, T. (1996): *Eficiencia Semifuerte y CAPM en la Bolsa de Madrid: 1998-1994*. Tesis Doctoral. Universidad de Navarra.

### 3.4.2.- Metodología

A efectos de exponer adecuadamente la metodología utilizada en el contraste del modelo que realizaremos, es preciso tener en cuenta, tal y como señalan Fama y MacBeth<sup>48</sup>, que la ecuación fundamental del mismo supone tres implicaciones que son comprobables:

- La relación entre los rendimientos esperados de un activo y su riesgo, en cualquier cartera eficiente de mercado, es lineal.
- $\beta_i$  es una medida completa del riesgo de un activo  $i$  para una cartera eficiente de mercado, siendo la única medida del riesgo que aparece en dicha ecuación.
- En un mercado en el que los inversores son adversos al riesgo, las primas de riesgo deben ser positivas, por lo que se verificará:  $E_M - R_f > 0$ .

Según el modelo, todos los activos financieros, en nuestro caso, Fondos de Inversión, deben cumplir la ecuación fundamental, situándose por tanto en la recta SML, siendo dicha ecuación la que tenemos que validar empíricamente.

El modelo CAPM, tal y como hemos señalado, constituye un modelo de expectativas, las cuales, obviamente, no son observables en la realidad, pues

---

<sup>48</sup> Fama, E., MacBeth, J. (1973): Op. cit., pp. 607-636.

únicamente se dispone de datos históricos o realizados en un determinado período de tiempo. Por lo que, en principio parece que el modelo no puede contrastarse con la realidad. Sin embargo, al introducir la hipótesis de expectativas racionales<sup>49</sup>, es posible contrastar con datos históricos o datos ex-post, que son los que nos proporciona el mercado, dicho modelo. En la mayor parte de los estudios, tanto teóricos como empíricos, sobre el CAPM no se hace la distinción entre los coeficientes beta ex-ante y los coeficientes beta ex-post. En este sentido, Fama<sup>50</sup> y Jensen<sup>51</sup> han demostrado que el coeficiente beta ex-ante del modelo CAPM y el coeficiente beta ex-post del modelo de mercado son aproximadamente iguales, por lo que utilizaremos para el contraste del CAPM los coeficientes beta que obtuvimos de la estimación del modelo de mercado.

Para realizar los contrastes vamos a seguir dos metodologías alternativas<sup>52</sup>:  
contraste de serie temporal y contraste de corte transversal o cross seccional.

---

<sup>49</sup> Suponer que los individuos, como promedio, aciertan en sus estimaciones.

<sup>50</sup> Fama, E. (1968): Risk, Return and Equilibrium: Some Clarifying Comments. *The Journal of Finance*, vol.23, n° 1, pp. 29-40.

<sup>51</sup> Jensen, M. (1969): Risk, the Pricing of Capital Assets, and the Evaluation of Investment Portfolios. *Journal of Business*, vol. 42, n° 2, pp. 167-247.

<sup>52</sup> Jensen, M. (1972b): Op. cit. pp. 363-368.

### A) Contraste de serie temporal<sup>53</sup>

De acuerdo con el modelo de mercado, tenemos la siguiente expresión indicativa de la relación en cualquier momento  $t$  del tiempo entre la rentabilidad de un activo  $i$  y su coeficiente beta:

$$r_{it} = \alpha_i + \beta_i \cdot R_{Mt} + \varepsilon_{it}$$

Por otra parte, el valor esperado de la rentabilidad de dicho activo, viene dado por la expresión:

$$E_i = \alpha_i + \beta_i \cdot E_M$$

Y al realizar operaciones<sup>54</sup>, se llega a la siguiente expresión del modelo CAPM en forma de serie temporal y en excesos de rentabilidad sobre la del activo libre de riesgo<sup>55</sup>:

$$r_{it} - R_{ft} = \beta_i \cdot (R_{Mt} - R_{ft}) + \varepsilon_{it}$$

<sup>53</sup> Metodología seguida por Black, Jensen, Scholes entre otros. Ver al respecto: Black, F., Jensen, M., Scholes, M. (1972): Op. cit., en Jensen, M., Ed. (1972a): Op. cit., pp. 79-121. O también, Jensen, M.,. (1972b): Op. cit., pp. 366-367.

<sup>54</sup> Obteniendo  $r_{it} - E_i = \beta_i \cdot (R_{Mt} - E_M) + \varepsilon_{it}$ , sustituimos  $E_i$  por su valor de acuerdo con la expresión del CAPM.

<sup>55</sup> Jensen, M. (1972b): Op. cit., pp. 366-367.  
Elton, E. J., Gruber, M. J. (1991): Op. cit., pp. 342-346.

La expresión anterior permite contrastar el modelo. En efecto, si se desea verificar empíricamente la validez del mismo, puede hacerse efectuando para cada activo la regresión tomando como variable explicativa la prima de riesgo del mercado,  $R_{Mt} - R_{ft}$  y como variable a explicar, la prima de riesgo del activo,  $r_{it} - R_{ft}$  con lo que la ecuación de regresión a estimar es:

$$r_{it} - R_{ft} = \alpha_i + \beta_i \cdot (R_{Mt} - R_{ft}) + \varepsilon_{it}$$

Estas regresiones las realizamos tanto utilizando la metodología de MCO como la de MCG, ya que esta segunda tiene en cuenta los problemas derivados de la existencia de heterocedasticidad y autocorrelación.

En cada una de tales regresiones, si efectivamente se verifica el modelo, de ecuación  $E_i = R_{ft} + (E_M - R_{ft}) \cdot \beta_i$ , es evidente que la correspondiente ordenada en el origen debe ser nula:  $\alpha_i = 0$ . Podemos contrastar esta hipótesis de dos formas diferentes: de forma individual para cada uno de los fondos, mediante un test univariante, o bien de forma conjunta para todos los fondos de una misma clase, mediante un test multivariante<sup>56</sup>.

---

<sup>56</sup> Encontramos distintos tests multivariantes en: Shanken, J. (1985a): Multivariate Tests of the zero-beta CAPM. *Journal of Financial Economics*, nº 14, pp. 327-348.

MacKinlay, A. C. (1987): On Multivariate Tests of the CAPM. *Journal of Financial Economics*, nº 18, pp. 341-371.

Gibbons, M., Ross, S., Shanken, J. (1989): A tests of the efficiency of a given portfolio. *Econometrica*, vol. 57, nº 5, pp. 1121-1152.

En el test univariante se realiza para cada fondo el siguiente contraste bilateral de hipótesis:

$$\begin{cases} H_0: a_i = 0 \\ H_1: a_i \neq 0 \end{cases}$$

Para efectuar este contraste e interpretar los resultados del mismo, utilizamos el estadístico t-Student con N-2 grados de libertad, de modo que para cada Fondo de Inversión la hipótesis de cumplimiento del modelo CAPM se mantiene para un nivel de significación dado si su estadístico  $t(a_i)$  es menor, en valor absoluto, al valor de la distribución t-Student con N-2 grados de libertad correspondiente a dicho nivel de significación. En nuestro trabajo al tomar datos anuales de rentabilidad, como el período de estudio es de ocho años, los grados de libertad son seis, y para un nivel de confianza del 95%, en un contraste con dos colas, se acepta la hipótesis nula para  $|t| < 2,4469$ . Si el nivel de confianza tomado es del 90%, la hipótesis nula se acepta para  $|t| < 1,9432$ . Al tomar datos trimestrales de rentabilidad, al ser el período de estudio de treinta y dos trimestres, tenemos treinta grados de libertad, y tomando un nivel de confianza del 95% se acepta la hipótesis nula para  $|t| < 2,0423$ . Para un nivel de confianza del 90% se acepta dicha hipótesis para  $|t| < 1,6973$ <sup>57</sup>.

---

<sup>57</sup> Tal y como hemos señalado al estimar el modelo de mercado, los datos correspondientes a los valores de la distribución t-Student, los hemos tomado de las tablas de:

Ruiz-Maya, L., Martín Pliego, F. J. (1995): Op. cit., pp. 778-779.

En el test multivariante<sup>58</sup>, se contrasta simultáneamente para el conjunto de fondos de una cierta clase la hipótesis nula de que todas las ordenadas en el origen son nulas:

$$\begin{cases} H_0: \alpha_1 = \alpha_2 = \dots = \alpha_N = 0 \\ H_1: \exists \alpha_i \neq 0 \end{cases}$$

Dicho contraste lo realizamos mediante el test de Wald<sup>59</sup>, obteniendo a través del programa E-views el valor correspondiente del estadístico de prueba así como su probabilidad, manteniéndose la hipótesis nula señalada, y por tanto la aceptación global del CAPM, si dicha probabilidad es superior al nivel de significación elegido, en nuestro caso el 5%.

### **B) Contraste de corte transversal.**

Esta metodología está basada en la verificación del cumplimiento del modelo para el conjunto de activos, en nuestro caso de los Fondos de Inversión seleccionados, en un determinado momento del tiempo. Para ello en primer lugar se obtienen los coeficientes  $\beta$  a través del modelo de mercado, y en segundo término se realiza un ajuste de regresión entre dichos coeficientes  $\beta$ , a los que consideraremos la variable independiente, y las rentabilidades de los fondos. Esta metodología da

---

<sup>58</sup> Este lo realizamos únicamente al utilizar la metodología de MCO.

<sup>59</sup> Greene, W. (1998): Op. cit., p. 145 y pp. 244-246.

lugar a dos variantes en cuanto a la consideración de la variable explicada: la metodología de corte transversal con medias y sin medias.

*B.1) Contraste de corte transversal con medias*<sup>60</sup>: la variable a explicar es la rentabilidad media de los fondos en un período concreto. Por tanto, es preciso ajustar los coeficientes betas de los fondos con sus promedios de rentabilidad, según la siguiente ecuación de regresión:

$$E_j = \gamma_0 + \gamma_1 \cdot \beta_j + \epsilon_j$$

Si efectivamente se verifica el modelo, cuya ecuación es la ya señalada,

$$E_i = R_f + (E_M - R_f) \cdot \beta_i$$

el valor de la ordenada en el origen  $\gamma_0$  debe ser igual al

promedio, en el período contrastado, del tipo de interés del activo libre de riesgo,

$$\overline{R_f}$$

, y el valor de la pendiente  $\gamma_1$ , ha de coincidir con el promedio de la prima de

riesgo del mercado,  $\overline{E_M - R_f}$ .

En consecuencia, es preciso contrastar en primer lugar la significación estadística de los parámetros del modelo, para lo cual realizaremos los siguientes contrastes de hipótesis:

---

<sup>60</sup> Metodología utilizada por:

Miller M., Scholes, M. (1972): Op. cit., pp. 47-78.

Bergés, A. (1984): Op. cit., pp. 93-99.

Gómez Bezares, F., Madariaga, J. A., Santibáñez, J. (1994): Op. cit., pp.81-90 y pp. 140-142.

$$\text{Para la ordenada en el origen: } \begin{cases} H_0: \gamma_0 = 0 \\ H_1: \gamma_0 \neq 0 \end{cases}$$

$$\text{Para la pendiente: } \begin{cases} H_0: \gamma_1 = 0 \\ H_1: \gamma_1 \neq 0 \end{cases}$$

Estas hipótesis serán aceptadas si la probabilidad del correspondiente estadístico t supera el nivel de significación establecido.

En segundo término es preciso contrastar que dichos valores coincidan con los ya señalados, o sea, con el promedio de la rentabilidad del activo libre de riesgo, y con el promedio de la prima de riesgo del mercado. Por ello debemos realizar los siguientes contrastes de hipótesis:

$$\text{Para la ordenada en el origen: } \begin{cases} H_0: \gamma_0 = \overline{R_f} \\ H_1: \gamma_0 \neq \overline{R_f} \end{cases}$$

$$\text{Para la pendiente: } \begin{cases} H_0: \gamma_1 = \overline{E_M} - \overline{R_f} \\ H_1: \gamma_1 \neq \overline{E_M} - \overline{R_f} \end{cases}$$

Para contrastar estas hipótesis, relativas a la igualdad de los parámetros a unos determinados valores, utilizaremos el test de Wald. La hipótesis nula se mantendrá

en ambos casos si la probabilidad del correspondiente estadístico supera el nivel de significación correspondiente.

En relación con los contrastes citados, existen distintos grados de aceptación del cumplimiento de las hipótesis:

a) Según la versión Sharpe-Lintner, versión clásica del modelo, se estudia la significación de los parámetros y su igualdad a los valores teóricos apuntados, siendo necesario que se acepte tanto la significación de la ordenada y la significación de la pendiente del ajuste, así como la igualdad a los valores teóricos  $\gamma_0 = \overline{R_f}$  y

$$\gamma_1 = \overline{E_M} - \overline{R_f}.$$

b) Según la versión de Black basta con aceptar la significación del premio por riesgo o de la pendiente de regresión, siendo por tanto menos exigente. Esto es debido a que si la cartera de mercado es eficiente, el CAPM se cumplirá<sup>61</sup>, pero la ordenada en el origen y la pendiente del ajuste no tendrían por qué coincidir con los valores teóricos. Por ello algunos autores se desprecupan de la hipótesis de igualdad a los valores teóricos, contrastando solamente la significación del premio por riesgo.

---

<sup>61</sup> Ver al respecto Roll, R. (1977): Op. cit., pp. 129-176.

c) También hemos encontrado en la literatura una situación intermedia, en la que se acepta la igualdad de los valores teóricos y la no significación de estos valores. En el caso de no ser significativos dichos valores no puede aceptarse el CAPM, pero tampoco puede rechazarse, teniendo en este caso este test poca potencia.

*B.2) Contraste de corte transversal sin medias*<sup>62</sup>: la variable a explicar es la rentabilidad de los fondos para cada momento del tiempo. En consecuencia, es preciso realizar el ajuste entre los coeficientes beta de los fondos con las rentabilidades de los mismos, para cada momento del tiempo, según la siguiente ecuación de regresión:

$$r_i = \gamma_{0t} + \gamma_{1t} \cdot \beta_i + \epsilon_{it} \quad | i=1,2,\dots,N$$

Por tanto tenemos T ecuaciones de regresión:

$$\begin{aligned} r_{i1} &= \gamma_{01} + \gamma_{11} \cdot \beta_i + \epsilon_{i1} \\ r_{i2} &= \gamma_{02} + \gamma_{12} \cdot \beta_i + \epsilon_{i2} \\ &\dots \\ r_{iT} &= \gamma_{0T} + \gamma_{1T} \cdot \beta_i + \epsilon_{iT} \end{aligned}$$

De igual forma a lo ya señalado, es preciso contrastar tanto la significación estadística de los parámetros como la igualdad de los mismos a los respectivos

---

<sup>62</sup> Metodología utilizada por:

Fama, E., Macbeth, J. (1973): Op. cit., pp. 607-636.

Litzenberger, R. H., Ramaswamy, K. (1979): The effect of personal taxes and dividends on capital asset prices. *Journal of Financial Economics*, nº 7, pp. 163-195.

valores de la rentabilidad del activo libre de riesgo y la prima de riesgo del mercado.

Para ello seguiremos dos métodos:

a) Una vez calculados para cada período los coeficientes  $\gamma_{0t}$  y  $\gamma_{1t}$  contrastamos la significación estadística, tanto de forma individual como de forma conjunta.

De forma individual para cada regresión las hipótesis a contrastar son:

$$\text{Para la ordenada en el origen: } \begin{cases} H_0: \gamma_{0t} = 0 \\ H_1: \gamma_{0t} \neq 0 \end{cases}$$

$$\text{Para la pendiente: } \begin{cases} H_0: \gamma_{1t} = 0 \\ H_1: \gamma_{1t} \neq 0 \end{cases}$$

Estas hipótesis serán aceptadas si la probabilidad del correspondiente estadístico t supera el nivel de significación establecido.

De forma conjunta para todas las regresiones, mediante los siguientes contrastes:

$$\text{Para la ordenada en el origen: } \begin{cases} H_0: \gamma_{01} = \gamma_{02} = \dots = \gamma_{0T} = 0 \\ H_1: \exists \gamma_{0i} \neq 0 \end{cases}$$

$$\text{Para la pendiente: } \begin{cases} H_0: \gamma_{11} = \gamma_{12} = \dots = \gamma_{1T} = 0 \\ H_1: \exists \gamma_{1i} \neq 0 \end{cases}$$

Para contrastar estas hipótesis, relativas a la significación conjunta de los parámetros, utilizaremos el test de Wald. La hipótesis nula se mantendrá en ambos casos si la probabilidad del correspondiente estadístico supera el nivel de significación correspondiente.

Además es preciso contrastar que en cada período dichos valores coincidan con el promedio de la rentabilidad del activo libre de riesgo, y con el promedio de la prima de riesgo del mercado, de cada período. Por ello debemos realizar los siguientes contrastes de hipótesis:

$$\text{Para la ordenada en el origen: } \begin{cases} H_0: \gamma_{01} = \overline{R_{f1}}, H_0: \gamma_{02} = \overline{R_{f2}}, \dots; H_0: \gamma_{0T} = \overline{R_{fT}} \\ H_1: \gamma_{01} \neq \overline{R_{f1}}, H_1: \gamma_{02} \neq \overline{R_{f2}}, \dots; H_1: \gamma_{0T} \neq \overline{R_{fT}} \end{cases}$$

$$\text{Para la pendiente: } \begin{cases} H_0: \gamma_{11} = \overline{E_{M1}} - \overline{R_{f1}}, H_0: \gamma_{12} = \overline{E_{M2}} - \overline{R_{f2}}, \dots; H_0: \gamma_{1T} = \overline{E_{MT}} - \overline{R_{fT}} \\ H_1: \gamma_{11} \neq \overline{E_{M1}} - \overline{R_{f1}}, H_1: \gamma_{12} \neq \overline{E_{M2}} - \overline{R_{f2}}, \dots; H_1: \gamma_{1T} \neq \overline{E_{MT}} - \overline{R_{fT}} \end{cases}$$

Para contrastar estas hipótesis, relativas a la igualdad de los parámetros a unos determinados valores, utilizaremos el test de Wald. La hipótesis nula se mantendrá

en ambos casos si la probabilidad del correspondiente estadístico supera el nivel de significación correspondiente.

b) Calcular el promedio para el período total, 1990-1997, de los coeficientes  $\overline{\gamma_0}$  y  $\overline{\gamma_1}$ , y para estos valores promedio contrastar tanto la significación de los parámetros como su igualdad a los valores teóricos.

La significación de los parámetros la realizamos a través de los siguientes contrastes:

$$\text{Para la ordenada en el origen: } \begin{cases} H_0: \overline{\gamma_0} = 0 \\ H_1: \overline{\gamma_0} \neq 0 \end{cases}$$

$$\text{Para la pendiente: } \begin{cases} H_0: \overline{\gamma_1} = 0 \\ H_1: \overline{\gamma_1} \neq 0 \end{cases}$$

Estas hipótesis serán aceptadas si la probabilidad del correspondiente estadístico t supera el nivel de significación establecido.

Mientras que para contrastar la igualdad de dichos parámetros a los valores ya señalados tenemos:

$$\text{Para la ordenada en el origen: } \begin{cases} H_0: \overline{\gamma_0} = \overline{R_f} \\ H_1: \overline{\gamma_0} \neq \overline{R_f} \end{cases}$$

$$\text{Para la pendiente: } \begin{cases} H_0: \overline{\gamma_1} = \overline{E_M} - \overline{R_f} \\ H_1: \overline{\gamma_1} \neq \overline{E_M} - \overline{R_f} \end{cases}$$

Para contrastar estas hipótesis, relativas a la igualdad de los parámetros a unos determinados valores, utilizaremos el test de Wald. La hipótesis nula se mantendrá en ambos casos si la probabilidad del correspondiente estadístico supera el nivel de significación correspondiente

De igual forma a lo señalado en el contraste con medias, existen distintos grados en la validación del cumplimiento de las hipótesis que nos permitan aceptar o no el modelo CAPM:

a) Según la versión Sharpe-Lintner, versión clásica del modelo, estudiaremos la significación de los parámetros y su igualdad a los valores teóricos apuntados, siendo necesario que se acepte tanto la significación de la ordenada y la significación de la pendiente del ajuste, así como la igualdad a los valores teóricos  $\gamma_0 = \overline{R_f}$

y  $\gamma_1 = \overline{E_M} - \overline{R_f}$ , en cada período  $t$ .

b) Según la versión de Black basta con aceptar la significación del premio por riesgo, siendo por tanto menos exigente, despreocupándose de la hipótesis de igualdad a los valores teóricos, contrastando solamente la significación del premio por riesgo.

c) Una situación intermedia, en la que se acepta la igualdad de los valores teóricos y la no significación de estos valores. En el caso de no ser significativos dichos valores no puede aceptarse el CAPM, pero tampoco puede rechazarse, teniendo en este caso este test poca potencia.

### 3.4.3.- Contrastes según la metodología de serie temporal

En los apartados siguientes mostramos los resultados correspondientes a los distintos contrastes realizados, distinguiendo entre los datos de rentabilidad con periodicidad anual y los datos de rentabilidad con periodicidad trimestral, y para las distintas modalidades de fondos estudiadas. La cartera de mercado utilizada es la correspondiente al índice Ibex-35, ya que, de acuerdo con lo señalado al estimar el modelo de mercado, es la que mejores resultados presenta, y por ello la consideramos más adecuada.

#### 3.4.3.1.- DATOS ANUALES DE RENTABILIDAD

##### *A) Fondos de renta variable*

Una vez obtenidos los coeficientes de regresión por MCO, mediante un test univariante para cada fondo contrastamos la hipótesis nula de que la ordenada en el origen sea igual a cero, obteniendo el valor del estadístico de prueba que se muestra en la tabla siguiente:

FIM RENTA VARIABLE	
Fondo	t(a <sub>i</sub> )
F1	0,506
F2	0,167
F3	0,592
F4	1,251
F5	1,044
F6	0,844
F7	0,070
F8	-0,070
F9	0,487
F10	-0,219
F11	-0,219
F12	-2,017
F13	0,337
F14	-0,807
F15	-0,088
F16	0,198
F17	-0,232
F18	0,357
F19	-0,276

De acuerdo con los resultados expuestos, para un nivel de confianza del 95%, en todos los Fondos de renta variable se mantiene la hipótesis nula enunciada, con lo cual se acepta el cumplimiento del CAPM para cada uno de forma individual.

Al realizar el test multivariante para comprobar de forma conjunta en todos los fondos el cumplimiento de la hipótesis nula indicada, se obtiene a través del programa E-views, como probabilidad del valor del estadístico de prueba correspondiente, un 96,45%, por lo que es aceptada dicha hipótesis nula.

En consecuencia, para la modalidad de fondos enunciada, utilizando MCO podemos aceptar el cumplimiento del CAPM tanto a nivel individual como en conjunto.

Aplicando MCG, y realizando el test univariante para contrastar la hipótesis nula propuesta, para un nivel de confianza del 95%, ésta se rechaza únicamente en el fondo F5, por lo que se acepta el cumplimiento del CAPM, de forma individual, en cada uno de los restantes fondos. En la tabla siguiente se muestran los valores del estadístico de prueba:

FIM RENTA VARIABLE	
Fondo	t(a)
F1	0,897
F2	0,298
F3	1,052
F4	2,039
F5	2,792
F6	1,658
F7	0,103
F8	-0,144
F9	1,135
F10	-0,483
F11	-0,429
F12	-2,389
F13	0,653
F14	1,352
F15	-0,154
F16	0,358
F17	-0,540
F18	0,651
F19	-0,444

*B) Fondos de renta variable mixta*

El valor del estadístico de prueba para un test univariante y aplicando MCO, figura en la siguiente tabla:

FIM RENTA VARIABLE MIXTA	
Fondo	t(a <sub>j</sub> )
F1	0,582
F2	0,691
F3	0,423
F4	-0,239
F5	-0,237
F6	0,727
F7	0,546
F8	0,412
F9	0,292
F10	0,245
F11	-0,007
F12	-0,085
F13	-0,309
F14	0,052
F15	0,066
F16	-0,104
F17	-2,710
F18	-0,633
F19	-0,790

Para un nivel de confianza del 95%, se acepta el cumplimiento del CAPM para cada fondo de forma individual, excepto para el fondo F17.

En cuanto al test multivariante, la probabilidad del valor correspondiente al estadístico de prueba, es del 76,49%, por lo que se acepta el modelo de forma

conjunta. De acuerdo con lo expuesto, se acepta tanto de forma individual como conjunta, el cumplimiento del CAPM en los Fondos de Inversión de renta variable mixta de acuerdo con la metodología de MCO.

Al realizar el ajuste de regresión mediante MCG, los resultados obtenidos para el estadístico de prueba en el test univariante están recogidos en la siguiente tabla:

FIM RENTA VARIABLE MIXTA	
Fondo	t(a <sub>i</sub> )
F1	1,132
F2	1,569
F3	0,689
F4	-0,407
F5	-0,542
F6	1,433
F7	1,279
F8	0,748
F9	0,607
F10	0,589
F11	-0,016
F12	-0,183
F13	-0,717
F14	0,129
F15	0,088
F16	-0,181
F17	-3,512
F18	-1,224
F19	-1,678

En consecuencia de forma individual se acepta el cumplimiento del CAPM en todos los fondos, a excepción del fondo F17, para un nivel de confianza del 95%.

C) Fondos de renta fija mixta

Los resultados correspondientes al test univariante, en la metodología de MCO, se recogen en la siguiente tabla:

FIM RENTA FIJA MIXTA	
Fondo	t(a <sub>j</sub> )
F1	0,210
F2	0,339
F3	0,660
F4	0,377
F5	1,173
F6	-0,078
F7	-0,021
F8	0,795
F9	0,453
F10	-0,780
F11	-0,089
F12	0,150
F13	-1,305
F14	0,228
F15	0,164
F16	-0,014
F17	0,324
F18	-0,016
F19	-0,268
F20	-0,783
F21	-0,401
F22	-0,178
F23	-1,014

Se acepta la hipótesis nula para un nivel de confianza del 95% en todos los fondos seleccionados, por lo que se cumple el CAPM de manera individual.

Al realizar el contraste de forma conjunta para todos los fondos también se acepta el modelo CAPM, puesto que la probabilidad del estadístico de prueba es del 99,92%.

Por tanto, de acuerdo con lo expuesto, aplicando MCO, se acepta tanto de forma individual como conjunta, el cumplimiento del CAPM en los Fondos de Inversión de renta fija mixta.

Al aplicar MCG, los valores del estadístico de prueba para el test univariante, se señalan a continuación:

FIM RENTA FIJA MIXTA	
Fondo	t(a <sub>i</sub> )
F1	0,361
F2	0,611
F3	1,323
F4	0,805
F5	1,883
F6	-0,179
F7	-0,033
F8	1,911
F9	0,918
F10	-1,599
F11	-0,195
F12	0,329
F13	-1,545
F14	0,425
F15	0,321
F16	-0,025
F17	0,578
F18	-0,034
F19	-0,484
F20	-1,367
F21	-0,623
F22	-0,217
F23	-0,998

Para un nivel de confianza del 95% se acepta la hipótesis nula en todos los casos, por lo que se cumple el CAPM de manera individual para cada fondo.

Por tanto, los resultados obtenidos podemos resumirlos en las siguientes tablas, en las que la aceptación del modelo la indicamos con SI, y el rechazo con NO:

	FONDOS DE RENTA VARIABLE	MCO	MCG
F1	FONCAIXA 5	SI	SI
F2	ARGENTARIA POSTAL BOLSA	SI	SI
F3	BCH ACCIONES	SI	SI
F4	BSN ACCIONES	SI	SI
F5	AB BOLSA	SI	NO
F6	BK FONDO	SI	SI
F7	FONDBARCLAYS 2	SI	SI
F8	BBV ÍNDICE	SI	SI
F9	PROMOBOLSA	SI	SI
F10	METAVALOR	SI	SI
F11	BBV BOLSA	SI	SI
F12	FONDGESKOA	SI	SI
F13	FIBANC CRECIMIENTO	SI	SI
F14	BETA CRECIMIENTO	SI	SI
F15	BANZAFONDO	SI	SI
F16	EUROFONDO	SI	SI
F17	EDM INVERSIÓN	SI	SI
F18	SANTANDER ACCIONES	SI	SI
F19	IBERLION BOLSA	SI	SI

	RENTA VARIABLE MIXTA	MCO	MCG
F1	GDS SERVIFONDO 3	SI	SI
F2	FONDMAPFRE BOLSA	SI	SI
F3	BCH MIXTO ACCIONES	SI	SI
F4	IBERLION VALOR	SI	SI
F5	IBERCAJA RENTA	SI	SI
F6	EUROVALOR 1	SI	SI
F7	INVERBANSE	SI	SI
F8	PLUSMADRID	SI	SI
F9	PLUSCARTERA	SI	SI
F10	SANTANDER 80/20	SI	SI
F11	FONNAVARRA	SI	SI
F12	AHORROFONDO	SI	SI
F13	BOLSINDEX	SI	SI
F14	IBERCAJA CAPITAL	SI	SI
F15	FONDBARCLAYS 3	SI	SI
F16	ALHAMBRA	SI	SI
F17	GENERAL COMMERCE	NO	NO
F18	BBV FONBANCAYA	SI	SI
F19	BBV RENDIMIENTO	SI	SI

	FONDOS DE RENTA FIJA MIXTA	MCO	MCG
F1	MEDIFOND	SI	SI
F2	FIBANC RENTA	SI	SI
F3	AB FONDO	SI	SI
F4	AB AHORRO	SI	SI
F5	MB FONDO 2	SI	SI
F6	IBERLION EQUILIBRIO	SI	SI
F7	INVERSABADELL	SI	SI
F8	FONDONORTE	SI	SI
F9	BASKINVER	SI	SI
F10	ARQUIUNO	SI	SI
F11	AB RENTA	SI	SI
F12	AB FIVA	SI	SI
F13	BSN GLOBAL	SI	SI
F14	INVERMANRESA	SI	SI
F15	FONMASTER 1	SI	SI
F16	AXAFONDO	SI	SI
F17	FONPASTOR	SI	SI
F18	FINESFONDO	SI	SI
F19	BBV AHORRO	SI	SI
F20	ARGENTARIA FONDPOSTAL	SI	SI
F21	SANTANDER GESTION MIXTO	SI	SI
F22	FON-FINECO AHORRO	SI	SI
F23	BI MULTIFONDO	SI	SI

En consecuencia, siguiendo la metodología de serie temporal, el modelo CAPM se acepta, según MCO, en la totalidad de los fondos de renta variable y en los de renta fija mixta, y en dieciocho de los diecinueve fondos de renta variable mixta. Aplicando MCG, se acepta en la totalidad de los fondos de renta fija mixta, y en

dieciocho de los diecinueve fondos de renta variable y variable mixta. Lo anterior se recoge en el siguiente cuadro resumen:

FONDOS	MCO	MCG
RENTA VARIABLE	19/19	18/19
RENTA VARIABLE MIXTA	18/19	18/19
RENTA FIJA MIXTA	23/23	23/23

## 3.4.3.2.- DATOS TRIMESTRALES DE RENTABILIDAD

*A) Fondos de renta variable*

Una vez obtenidos los coeficientes de regresión por MCO, mediante un test univariante para cada fondo contrastamos la hipótesis nula de que la ordenada en el origen sea igual a cero, obteniendo el valor del estadístico de prueba que se muestra en la tabla siguiente:

FIM RENTA VARIABLE	
Fondo	t(a <sub>i</sub> )
F1	0,266
F2	-0,301
F3	0,398
F4	1,428
F5	1,185
F6	0,948
F7	-0,433
F8	-0,585
F9	0,175
F10	-0,680
F11	-0,504
F12	-1,611
F13	0,014
F14	-1,479
F15	-0,405
F16	-0,113
F17	-0,532
F18	0,254
F19	-0,967

De acuerdo con los resultados expuestos, para un nivel de confianza del 95%, en todos los Fondos de renta variable se mantiene la hipótesis nula enunciada, con lo cual se acepta el cumplimiento del CAPM para cada uno de forma individual.

Al realizar el test multivariante para comprobar de forma conjunta en todos los fondos el cumplimiento de la hipótesis nula indicada, se obtiene a través del programa E-views, como probabilidad del valor del estadístico de prueba correspondiente, un 87,71%, por lo que es aceptada dicha hipótesis nula.

En consecuencia, para la modalidad de fondos enunciada, utilizando MCO podemos aceptar el cumplimiento del CAPM tanto a nivel individual como en conjunto.

Aplicando MCG, y realizando el test univariante para contrastar la hipótesis nula propuesta, para un nivel de confianza del 95%, ésta se rechaza únicamente en los fondos F4 y F12, por lo que se acepta el cumplimiento del CAPM, de forma individual, en cada uno de los restantes fondos. Para un nivel de confianza del 90%, no se acepta la citada hipótesis nula en los fondos F4, F5, F12 y F14. En la tabla siguiente se muestran los valores del estadístico de prueba:

FIM RENTA VARIABLE	
Fondo	t(a <sub>j</sub> )
F1	0,418
F2	-0,361
F3	0,626
F4	2,452
F5	1,996
F6	1,366
F7	-0,524
F8	-0,879
F9	0,237
F10	-1,307
F11	-0,978
F12	-2,485
F13	0,024
F14	-1,845
F15	-0,538
F16	-0,123
F17	-0,666
F18	0,401
F19	-1,038

*B) Fondos de renta variable mixta*

El valor del estadístico de prueba para un test univariante y aplicando MCO, figura en la siguiente tabla:

FIM RENTA VARIABLE MIXTA	
Fondo	t(a <sub>i</sub> )
F1	0,230
F2	0,763
F3	0,172
F4	-0,732
F5	-1,058
F6	0,543
F7	0,733
F8	0,112
F9	-0,236
F10	-0,282
F11	-0,459
F12	-0,550
F13	-1,219
F14	-0,455
F15	-0,443
F16	-0,638
F17	-3,787
F18	-1,235
F19	-1,614

Para un nivel de confianza del 95%, se acepta el cumplimiento del CAPM para cada fondo de forma individual, excepto para el fondo F17.

En cuanto al test multivariante, la probabilidad del valor correspondiente al estadístico de prueba, es nula, 0,0021%, por lo que no se acepta el modelo de forma conjunta.

De acuerdo con lo expuesto, se acepta sólo de forma individual el cumplimiento del CAPM en los Fondos de Inversión de renta variable mixta de acuerdo con la metodología de MCO.

Al realizar el ajuste de regresión mediante MCG, los resultados obtenidos para el estadístico de prueba en el test univariante están recogidos en la siguiente tabla:

FIM RENTA VARIABLE MIXTA	
Fondo	t(a <sub>i</sub> )
F1	0,381
F2	1,057
F3	0,266
F4	-0,865
F5	-1,631
F6	0,996
F7	1,019
F8	0,135
F9	-0,331
F10	-0,338
F11	-0,568
F12	-0,863
F13	-2,023
F14	-0,768
F15	-0,447
F16	-0,574
F17	-3,228
F18	-2,088
F19	-2,923

En consecuencia de forma individual y utilizando MCG, se acepta el cumplimiento del CAPM en todos los fondos, a excepción de los fondos F13, F17, F18 y F19.

C) Fondos de renta fija mixta

Los resultados correspondientes al test univariante, en la metodología de MCO, se recogen en la siguiente tabla:

FIM RENTA FIJA MIXTA	
Fondo	t(a <sub>j</sub> )
F1	-0,191
F2	0,073
F3	0,775
F4	0,092
F5	1,086
F6	-0,811
F7	-0,375
F8	0,959
F9	0,192
F10	-2,483
F11	-0,894
F12	-0,404
F13	-2,081
F14	-0,638
F15	-0,459
F16	-0,812
F17	-0,336
F18	-0,486
F19	-1,491
F20	-2,500
F21	-1,690
F22	-0,884
F23	-2,241

Se acepta la hipótesis nula para un nivel de confianza del 95% en todos los fondos seleccionados, a excepción de los fondos F10, F13, F20 y F23, por lo que se puede aceptar el cumplimiento del CAPM de manera individual.

Al realizar el contraste de forma conjunta para todos los fondos también se acepta el modelo CAPM, puesto que la probabilidad del estadístico de prueba es del 6,77%.

Por tanto, de acuerdo con lo expuesto, aplicando MCO, se acepta tanto de forma individual como conjunta, el cumplimiento del CAPM en los Fondos de Inversión de renta fija mixta.

Al aplicar MCG, los valores del estadístico de prueba para el test univariante, se señalan a continuación:

FIM RENTA FIJA MIXTA	
Fondo	t(a <sub>i</sub> )
F1	-0,178
F2	0,069
F3	0,672
F4	0,079
F5	1,025
F6	-0,716
F7	-0,594
F8	1,020
F9	0,201
F10	-2,931
F11	-0,754
F12	-0,538
F13	-2,060
F14	-0,691
F15	-0,441
F16	-0,886
F17	-0,433
F18	-0,536
F19	-1,279
F20	-2,173
F21	-1,893
F22	-0,702
F23	-1,806

Al aplicar MCG para un nivel de confianza del 95% se acepta la hipótesis nula en todos los casos, excepto en los fondos F10, F13 y F20. Para un nivel de confianza del 90% se rechaza dicha hipótesis en los fondos F10, F13, F20, F21 y F23. Por lo que de modo general podemos aceptar el cumplimiento del CAPM de manera individual.

Por tanto, los resultados obtenidos podemos resumirlos en las siguientes tablas, donde SI implica la aceptación del modelo, y NO el rechazo:

	FONDOS DE RENTA VARIABLE	MCO	MCG
F1	FONCAIXA 5	SI	SI
F2	ARGENTARIA POSTAL BOLSA	SI	SI
F3	BCH ACCIONES	SI	SI
F4	BSN ACCIONES	SI	NO
F5	AB BOLSA	SI	SI
F6	BK FONDO	SI	SI
F7	FONDBARCLAYS 2	SI	SI
F8	BBV ÍNDICE	SI	SI
F9	PROMOBOLSA	SI	SI
F10	METAVALOR	SI	SI
F11	BBV BOLSA	SI	SI
F12	FONDGESKOA	SI	NO
F13	FIBANC CRECIMIENTO	SI	SI
F14	BETA CRECIMIENTO	SI	SI
F15	BANZAFONDO	SI	SI
F16	EUROFONDO	SI	SI
F17	EDM INVERSIÓN	SI	SI
F18	SANTANDER ACCIONES	SI	SI
F19	IBERLION BOLSA	SI	SI

	RENTA VARIABLE MIXTA	MCO	MCG
F1	GDS SERVIFONDO 3	SI	SI
F2	FONDMAPPRE BOLSA	SI	SI
F3	BCH MIXTO ACCIONES	SI	SI
F4	IBERLION VALOR	SI	SI
F5	IBERCAJA RENTA	SI	SI
F6	EUROVALOR 1	SI	SI
F7	INVERBANSER	SI	SI
F8	PLUSMADRID	SI	SI
F9	PLUSCARTERA	SI	SI
F10	SANTANDER 80/20	SI	SI
F11	FONNAVARRA	SI	SI
F12	AHORROFONDO	SI	SI
F13	BOLSINDEX	SI	NO
F14	IBERCAJA CAPITAL	SI	SI
F15	FONDBARCLAYS 3	SI	SI
F16	ALHAMBRA	SI	SI
F17	GENERAL COMMERCE	NO	NO
F18	BBV FONBANCAYA	SI	NO
F19	BBV RENDIMIENTO	SI	NO

	FONDOS DE RENTA FIJA MIXTA	MCO	MCG
F1	MEDIFOND	SI	SI
F2	FIBANC RENTA	SI	SI
F3	AB FONDO	SI	SI
F4	AB AHORRO	SI	SI
F5	MB FONDO 2	SI	SI
F6	IBERLION EQUILIBRIO	SI	SI
F7	INVERSABADELL	SI	SI
F8	FONDONORTE	SI	SI
F9	BASKINVER	SI	SI
F10	ARQUIUNO	NO	NO
F11	AB RENTA	SI	SI
F12	AB FIVA	SI	SI
F13	BSN GLOBAL	NO	NO
F14	INVERMANRESA	SI	SI
F15	FONMASTER 1	SI	SI
F16	AXAFONDO	SI	SI
F17	FONPASTOR	SI	SI
F18	FINESFONDO	SI	SI
F19	BBV AHORRO	SI	SI
F20	ARGENTARIA FONDPOSTAL	NO	NO
F21	SANTANDER GESTION MIXTO	SI	SI
F22	FON-FINECO AHORRO	SI	SI
F23	BI MULTIFONDO	NO	NO

De acuerdo con lo expuesto, al utilizar la metodología de serie temporal con los datos trimestrales de rentabilidad, aplicando MCO, para la totalidad de los fondos de renta variable se acepta el modelo CAPM, para dieciocho de los diecinueve fondos en el caso de los fondos de renta variable mixta, y en quince de los veintitrés de los

fondos de renta fija mixta. Aplicando MCG, el modelo se acepta respectivamente en diecisiete, quince y dieciséis fondos de los seleccionados para cada clase, tal y como se recoge en la siguiente tabla resumen:

FONDOS	MCO	MCG
RENDA VARIABLE	19/19	17/19
RENDA VARIABLE MIXTA	18/19	15/19
RENDA FIJA MIXTA	19/23	19/23

Es preciso destacar al comparar los contrastes del modelo CAPM según la metodología de serie temporal que tanto al tomar datos anuales como trimestrales se acepta el modelo en un porcentaje mínimo del 78% de los fondos, según la clase de los mismos y la periodicidad de los datos.

Además podemos señalar que los resultados obtenidos para los fondos de renta variable y variable mixta son similares con independencia de la periodicidad tomada al expresar las rentabilidades. En cambio, para los fondos de renta fija mixta al tomar datos anuales, y ser el período de estudio relativamente corto, quizás no se reflejan adecuadamente los ajustes en la composición de las carteras de dichos fondos; mientras que al tomar datos trimestrales, dichos ajustes quedan mejor reflejados, y por ello la influencia de la renta variable en este tipo de fondos debe ser menor, dada su composición, por lo que los resultados obtenidos al tomar datos trimestrales los consideramos más adecuados que al tomar datos anuales.

### 3.4.4.- Contrastes según la metodología de corte transversal con medias

En los apartados siguientes mostramos los resultados correspondientes a los distintos contrastes realizados siguiendo la metodología de corte transversal con medias, distinguiendo entre los datos de rentabilidad con periodicidad anual y los datos de rentabilidad con periodicidad trimestral, y para las distintas modalidades de fondos estudiadas. La cartera de mercado utilizada es la misma utilizada en la metodología de serie temporal, es decir, la correspondiente al índice Ibex-35.

#### 3.4.4.1.- DATOS ANUALES DE RENTABILIDAD

##### *A) Fondos de renta variable*

Una vez realizados los correspondientes ajustes de regresión por MCO, entre los coeficientes beta de los fondos, obtenidos de estimar el modelo de mercado, y la rentabilidad media de los 19 fondos que componen la muestra, hemos de contrastar tanto la significación estadística de los parámetros  $\gamma_0$  y  $\gamma_1$ , como la igualdad de la ordenada en el origen al promedio de la rentabilidad del activo libre de riesgo, y la igualdad de la pendiente al promedio de la prima de riesgo del mercado.

En cuanto a la significación estadística de los parámetros, para un nivel de confianza del 95% se rechaza la hipótesis nula para  $|t| > 2,4469$ , y para un nivel de

confianza del 90% para  $|t| > 1,9432$ . Los datos correspondientes se muestran en la tabla siguiente:

FONDOS DE RENTA VARIABLE			
$\gamma_0$	$\gamma_1$	$t(\gamma_0)$	$t(\gamma_1)$
10,0734	2,8425	2,631	0,557

En consecuencia, para la ordenada en el origen se rechaza la hipótesis nula, siendo por tanto la estimación de  $\gamma_0$  significativa, pero para la pendiente se aceptaría, siendo por ello no significativa la estimación de  $\gamma_1$ .

Al contrastar que el valor de la ordenada es igual al promedio de la rentabilidad del activo libre de riesgo, es decir,  $\overline{R_f} = 9,81$ , y la pendiente igual al promedio de la prima de riesgo del mercado, o sea,  $\overline{E_M} - \overline{R_f} = 1,78$ , utilizando el test de Wald<sup>63</sup>, se obtienen los siguientes resultados que nos permiten aceptar las hipótesis nulas relativas a la igualdad de los parámetros a los valores señalados:

<sup>63</sup> Como es conocido, dicho estadístico sigue una distribución F con un grado de libertad en el numerador y n-2 en el denominador. En nuestro caso se acepta la hipótesis nula, para un nivel de significación del 5%, si el valor del estadístico de prueba es inferior a 4,45 en los fondos de renta variable y variable mixta, mientras que en los de renta fija mixta ha de ser inferior a 4,32.

FONDOS DE RENTA VARIABLE	
H <sub>0</sub>	F
$\gamma_0 = \overline{R}_f = 9,81$	0,0047
$\gamma_1 = \overline{E}_M - \overline{R}_f = 1,78$	0,0433

En consecuencia, para los fondos de renta variable, al no ser significativa la regresión, pero si cumplirse la igualdad a los parámetros señalados, nos encontramos en una situación intermedia entre la aceptación y el rechazo del modelo CAPM.

A idénticos resultados a los anteriores, tanto en lo relativo a la significación de los parámetros como en la igualdad a los parámetros señalados, llegamos al utilizar MCG, tal y como se muestra en las siguientes tablas:

FONDOS DE RENTA VARIABLE			
$\gamma_0$	$\gamma_1$	t( $\gamma_0$ )	t( $\gamma_1$ )
10,0734	2,8425	2,898	0,532

FONDOS DE RENTA VARIABLE	
H <sub>0</sub>	F
$\gamma_0 = \overline{R}_f = 9,81$	0,940
$\gamma_1 = \overline{E}_M - \overline{R}_f = 1,78$	0,844

Por tanto, al aplicar MCG, podemos aceptar la significación de la ordenada, y la igualdad de los parámetros estimados a los valores señalados, pero no se acepta la significación de la pendiente.

*B) Fondos de renta variable mixta*

De igual forma a lo señalado en los fondos de renta variable, tenemos la siguiente tabla de resultados a efectos de contrastar la hipótesis correspondiente a la significación estadística de los parámetros:

FONDOS DE RENTA VARIABLE MIXTA			
$\gamma_0$	$\gamma_1$	t ( $\gamma_0$ )	t ( $\gamma_1$ )
9,4906	3,3432	8,716	1,343

En este caso, se rechaza la hipótesis nula en la estimación de  $\gamma_0$ , por lo que la estimación de la ordenada en el origen es significativa, aceptándose en cambio dicha hipótesis para la pendiente, por lo que la estimación de  $\gamma_1$  no es significativa.

Además hemos de contrastar que el valor de la ordenada sea igual al promedio de la rentabilidad del activo libre de riesgo, siendo  $\overline{R_f} = 9,81$ , y la pendiente igual al promedio de la prima de riesgo del mercado, es decir  $\overline{E_M} - \overline{R_f} = 1,78$ . Para

dichos contrastes hemos utilizado el test de Wald, aceptándose la igualdad de ambos valores, tal y como se muestra en la tabla siguiente:

FONDOS DE RENTA VARIABLE MIXTA	
$H_0$	F
$\gamma_0 = \overline{R_f} = 9,81$	0,083
$\gamma_1 = \overline{E_M} - \overline{R_f} = 1,78$	0,392

Por lo tanto, en los fondos de renta variable mixta sucede lo mismo que en los fondos de renta variable, no es significativa la regresión, pero si se cumple la igualdad de los parámetros a los valores señalados, por lo que nos encontramos en una situación intermedia entre la aceptación y el rechazo del modelo CAPM.

Si utilizamos la metodología de MCG, obtenemos idénticos resultados a los anteriores, tanto en lo relativo a la significación de los parámetros como en la igualdad de los parámetros a los valores señalados, tal y como se refleja en las siguientes tablas:

FONDOS DE RENTA VARIABLE MIXTA			
$\gamma_0$	$\gamma_1$	$t(\gamma_0)$	$t(\gamma_1)$
9,4905	3,3431	11,9	1,711

FONDOS DE RENTA VARIABLE MIXTA	
H <sub>0</sub>	F
$\gamma_0 = \overline{R_f} = 9,81$	0,693
$\gamma_1 = \overline{E_M} - \overline{R_f} = 1,78$	0,434

C) Fondos de renta fija mixta

Del mismo modo a lo señalado en los fondos de renta variable y variable mixta, hemos obtenido los siguientes resultados para contrastar la hipótesis correspondiente a la significación estadística de los parámetros:

FONDOS DE RENTA FIJA MIXTA			
$\gamma_0$	$\gamma_1$	t( $\gamma_0$ )	t( $\gamma_1$ )
10,0191	-1,3284	37,078	-0,457

Al igual que en los casos anteriores, se rechaza la hipótesis nula en la estimación de  $\gamma_0$ , siendo por tanto la estimación de la ordenada en el origen significativa, aceptándose en cambio dicha hipótesis para la pendiente, por lo que la estimación de  $\gamma_1$  no es significativa.

Del mismo modo a lo señalado en los casos anteriores, al contrastar la igualdad del valor de la ordenada al promedio de la rentabilidad del activo libre de riesgo, y del valor de la pendiente al promedio de la prima de riesgo del mercado, hemos utilizado el test de Wald, aceptándose la igualdad de ambos valores, tal y como se muestra en la tabla siguiente:

FONDOS DE RENTA FIJA MIXTA	
$H_0$	F
$\gamma_0 = \overline{R}_f = 9,81$	0,599
$\gamma_1 = \overline{E}_M - \overline{R}_f = 1,78$	1,147

Por lo tanto, en los fondos de renta fija mixta sucede lo mismo que en los fondos de renta variable y renta variable mixta, pues no es significativa la regresión, pero sí se cumple la igualdad de los parámetros a los valores señalados, por lo que nos encontramos en una situación intermedia entre la aceptación y el rechazo del modelo CAPM.

Si utilizamos la metodología de MCG, obtenemos idénticos resultados a los anteriores, tanto en lo relativo a la significación de los parámetros como en la igualdad de los parámetros a los valores señalados. Los datos correspondientes figuran en las siguientes tablas:

FONDOS DE RENTA FIJA MIXTA			
$\gamma_0$	$\gamma_1$	$t(\gamma_0)$	$t(\gamma_1)$
10,0191	-1,3283	32,313	-0,470

FONDOS DE RENTA FIJA MIXTA	
$H_0$	F
$\gamma_0 = \overline{R_f} = 9,81$	0,507
$\gamma_1 = \overline{E_M} - \overline{R_f} = 1,78$	0,283

En conclusión, para las tres categorías de Fondos de Inversión analizados, al tomar datos anuales de rentabilidad, no podemos ni aceptar ni rechazar el CAPM para el contraste de corte transversal con medias, es decir para el período global de 1990 a 1997, al no ser significativa la pendiente de la regresión, aunque sí sea significativa la ordenada en el origen y se verifique la igualdad de los parámetros a los valores señalados, tal y como se refleja en la siguiente tabla:

DATOS ANUALES	VARIABLE		VARIABLE MIXTA		FIJA MIXTA	
	MCO	MCG	MCO	MCG	MCO	MGC
Significación $\gamma_0$	SI	SI	SI	SI	SI	SI
Significación $\gamma_1$	NO	NO	NO	NO	NO	NO
$\gamma_0 = \overline{R_f} = 9,81$	SI	SI	SI	SI	SI	SI
$\gamma_1 = \overline{E_M} - \overline{R_f} = 1,78$	SI	SI	SI	SI	SI	SI

## 3.4.4.2.- DATOS TRIMESTRALES DE RENTABILIDAD

*A) Fondos de renta variable*

Una vez realizados los correspondientes ajustes de regresión por MCO, entre los coeficientes beta de los fondos, obtenidos de estimar el modelo de mercado, y la rentabilidad media de los 19 fondos que componen la muestra, hemos de contrastar tanto la significación estadística de los parámetros  $\gamma_0$  y  $\gamma_1$ , como la igualdad de la ordenada en el origen al promedio de la rentabilidad del activo libre de riesgo, y la igualdad de la pendiente al promedio de la prima de riesgo del mercado.

En cuanto a la significación estadística de los parámetros, para un nivel de confianza del 95% se rechaza la hipótesis nula para  $|t| > 2,0423$ , y para un nivel de confianza del 90% para  $|t| > 1,6973$ . Los datos correspondientes se muestran en la tabla siguiente:

FONDOS DE RENTA VARIABLE			
$\gamma_0$	$\gamma_1$	$t(\gamma_0)$	$t(\gamma_1)$
1,1054	2,2371	1,083	1,742

En consecuencia, para un nivel de confianza del 95%, se acepta la hipótesis nula en ambos casos, por lo que ni la ordenada y ni la pendiente son significativas. En cambio, para un nivel de confianza del 90%, para la ordenada en el origen se rechaza la hipótesis nula, siendo por tanto la estimación de  $\gamma_0$  significativa, pero para

la pendiente se acepta dicha hipótesis, siendo por ello no significativa la estimación de  $\gamma_1$ .

Al contrastar que el valor de la ordenada es igual al promedio de la rentabilidad del activo libre de riesgo, es decir,  $\overline{R_f} = 2,452$ , y la pendiente igual al promedio de la prima de riesgo del mercado, o sea,  $\overline{E_M} - \overline{R_f} = 0,749$ , utilizando el test de Wald<sup>64</sup>, se obtienen los siguientes resultados que nos permiten aceptar las hipótesis nulas relativas a la igualdad de los parámetros a los valores señalados:

FONDOS DE RENTA VARIABLE	
H <sub>0</sub>	F
$\gamma_0 = \overline{R_f} = 2,45$	1,7433
$\gamma_1 = \overline{E_M} - \overline{R_f} = 0,749$	1,3431

En consecuencia, para los fondos de renta variable, al no ser significativa la regresión, pero cumplirse la igualdad a los parámetros señalados, nos encontramos en una situación intermedia entre la aceptación y el rechazo del modelo CAPM.

<sup>64</sup> Del mismo modo que tomando datos anuales, para los fondos de renta variable y renta variable mixta, se acepta la hipótesis nula, para un nivel de significación del 5%, si el valor del estadístico de prueba es inferior a 4,45, mientras que en los fondos de renta fija mixta se acepta si dicho valor es inferior a 4,32.

Utilizando MCG se acepta la hipótesis nula en relación con la significación de los parámetros, por lo que ni la ordenada ni la pendiente son significativas, tal y como se recoge en la siguiente tabla:

FONDOS DE RENTA VARIABLE			
$\gamma_0$	$\gamma_1$	$t(\gamma_0)$	$t(\gamma_1)$
1,1054	2,2371	0,927	1,355

En cuanto a la igualdad de los parámetros estimados a los valores señalados, se aceptan las hipótesis nulas correspondientes de acuerdo con los resultados recogidos en la siguiente tabla:

FONDOS DE RENTA VARIABLE	
$H_0$	F
$\gamma_0 = \overline{R_f} = 2,452$	0,274
$\gamma_1 = \overline{E_M} - \overline{R_f} = 0,749$	0,379

En consecuencia, también para la metodología de MCG, no es significativa la regresión, pero se cumple la igualdad a los parámetros señalados, por lo que al igual que en el caso de utilizar MCO, nos encontramos en una situación intermedia entre la aceptación y el rechazo del modelo CAPM.

*B) Fondos de renta variable mixta*

De igual forma a lo señalado en los fondos de renta variable, tenemos la siguiente tabla de resultados a efectos de contrastar la hipótesis correspondiente a la significación estadística de los parámetros:

FONDOS DE RENTA VARIABLE MIXTA			
$\gamma_0$	$\gamma_1$	$t(\gamma_0)$	$t(\gamma_1)$
2,2261	0,5926	7,672	1,020

En este caso, se rechaza la hipótesis nula en la estimación de  $\gamma_0$ , por lo que la estimación de la ordenada en el origen es significativa, aceptándose en cambio dicha hipótesis para la pendiente, por lo que la estimación de  $\gamma_1$  no es significativa.

Además hemos de contrastar que el valor de la ordenada sea igual al promedio de la rentabilidad del activo libre de riesgo, siendo  $\overline{R_f} = 2,452$ , y la pendiente igual al promedio de la prima de riesgo del mercado, es decir  $\overline{E_M} - \overline{R_f} = 0,749$ . Para dichos contrastes hemos utilizado el test de Wald, aceptándose la igualdad de ambos valores, tal y como se muestra en la tabla siguiente:

FONDOS DE RENTA VARIABLE MIXTA	
H <sub>0</sub>	F
$\gamma_0 = \overline{R_f} = 2,452$	0,605
$\gamma_1 = \overline{E_M} - \overline{R_f} = 0,749$	0,072

Por lo tanto, en los fondos de renta variable mixta sucede lo mismo que en los fondos de renta variable, no siendo significativa la regresión, pero verificándose la igualdad de los parámetros a los valores señalados, por lo que nos encontramos en una situación intermedia entre la aceptación y el rechazo del modelo CAPM.

Si utilizamos la metodología de MCG, obtenemos idénticos resultados a los anteriores, tanto en lo relativo a la significación de los parámetros como en la igualdad de los parámetros a los valores señalados. Los datos correspondientes figuran en las siguientes tablas:

FONDOS DE RENTA VARIABLE MIXTA			
$\gamma_0$	$\gamma_1$	t( $\gamma_0$ )	t( $\gamma_1$ )
2,2261	0,5926	11,315	1,199

FONDOS DE RENTA VARIABLE MIXTA	
H <sub>0</sub>	F
$\gamma_0 = \overline{R_f} = 2,452$	0,266
$\gamma_1 = \overline{E_M} - \overline{R_f} = 0,749$	0,755

*C) Fondos de renta fija mixta*

Del mismo modo a lo señalado en los fondos de renta variable y variable mixta, hemos obtenido los siguientes resultados para contrastar la hipótesis correspondiente a la significación estadística de los parámetros:

FONDOS DE RENTA FIJA MIXTA			
$\gamma_0$	$\gamma_1$	$t(\gamma_0)$	$t(\gamma_1)$
2,40506	-0,23628	21,32	-0,318

Ante los resultados obtenidos se rechaza la hipótesis nula en la estimación de  $\gamma_0$ , siendo por tanto la estimación de la ordenada en el origen significativa, aceptándose en cambio dicha hipótesis para la pendiente, por lo que la estimación de  $\gamma_1$  no es significativa.

Al realizar el contraste, mediante el test de Wald, de la igualdad del valor de la ordenada con el promedio de la rentabilidad del activo libre de riesgo, y la pendiente con el promedio de la prima de riesgo del mercado, se acepta la igualdad de ambos valores, tal y como se muestra en la tabla siguiente:

FONDOS DE RENTA FIJA MIXTA	
$H_0$	F
$\gamma_0 = \overline{R}_f = 2,452$	0,173
$\gamma_1 = \overline{E}_M - \overline{R}_f = 0,749$	1,764

Por lo tanto, en los fondos de renta fija mixta sucede lo mismo que en los fondos de renta variable y renta variable mixta, ya que no es significativa la regresión, pero se cumple la igualdad de los parámetros a los valores señalados, por lo que nos encontramos en una situación intermedia entre la aceptación y el rechazo del modelo CAPM.

Si utilizamos la metodología de MCG, obtenemos idénticos resultados a los anteriores, tanto en lo relativo a la significación de los parámetros como en la igualdad de los parámetros a los valores señalados, tal y como figura en las tablas siguientes:

FONDOS DE RENTA FIJA MIXTA			
$\gamma_0$	$\gamma_1$	$t(\gamma_0)$	$t(\gamma_1)$
2,4050	-0,2362	24,051	-0,437

FONDOS DE RENTA FIJA MIXTA	
H <sub>0</sub>	F
$\gamma_0 = \overline{R}_f = 2,452$	0,643
$\gamma_1 = \overline{E}_M - \overline{R}_f = 0,749$	0,082

En conclusión, para las tres categorías de Fondos de Inversión analizados, no podemos ni aceptar ni rechazar el CAPM para el contraste de corte transversal con medias, es decir para el período global de 1990 a 1997, al no ser significativa la pendiente de la regresión, aunque sea significativa la ordenada en el origen y se verifique la igualdad de los parámetros a los valores señalados, tal y como se recoge en la siguiente tabla:

DATOS TRIMESTRALES	VARIABLE		VARIABLE MIXTA		FIJA MIXTA	
	MCO	MCG	MCO	MCG	MCO	MGC
Significación $\gamma_0$	NO	NO	SI	SI	SI	SI
Significación $\gamma_1$	NO	NO	NO	NO	NO	NO
$\gamma_0 = \overline{R}_f = 2,45$	SI	SI	SI	SI	SI	SI
$\gamma_1 = \overline{E}_M - \overline{R}_f = 0,749$	SI	SI	SI	SI	SI	SI

En conclusión, al contrastar el modelo CAPM según la metodología de corte transversal con medias, con independencia de la periodicidad tomada, llegamos a idénticas conclusiones, no pudiéndose ni aceptar ni rechazar el cumplimiento del modelo.

### 3.4.5.- Contrastes según la metodología de corte transversal sin medias

A continuación mostramos los resultados correspondientes a los contrastes realizados siguiendo la metodología de corte transversal sin medias, distinguiendo entre los datos de rentabilidad con periodicidad anual y los datos de rentabilidad con periodicidad trimestral, y para las distintas modalidades de fondos estudiadas. La cartera de mercado utilizada es la misma que en las metodologías anteriormente aplicadas, es decir, la correspondiente al índice Ibex-35. Este método es similar al contraste de corte transversal con medias, pero en este caso el ajuste se realiza para cada momento del tiempo, o sea para cada período temporal, año o trimestre, desde 1990 hasta 1997, y no para el intervalo temporal completo de 1990 a 1997 como sucede en el caso de corte transversal con medias.

Para aceptar o rechazar el CAPM seguiremos las mismas pautas que en el modelo de corte transversal con medias. En este sentido, podemos realizar el contraste de dos formas distintas. En la primera, hemos de contrastar período a período tanto la significación estadística de los parámetros  $\gamma_{0t}$  y  $\gamma_{1t}$  como la igualdad de la ordenada en el origen  $\gamma_{0t}$  con el tipo de interés libre de riesgo del período  $t$ , y la igualdad de la pendiente  $\gamma_{1t}$  con el premio por riesgo para cada período  $t$ . En la segunda, una vez realizado el ajuste para cada período de tiempo, calculamos,

siguiendo la metodología utilizada por Fama<sup>65</sup>, el promedio de las estimaciones tanto de la ordenada como de la pendiente del ajuste. Con dichos promedios contrastamos las hipótesis nulas correspondientes, o sea, las de significación de los parámetros y las de igualdad a los valores medios correspondientes.

#### 3.4.5.1.- DATOS ANUALES DE RENTABILIDAD

En el modelo propuesto, la ecuación  $r_{it} = \gamma_{0t} + \gamma_{1t} \cdot \beta_i + \epsilon_{it}$ , ha de cumplirse para cualquier valor de t, siendo en nuestro caso t = 1990, 1991, ..., 1997.

##### *A) Fondos de renta variable*

A.1) Metodología general. Una vez realizados los correspondientes ajustes de regresión por MCO, entre los coeficientes beta de los fondos con las rentabilidades de los mismos, para cada año, hemos realizado tanto un contraste univariante, para comprobar la significación de los parámetros estimados en cada período de forma individual, como uno multivariante para contrastar la significación de manera conjunta.

Los resultados obtenidos del test univariante se recogen en la siguiente tabla:

---

<sup>65</sup> Fama, E., Macbeth, J. D. (1973): Op. cit., pp. 607-755.

FONDOS DE RENTA VARIABLE				
Período	$\gamma_0$	$\gamma_1$	$t(\gamma_0)$	$t(\gamma_1)$
1990	1,422	-21,845	0,239	-2,751
1991	14,032	-12,198	1,532	-0,999
1992	23,107	-36,975	3,404	-3,864
1993	16,422	30,226	1,651	2,277
1994	-5,396	-4,761	-1,362	-0,901
1995	8,465	3,320	1,319	0,388
1996	14,586	30,077	2,603	4,024
1997	7,984	32,851	2,011	6,205

Para la ordenada en el origen se acepta la hipótesis nula en los años 1990, 1991, 1993, 1994 y 1995, siendo en estos años no significativo este parámetro. En cambio, dicha hipótesis se rechaza en los años 1992, 1996 y 1997. Para la pendiente, se acepta la hipótesis nula en los años 1991, 1994 y 1995, rechazándose la misma en 1990, 1992, 1993, 1996 y 1997, para un nivel de confianza del 95%. En el año 1993 se rechaza esta hipótesis al nivel de confianza del 90%. Por tanto, de modo individual, sólo podemos aceptar la significación de los dos parámetros  $\gamma_0$  y  $\gamma_1$  en los años 1992, 1996 y 1997.

Del mismo modo realizamos un contraste de significación conjunta a través del test de Wald, siendo los resultados obtenidos los recogidos a continuación:

FONDOS DE RENTA VARIABLE	
$H_0$	$P(\chi^2)$
$\gamma_{01} = \gamma_{02} = \dots = \gamma_{0T} = 0$	0,000133
$\gamma_{11} = \gamma_{12} = \dots = \gamma_{1T} = 0$	0,000000

En consecuencia, se rechaza la hipótesis nula puesto que la probabilidad del estadístico de prueba es inferior al nivel de significación del 5%, por lo que los parámetros de forma conjunta son significativos.

En cuanto al contraste de la igualdad de los parámetros a los valores señalados para cada período también hemos realizado un test univariante y otro multivariante. Los resultados obtenidos en el test univariante, tanto para la ordenada como para la pendiente, se recogen en las siguientes tablas:

FONDOS DE RENTA VARIABLE				
Período	$H_0: \gamma_{0t} = \overline{R_{ft}}$	$P(\chi^2)$	$H_0: \gamma_{1t} = \overline{E_{Mt}} - \overline{R_{ft}}$	$P(\chi^2)$
1990	$\gamma_{01} = 13,8$	0,0376	$\gamma_{11} = -29,43$	0,3395
1991	$\gamma_{02} = 12,28$	0,8482	$\gamma_{12} = -6,43$	0,6367
1992	$\gamma_{03} = 12,12$	0,1054	$\gamma_{13} = -20,61$	0,1124
1993	$\gamma_{04} = 10,49$	0,5511	$\gamma_{14} = 10,87$	0,1446
1994	$\gamma_{05} = 7,95$	0,0007	$\gamma_{15} = 5,69$	0,0479
1995	$\gamma_{06} = 9,69$	0,8485	$\gamma_{16} = -14,02$	0,0426
1996	$\gamma_{07} = 7,19$	0,1868	$\gamma_{17} = 21,43$	0,2472
1997	$\gamma_{08} = 4,93$	0,4416	$\gamma_{18} = 46,78$	0,0085

Para un nivel de significación del 5%, se rechaza la hipótesis nula, es decir la igualdad del parámetro estimado al tipo de interés libre de riesgo del respectivo período, en los años 1990 y 1994, aceptándose dicha igualdad en los restantes períodos.

Para el mismo nivel de significación, se rechaza la hipótesis nula referente a la igualdad del parámetro estimado a la prima de riesgo del mercado en el respectivo período, en los años 1994, 1995 y 1997, aceptándose dicha igualdad en los restantes períodos.

Al realizar un test multivariante contrastando la igualdad del parámetro estimado al respectivo valor señalado de forma conjunta tanto de las ordenadas como de las pendientes, los resultados nos llevan a rechazar la hipótesis nula en los dos casos, a la vista de los resultados expuestos a continuación:

FONDOS DE RENTA VARIABLE	
$H_0$	$P(\chi^2)$
$H_0: \gamma_{01} = \overline{R_{f1}}$ $H_0: \gamma_{02} = \overline{R_{f2}}$ ..... $H_0: \gamma_{0T} = \overline{R_{fT}}$	0,00703
$H_0: \gamma_{11} = \overline{E_{M1}} - \overline{R_{f1}}$ $H_0: \gamma_{12} = \overline{E_{M2}} - \overline{R_{f2}}$ ..... $H_0: \gamma_{1T} = \overline{E_{MT}} - \overline{R_{fT}}$	0,00479

Al realizar los correspondientes ajustes de regresión por MCG, entre los coeficientes beta de los fondos con las rentabilidades de los mismos, para cada año, hemos realizado un contraste univariante para comprobar la significación de los parámetros estimados en cada período de forma individual. Los resultados obtenidos de dicho test se recogen en la siguiente tabla:

FONDOS DE RENTA VARIABLE				
Periodo	$\gamma_0$	$\gamma_1$	$t(\gamma_0)$	$t(\gamma_1)$
1990	1,422	-21,845	0,231	-2,326
1991	14,032	-12,198	1,825	-0,984
1992	23,107	-34,975	2,743	-3,414
1993	16,422	30,226	2,805	3,107
1994	-5,396	-4,761	-1,866	-1,151
1995	8,465	3,320	1,844	0,485
1996	14,586	30,077	2,008	3,423
1997	7,984	32,851	1,862	5,562

Para la ordenada en el origen y considerando un nivel de confianza del 90% se rechaza la hipótesis nula en los años 1992, 1993 y 1996, siendo en estos años significativo este parámetro. Para un nivel de confianza del 95%, dicha hipótesis se rechaza solamente en los años 1992 y 1993. Para la pendiente, tomando un nivel de confianza del 90%, se rechaza la hipótesis nula en los años 1990, 1992, 1993, 1996 y 1997, siendo dichos parámetros significativos. En cambio, para un nivel de confianza del 95% en el año 1990 se aceptaría la hipótesis nula, por lo que los parámetros son significativos en 1992, 1993, 1996 y 1997. Por tanto, de modo individual, sólo podemos aceptar la significación de los dos parámetros  $\gamma_0$  y  $\gamma_1$  en los años 1992, 1993 y 1996, tomando un nivel de confianza del 90%, mientras que si el nivel tomado es del 95%, sólo se aceptaría dicha significación en los años 1992 y 1993.

En cuanto al contraste de la igualdad de los parámetros a los valores señalados para cada período también hemos realizado un test univariante. Los resultados obtenidos, tanto para la ordenada como para la pendiente, se recogen en las siguientes tablas:

FONDOS DE RENTA VARIABLE				
Período	$H_0: \gamma_{0t} = \overline{R_{ft}}$	$P(\chi^2)$	$H_0: \gamma_{1t} = \overline{E_{Mt}} - \overline{R_{ft}}$	$P(\chi^2)$
1990	$\gamma_{01} = 13,8$	0,0439	$\gamma_{11} = -29,43$	0,4191
1991	$\gamma_{02} = 12,28$	0,8197	$\gamma_{12} = -6,43$	0,6413
1992	$\gamma_{03} = 12,12$	0,1920	$\gamma_{13} = -20,61$	0,1607
1993	$\gamma_{04} = 10,49$	0,3107	$\gamma_{14} = 10,87$	0,0466
1994	$\gamma_{05} = 7,95$	0,0000	$\gamma_{15} = 5,69$	0,0114
1995	$\gamma_{06} = 9,69$	0,7895	$\gamma_{16} = -14,02$	0,0112
1996	$\gamma_{07} = 7,19$	0,3085	$\gamma_{17} = 21,43$	0,3249
1997	$\gamma_{08} = 4,93$	0,4760	$\gamma_{18} = 46,78$	0,0183

Para un nivel de significación del 5%, se rechaza la hipótesis nula correspondiente a la igualdad del parámetro estimado al tipo de interés libre de riesgo del respectivo período, en los años 1990 y 1994, aceptándose dicha igualdad en los restantes períodos.

Con idéntico nivel de significación del 5%, se rechaza la hipótesis nula relativa a la igualdad del parámetro estimado a la prima de riesgo del mercado en el

respectivo período, en los años 1993, 1994, 1995 y 1997, aceptándose dicha igualdad en los restantes períodos.

En los siguientes cuadros se resumen los resultados anteriores:

t	Significación $\gamma_{0t}$		Significación $\gamma_{1t}$		$\gamma_{0t} = \overline{R_{ft}}$		$\gamma_{1t} = \overline{E_{Mt}} - \overline{R_{ft}}$	
	MCO	MCG	MCO	MCG	MCO	MCG	MCO	MCG
1990	NO	NO	SI	NO	NO	NO	SI	SI
1991	NO	NO	NO	NO	SI	SI	SI	SI
1992	SI	SI	SI	SI	SI	SI	SI	SI
1993	NO	SI	SI	SI	SI	SI	SI	NO
1994	NO	NO	NO	NO	NO	NO	NO	NO
1995	NO	NO	NO	NO	SI	SI	NO	NO
1996	SI	NO	SI	SI	SI	SI	SI	SI
1997	SI	NO	SI	SI	SI	SI	NO	NO

NÚMERO DE PERÍODOS			
Significación de $\gamma_{0t}$ y $\gamma_{1t}$		Cumplimiento de $\gamma_{0t} = \overline{R_{ft}}$ y $\gamma_{1t} = \overline{E_{Mt}} - \overline{R_{ft}}$	
MCO	MCG	MCO	MCG
3	2	4	3

Por tanto, en lo referente a la significación de los parámetros  $\gamma_{0t}$  y  $\gamma_{1t}$  aplicando MCO y para un nivel de confianza del 95%, aceptamos la misma en los períodos 1992, 1996 y 1997. Aplicando MCG sólo lo hacemos en los períodos 1992 y 1993. En lo relativo a la igualdad de los parámetros a los valores señalados,

aplicando MCO y para un nivel de significación del 5%, aceptamos dicha igualdad en los períodos 1991, 1992, 1993 y 1996. Al utilizar MCG obtenemos los mismos resultados, excepto para el año 1993 que no se cumple.

En resumen, al utilizar MCO podemos aceptar el cumplimiento del modelo en los años 1992 y 1996, según la versión clásica de Sharpe-Lintner, puesto que los parámetros estimados son significativos y se cumple la igualdad de dichos parámetros a los valores teóricos señalados. En el año 1997, sólo aceptamos la significación de los parámetros, por lo que podemos aceptar el modelo según la versión de Black. En los años 1991 y 1993 aceptamos la igualdad de los parámetros a los valores teóricos señalados, aunque dichos parámetros no son significativos, por lo que no podemos aceptar el CAPM, pero tampoco lo rechazamos. En cambio en los años 1990, 1994 y 1995 no aceptamos el cumplimiento del modelo puesto que no se cumple ni la significación de los parámetros ni su igualdad a los valores planteados.

Del mismo modo, utilizando MCG sólo podemos aceptar el cumplimiento del modelo según la versión de Sharpe-Lintner en el año 1992, puesto que los parámetros estimados son significativos y se cumple la igualdad de dichos parámetros a los valores teóricos señalados. En el año 1993, sólo aceptamos la significación de los parámetros, pero no la igualdad a los valores señalados, por lo que podemos aceptar el modelo según la versión de Black en este período. En los años 1991 y 1996 aceptamos la igualdad de los parámetros a los valores teóricos señalados, aunque dichos parámetros no son significativos, por lo que no podemos aceptar el CAPM,

pero tampoco lo rechazamos. No aceptamos el cumplimiento del modelo puesto que no se cumple ni la significación de los parámetros ni su igualdad a los valores planteados en los restantes períodos, es decir, en 1990, 1994, 1995 y 1997.

A.2) Metodología de Fama. Siguiendo dicha metodología, una vez estimados los parámetros  $\gamma_0$  y  $\gamma_1$  para cada uno de los períodos, obtenemos sus promedios, así como los correspondientes estadísticos de prueba, para contrastar tanto la significación de estos valores promedio como la igualdad de los mismos a los valores medios de la rentabilidad del activo libre de riesgo y a la prima de riesgo del mercado. Los resultados obtenidos se muestran en las siguientes tablas:

FONDOS DE RENTA VARIABLE			
$\bar{\gamma}_0$	$\bar{\gamma}_1$	$t(\bar{\gamma}_0)$	$t(\bar{\gamma}_1)$
10,0777	2,5868	1,556	0,299

FONDOS DE RENTA VARIABLE	
$H_0$	t
$\bar{\gamma}_0 = \bar{R}_f = 9,81$	0,041
$\bar{\gamma}_1 = \bar{E}_M - \bar{R}_f = 1,78$	0,093

De acuerdo con los datos precedentes, se acepta la hipótesis nula tanto para la ordenada como para la pendiente, por lo que no son significativas. Con respecto

a la igualdad de los parámetros estimados a los valores señalados, también se aceptan las respectivas hipótesis nulas al ser los valores de los estadísticos de prueba inferiores a 2,44. En consecuencia, según esta metodología no podemos aceptar el cumplimiento del CAPM, por no ser los parámetros significativos, pero no lo rechazamos al verificarse la igualdad de dichos parámetros a los valores teóricos, encontrándonos en la situación intermedia del modelo.

*B) Fondos de renta variable mixta*

B.1) Metodología general. Al igual que en el caso anterior, para contrastar la hipótesis correspondiente a la significación estadística de los parámetros  $\gamma_{0t}$  y  $\gamma_{1t}$  hemos realizado un contraste univariante para comprobar la significación para cada período de forma individual, y otro multivariante para contrastar la significación de manera conjunta.

Los resultados obtenidos al utilizar MCO del test univariante se recogen en la siguiente tabla:

FONDOS DE RENTA VARIABLE MIXTA				
Año	$\gamma_0$	$\gamma_1$	t ( $\gamma_0$ )	t ( $\gamma_1$ )
1990	13,838	-41,137	5,377	-6,989
1991	8,038	2,716	2,53	0,374
1992	7,292	-16,876	3,914	-3,961
1993	14,676	30,159	5,038	4,527
1994	0,025	-11,268	0,014	-2,730
1995	9,852	2,910	4,477	0,578
1996	13,182	28,753	6,258	5,969
1997	8,930	31,703	5,036	7,818

Para la ordenada en el origen se acepta la hipótesis nula únicamente en el año 1994, mientras que dicha hipótesis se rechaza en los restantes años, siendo por tanto dichos parámetros significativos. Para la pendiente, se acepta la hipótesis nula los años 1991 y 1995, rechazándose la misma en 1990, 1992, 1994, 1996 y 1997, para un nivel de confianza del 95%. Por tanto, de modo individual, podemos aceptar la significación de los dos parámetros  $\gamma_0$  y  $\gamma_1$  en los años 1990, 1992, 1993, 1996 y 1997.

Del mismo modo realizamos un contraste de significación conjunta a través del test de Wald, siendo los resultados obtenidos los recogidos a continuación:

FONDOS DE RENTA VARIABLE MIXTA	
$H_0$	$P(\chi^2)$
$\gamma_{01} = \gamma_{02} = \dots = \gamma_{0T} = 0$	0,00000
$\gamma_{11} = \gamma_{12} = \dots = \gamma_{1T} = 0$	0,00000

En consecuencia, se rechaza la hipótesis nula puesto que la probabilidad del estadístico de prueba es inferior al nivel de significación del 5%.

En cuanto al contraste de la igualdad de los parámetros a los valores señalados para cada período también hemos realizado un test univariante y otro multivariante. Los resultados obtenidos en el test univariante, tanto para la ordenada como para la pendiente, se recogen en la siguiente tabla:

FONDOS DE RENTA VARIABLE MIXTA				
Período	$H_0: \gamma_{0t} = \overline{R_{ft}}$	$P(\chi^2)$	$H_0: \gamma_{1t} = \overline{E_{MT}} - \overline{R_{ft}}$	$P(\chi^2)$
1990	$\gamma_{01} = 13,8$	0,987	$\gamma_{11} = -29,43$	0,046
1991	$\gamma_{02} = 12,28$	0,181	$\gamma_{12} = -6,43$	0,208
1992	$\gamma_{03} = 12,12$	0,009	$\gamma_{13} = -20,61$	0,380
1993	$\gamma_{04} = 10,49$	0,150	$\gamma_{14} = 10,87$	0,003
1994	$\gamma_{05} = 7,95$	0,000	$\gamma_{15} = 5,69$	0,000
1995	$\gamma_{06} = 9,69$	0,941	$\gamma_{16} = -14,02$	0,001
1996	$\gamma_{07} = 7,19$	0,004	$\gamma_{17} = 21,43$	0,128
1997	$\gamma_{08} = 4,93$	0,024	$\gamma_{18} = 46,78$	0,000

Para un nivel de significación del 5%, se rechaza la hipótesis nula relativa al parámetro  $\gamma_{0t}$ , es decir la igualdad del parámetro estimado al tipo de interés libre de riesgo del respectivo período, en los años 1992, 1994, 1996 y 1997 aceptándose dicha igualdad en los restantes períodos. También se rechaza la hipótesis nula respecto al parámetro  $\gamma_{1t}$ , es decir, la igualdad del parámetro estimado a la prima de riesgo del mercado en el respectivo período, en los años 1990, 1993, 1994, 1995 y 1997, aceptándose dicha igualdad solamente en los años 1991, 1992 y 1996.

Al realizar un test multivariante contrastando la igualdad del parámetro estimado al respectivo valor señalado de forma conjunta tanto de las ordenadas como

de las pendientes, los resultados nos llevan a rechazar la hipótesis nula en los dos casos, a la vista de los resultados expuestos a continuación:

FONDOS DE RENTA VARIABLE MIXTA	
$H_0$	$P(\chi^2)$
$H_0: \gamma_{01} = \overline{R_{f1}}$ $H_0: \gamma_{02} = \overline{R_{f2}}$ ..... $H_0: \gamma_{0T} = \overline{R_{fT}}$	0,000001
$H_0: \gamma_{11} = \overline{E_{M1}} - \overline{R_{f1}}$ $H_0: \gamma_{12} = \overline{E_{M2}} - \overline{R_{f2}}$ ..... $H_0: \gamma_{1T} = \overline{E_{MT}} - \overline{R_{fT}}$	0,000000

Al aplicar la metodología de MCG los resultados obtenidos se muestran en la siguiente tabla:

FONDOS DE RENTA VARIABLE MIXTA				
Año	$\gamma_0$	$\gamma_1$	$t(\gamma_0)$	$t(\gamma_1)$
1990	13,838	-41,137	6,791	-8,793
1991	8,038	2,716	4,390	0,453
1992	7,292	-16,876	4,539	-4,974
1993	14,676	30,159	5,116	4,957
1994	0,025	-11,268	0,008	-1,638
1995	9,852	2,910	6,070	0,622
1996	13,182	28,753	5,954	5,844
1997	8,930	31,703	8,081	9,122

En cuanto a la significación estadística de la ordenada, para un nivel de confianza del 95%, sólo se acepta la hipótesis nula en el año 1994, por lo que en los restantes períodos los coeficientes  $\gamma_0$  son significativos. Para la pendiente, se acepta la hipótesis nula planteada en los años 1991, 1994 y 1995, por lo que en dichos años dichos coeficientes no son significativos, siéndolo en los restantes períodos. Los dos parámetros estimados son significativos en los períodos 1990, 1992, 1993 1996 y 1997.

FONDOS DE RENTA VARIABLE MIXTA				
Período	$H_0: \gamma_{0t} = \overline{R}_f$	$P(\chi^2)$	$H_0: \gamma_{1t} = \overline{E}_{MT} - \overline{R}_f$	$P(\chi^2)$
1990	$\gamma_{01} = 13,8$	0,984	$\gamma_{11} = -29,43$	0,012
1991	$\gamma_{02} = 12,28$	0,020	$\gamma_{12} = -6,43$	0,126
1992	$\gamma_{03} = 12,12$	0,002	$\gamma_{13} = -20,61$	0,271
1993	$\gamma_{04} = 10,49$	0,144	$\gamma_{14} = 10,87$	0,001
1994	$\gamma_{05} = 7,95$	0,005	$\gamma_{15} = 5,69$	0,013
1995	$\gamma_{06} = 9,69$	0,920	$\gamma_{16} = -14,02$	0,000
1996	$\gamma_{07} = 7,19$	0,006	$\gamma_{17} = 21,43$	0,136
1997	$\gamma_{08} = 4,93$	0,000	$\gamma_{18} = 46,78$	0,000

Para un nivel de significación del 5%, se rechaza la hipótesis nula, es decir la igualdad del parámetro estimado  $\gamma_{0t}$  al tipo de interés libre de riesgo del respectivo período, en los años 1991, 1992, 1994, 1996 y 1997 aceptándose dicha igualdad en los restantes períodos, es decir, en 1990, 1993 y 1995. En cuanto al parámetro  $\gamma_{1t}$ , se acepta la igualdad de dicho parámetro estimado a la prima de rentabilidad del mercado en los años 1991, 1992 y 1996. En ningún período se acepta a la vez la igualdad de los dos parámetros  $\gamma_{0t}$  y  $\gamma_{1t}$  a los valores señalados.

En los siguientes cuadros se resumen los resultados anteriores:

t	Significación $\gamma_{0t}$		Significación $\gamma_{1t}$		$\gamma_{0t} = \overline{R_{ft}}$		$\gamma_{1t} = \overline{E_{Mt}} - \overline{R_{ft}}$	
	MCO	MCG	MCO	MCG	MCO	MCG	MCO	MCG
1990	SI	SI	SI	SI	SI	SI	NO	NO
1991	SI	SI	NO	NO	SI	NO	SI	SI
1992	SI	SI	SI	SI	NO	NO	SI	SI
1993	SI	SI	SI	SI	SI	SI	NO	NO
1994	NO	NO	SI	NO	NO	NO	NO	NO
1995	SI	SI	NO	NO	SI	SI	NO	NO
1996	SI	SI	SI	SI	NO	NO	SI	SI
1997	SI	SI	SI	SI	NO	NO	NO	NO

NÚMERO DE PERÍODOS			
Significación de $\gamma_{0t}$ y $\gamma_{1t}$		Cumplimiento de $\gamma_{0t} = \overline{R_{ft}}$ y $\gamma_{1t} = \overline{E_{Mt}} - \overline{R_{ft}}$	
MCO	MCG	MCO	MCG
5	5	1	0

Por tanto, en lo referente a la significación de los parámetros  $\gamma_{0t}$  y  $\gamma_{1t}$ , aplicando tanto MCO como MCG, y para un nivel de confianza del 95%, aceptamos su significación en los períodos 1990, 1992, 1993, 1996 y 1997. En lo relativo a la igualdad de los parámetros a los valores señalados, aplicando MCO y para un nivel de significación del 5%, aceptamos dicha igualdad únicamente en el año 1991. Mientras que al utilizar MCG no se cumple en ningún período.

En resumen, al utilizar MCO no podemos aceptar el cumplimiento del modelo según la versión clásica de Sharpe-Lintner, puesto en ningún período se verifica a la vez tanto que los parámetros estimados son significativos y se acepta la igualdad de dichos parámetros a los valores teóricos señalados. En los años 1990, 1992, 1993, 1996 y 1997, sólo aceptamos la significación de los parámetros, por lo que podemos aceptar el modelo según la versión de Black. En el año 1991 aceptamos la igualdad de los parámetros a los valores teóricos señalados, aunque dichos parámetros no son conjuntamente significativos, por lo que no podemos aceptar el CAPM, pero tampoco lo rechazamos. En cambio en los años 1994 y 1995 no aceptamos el cumplimiento del modelo, en ninguna de sus versiones, puesto que no se cumple ni la significación de los parámetros ni su igualdad a los valores planteados.

Del mismo modo, utilizando MCG tampoco podemos aceptar el cumplimiento del modelo según la versión de Sharpe-Lintner en ningún período, puesto que los parámetros estimados no son significativos y no se cumple la igualdad de dichos parámetros a los valores teóricos señalados. En los años 1990, 1992, 1993, 1996 y 1997 sólo aceptamos la significación de los parámetros, pero no la igualdad a los valores señalados, por lo que podemos aceptar el modelo según la versión de Black en estos períodos. No aceptamos el cumplimiento del modelo puesto que no se cumple ni la significación de los parámetros ni su igualdad a los valores planteados en los restantes períodos, es decir, en 1991, 1994 y 1995.



B.2) Metodología de Fama. Siguiendo la misma, una vez estimados los parámetros  $\gamma_0$  y  $\gamma_1$  para cada uno de los períodos, obtenemos sus promedios, así como los correspondientes estadísticos de prueba, para contrastar tanto la significación de estos valores promedio como la igualdad de los mismos a los valores medios de la rentabilidad del activo libre de riesgo y a la prima de riesgo del mercado. Los resultados obtenidos se muestran en las siguientes tablas:

FONDOS DE RENTA VARIABLE MIXTA			
$\bar{\gamma}_0$	$\bar{\gamma}_1$	$t(\bar{\gamma}_0)$	$t(\bar{\gamma}_1)$
9,4791	3,3700	4,119	0,640

FONDOS DE RENTA VARIABLE MIXTA	
$H_0$	t
$\bar{\gamma}_0 = \bar{R}_f = 9,81$	-0,143
$\bar{\gamma}_1 = \bar{E}_M - \bar{R}_f = 1,78$	0,302

De acuerdo con los datos precedentes, se acepta la hipótesis nula para la pendiente, por lo que no es significativa, mientras que para la ordenada en el origen, esta hipótesis se rechaza, siendo en consecuencia significativa. En cambio, respecto a la igualdad de los parámetros estimados a los valores señalados, si se aceptan las respectivas hipótesis nulas al ser los valores de los estadísticos de prueba inferiores a 2,44. Por lo tanto, de acuerdo con esta metodología no podemos aceptar el

cumplimiento del CAPM, por no ser los parámetros significativos, pero no lo rechazamos al verificarse la igualdad de dichos parámetros a los valores teóricos, encontrándonos en la situación intermedia del modelo.

*C) Fondos de renta fija mixta*

C.1) Siguiendo idéntica metodología a la realizada en los casos anteriores, para contrastar la hipótesis correspondiente a la significación estadística de los parámetros  $\gamma_{0t}$  y  $\gamma_{1t}$ , hemos realizado un contraste univariante para comprobar la significación para cada período de forma individual, y otro multivariante para contrastar la significación de manera conjunta.

Los resultados obtenidos, al aplicar MCO, del test univariante se recogen en la siguiente tabla:

FONDOS DE RENTA FIJA MIXTA				
Año	$\gamma_0$	$\gamma_1$	$t(\gamma_0)$	$t(\gamma_1)$
1990	9,342	-49,924	11,289	-5,616
1991	14,033	-9,526	19,229	-1,215
1992	8,521	-16,096	24,558	-4,319
1993	17,673	11,400	21,428	1,287
1994	-0,159	-5,557	-0,216	-0,702
1995	10,775	4,085	16,528	0,583
1996	12,615	24,684	22,361	4,073
1997	7,355	30,223	17,065	6,529

Para la ordenada en el origen se acepta la hipótesis nula únicamente en el año 1994, por lo que excepto para ese año los parámetros estimados son significativos. Para la pendiente, se acepta la hipótesis nula los años 1991, 1993, 1994 y 1995, rechazándose la misma en los restantes para un nivel de confianza del 95%. Por tanto, de modo individual, podemos aceptar la significación de los dos parámetros  $\gamma_0$  y  $\gamma_1$  en los años 1990, 1992, 1996 y 1997.

Del mismo modo realizamos un contraste de significación conjunta a través del test de Wald, siendo los resultados obtenidos los recogidos a continuación:

FONDOS DE RENTA FIJA MIXTA	
$H_0$	$P(\chi^2)$
$\gamma_{01} = \gamma_{02} = \dots = \gamma_{0T} = 0$	0,00000
$\gamma_{11} = \gamma_{12} = \dots = \gamma_{1T} = 0$	0,00000

En consecuencia se rechaza la hipótesis nula puesto que la probabilidad del estadístico de prueba es inferior al nivel de significación del 5%.

En cuanto al contraste de la igualdad de los parámetros a los valores señalados para cada período también hemos realizado un test univariante y otro multivariante. Los resultados obtenidos en el test univariante, tanto para la ordenada como para la pendiente, se recogen en la siguiente tabla:

FONDOS DE RENTA FIJA MIXTA				
Período	$H_0: \gamma_{0t} = \overline{R}_f$	$P(\chi^2)$	$H_0: \gamma_{1t} = \overline{E}_{MT} - \overline{R}_f$	$P(\chi^2)$
1990	$\gamma_{01} = 13,8$	0,00000	$\gamma_{11} = -29,43$	0,02112
1991	$\gamma_{02} = 12,28$	0,01628	$\gamma_{12} = -6,43$	0,69283
1992	$\gamma_{03} = 12,12$	0,00000	$\gamma_{13} = -20,61$	0,22577
1993	$\gamma_{04} = 10,49$	0,00000	$\gamma_{14} = 10,87$	0,95226
1994	$\gamma_{05} = 7,95$	0,00000	$\gamma_{15} = 5,69$	0,16949
1995	$\gamma_{06} = 9,69$	0,09582	$\gamma_{16} = -14,02$	0,00971
1996	$\gamma_{07} = 7,19$	0,00000	$\gamma_{17} = 21,43$	0,59123
1997	$\gamma_{08} = 4,93$	0,00000	$\gamma_{18} = 46,78$	0,00034

Para un nivel de significación del 5%, se rechaza la hipótesis nula, es decir la igualdad del parámetro estimado al tipo de interés libre de riesgo del respectivo período, todos los años, aceptándose dicha igualdad únicamente en el año 1995.

Para el mismo nivel de significación, se rechaza la hipótesis nula, es decir la igualdad del parámetro estimado a la prima de riesgo del mercado en el respectivo período, en los años 1990, 1995 y 1997, aceptándose dicha igualdad en los restantes períodos.

Al realizar un test multivariante contrastando la igualdad del parámetro estimado al respectivo valor señalado de forma conjunta tanto de las ordenadas como de las pendientes, los resultados nos llevan a rechazar la hipótesis nula en los dos casos, a la vista de los resultados expuestos a continuación:

FONDOS DE RENTA FIJA MIXTA	
$H_0$	$P(\chi^2)$
$H_0: \gamma_{01} = \overline{R_{f1}}$ $H_0: \gamma_{02} = \overline{R_{f2}}$ ..... $H_0: \gamma_{0T} = \overline{R_{fT}}$	0,000000
$H_0: \gamma_{11} = \overline{E_{M1}} - \overline{R_{f1}}$ $H_0: \gamma_{12} = \overline{E_{M2}} - \overline{R_{f2}}$ ..... $H_0: \gamma_{1T} = \overline{E_{MT}} - \overline{R_{fT}}$	0,000353

Los resultados obtenidos al aplicar MCG se recogen en la siguiente tabla:

FONDOS DE RENTA FIJA MIXTA				
Año	$\gamma_0$	$\gamma_1$	$t(\gamma_0)$	$t(\gamma_1)$
1990	9,342	-49,924	23,154	-5,762
1991	14,033	-9,526	37,424	-1,371
1992	8,521	-16,096	25,157	-4,464
1993	17,673	11,400	28,376	1,232
1994	-0,159	-5,557	-0,249	-1,001
1995	10,775	4,085	10,814	0,535
1996	12,615	24,684	24,279	4,135
1997	7,355	30,223	21,987	5,422

En lo que respecta a la significación de la ordenada en el origen,  $\gamma_0$ , se rechaza la hipótesis nula planteada en todos los períodos, excepto en 1994, por lo que dichos coeficientes estimados son significativos. En cambio, para la pendiente,  $\gamma_1$ , se rechaza la hipótesis nula propuesta en los años 1990, 1992, 1996 y 1997, siendo únicamente significativos los coeficientes estimados en dichos períodos.

FONDOS DE RENTA FIJA MIXTA				
Período	$H_0: \gamma_{0t} = \overline{R_{ft}}$	$P(\chi^2)$	$H_0: \gamma_{1t} = \overline{E_{MT}} - \overline{R_{ft}}$	$P(\chi^2)$
1990	$\gamma_{01} = 13,8$	0,000	$\gamma_{11} = -29,43$	0,017
1991	$\gamma_{02} = 12,28$	0,000	$\gamma_{12} = -6,43$	0,655
1992	$\gamma_{03} = 12,12$	0,000	$\gamma_{13} = -20,61$	0,210
1993	$\gamma_{04} = 10,49$	0,000	$\gamma_{14} = 10,87$	0,954
1994	$\gamma_{05} = 7,95$	0,000	$\gamma_{15} = 5,69$	0,042
1995	$\gamma_{06} = 9,69$	0,275	$\gamma_{16} = -14,02$	0,017
1996	$\gamma_{07} = 7,19$	0,000	$\gamma_{17} = 21,43$	0,585
1997	$\gamma_{08} = 4,93$	0,000	$\gamma_{18} = 46,78$	0,002

Las hipótesis nulas planteadas para parámetros  $\gamma_{0t}$  y  $\gamma_{1t}$ , sólo se acepta en el caso de la ordenada en el año 1995, por lo que los parámetros  $\gamma_0$  de los restantes períodos son significativos. En cambio para la pendiente, se acepta en los años 1991, 1992, 1993 y 1996, por lo que los coeficientes  $\gamma_{1t}$  de los restantes períodos son significativos.

En el siguiente cuadro se resumen los resultados anteriores:

t	Significación $\gamma_{0t}$		Significación $\gamma_{1t}$		$\gamma_{0t} = \overline{R_{ft}}$		$\gamma_{1t} = \overline{E_{Mt}} - \overline{R_{ft}}$	
	MCO	MCG	MCO	MCG	MCO	MCG	MCO	MCG
1990	SI	SI	SI	SI	NO	NO	NO	NO
1991	SI	SI	NO	NO	NO	NO	SI	SI
1992	SI	SI	SI	SI	NO	NO	SI	SI
1993	SI	SI	NO	NO	NO	NO	SI	SI
1994	NO	NO	NO	NO	NO	NO	SI	NO
1995	SI	SI	NO	NO	SI	SI	NO	NO
1996	SI	SI	SI	SI	NO	NO	SI	SI
1997	SI	SI	SI	SI	NO	NO	NO	NO

NÚMERO DE PERÍODOS			
Significación de $\gamma_{0t}$ y $\gamma_{1t}$		Cumplimiento de $\gamma_{0t} = \overline{R_{ft}}$ y $\gamma_{1t} = \overline{E_{Mt}} - \overline{R_{ft}}$	
MCO	MCG	MCO	MCG
4	4	0	0

Por tanto, en lo referente a la significación de los parámetros  $\gamma_{0t}$  y  $\gamma_{1t}$ , tanto aplicando MCO como MGC, y para un nivel de confianza del 95%, aceptamos su significación en los períodos 1990, 1992, 1996 y 1997. En lo relativo a la igualdad de los parámetros a los valores señalados, no se acepta la igualdad de los dos parámetros en ningún caso ni aplicando MCO ni MCG para un nivel de significación del 5%.

En resumen, tanto al utilizar MCO como MCG obtenemos las mismas conclusiones, no pudiendo aceptar el cumplimiento del modelo según la versión clásica de Sharpe-Lintner, puesto que en ningún período se verifica conjuntamente que los parámetros estimados sean significativos y se acepte la igualdad de dichos parámetros a los valores teóricos señalados. En los años 1990, 1992, 1996 y 1997, sólo aceptamos la significación conjunta de los parámetros, por lo que podemos aceptar el modelo según la versión de Black. En cambio, en los años 1991, 1993, 1994 y 1995 no aceptamos el cumplimiento del modelo, en ninguna de sus versiones, puesto que no se cumple ni la significación de los parámetros ni su igualdad a los valores planteados.

C.2) Siguiendo la metodología de Fama, una vez estimados los parámetros  $\gamma_0$  y  $\gamma_1$  para cada uno de los períodos, obtenemos sus promedios, así como los correspondientes estadísticos de prueba, para contrastar tanto la significación de estos valores promedio como la igualdad de los mismos a los valores medios de la rentabilidad del activo libre de riesgo y a la prima de riesgo del mercado. Los resultados obtenidos se muestran en las siguientes tablas:

FONDOS DE RENTA FIJA MIXTA			
$\bar{\gamma}_0$	$\bar{\gamma}_1$	$t(\bar{\gamma}_0)$	$t(\bar{\gamma}_1)$
10,0193	-1,3388	15,68	-0,195

FONDOS DE RENTA FIJA MIXTA	
$H_0$	t
$\bar{\gamma}_0 = \bar{R}_f = 9,81$	0,327
$\bar{\gamma}_1 = \bar{E}_M - \bar{R}_f = 1,78$	-0,454

De acuerdo con los datos precedentes, se acepta la hipótesis nula para la pendiente, por lo que no es significativa, rechazándose para la ordenada en el origen, siendo por tanto significativa. Con respecto a la igualdad de los parámetros estimados a los valores señalados, se aceptan las respectivas hipótesis nulas al ser los valores de los estadísticos de prueba inferiores a 2,44. En consecuencia, según esta metodología no podemos aceptar el cumplimiento del CAPM, por no ser los parámetros significativos, pero no lo rechazamos al verificarse la igualdad de dichos parámetros a los valores teóricos, encontrándonos en la situación intermedia del modelo.

### 3.4.5.2.- DATOS TRIMESTRALES DE RENTABILIDAD

En el modelo propuesto, la ecuación  $r_i = \gamma_{0t} + \gamma_{1t} \cdot \beta_i + \epsilon_{it}$ , ha de cumplirse para cualquier valor de t, siendo en este caso los correspondientes a cada uno de los trimestres desde 1990 a 1997.

#### *A) Fondos de renta variable*

A.1) Metodología general. Una vez realizados los correspondientes ajustes de regresión por MCO, entre los coeficientes beta de los fondos con las rentabilidades de los mismos, para cada trimestre, hemos realizado tanto un contraste univariante, para comprobar la significación de los parámetros estimados en cada período de forma individual, como uno multivariante para contrastar la significación de manera conjunta.

Los resultados obtenidos del test univariante se recogen en la siguiente tabla:

FONDOS DE RENTA VARIABLE				
Período	$\gamma_0$	$\gamma_1$	$t(\gamma_0)$	$t(\gamma_1)$
1990:1	2,027	-11,516	0,47	-2,123
1990:2	-3,554	16,799	-0,813	3,052
1990:3	-2,792	-20,613	-0,388	-2,277
1990:4	6,102	-2,684	1,386	-0,484
1991:1	-6,810	27,558	-1,172	3,766
1991:2	1,524	-1,483	0,512	-0,396
1991:3	0,613	-4,081	0,156	-0,825
1991:4	4,292	-13,495	0,831	-2,076
1992:1	5,605	0,137	1,198	0,023
1992:2	7,488	-14,646	2,1	-3,262
1992:3	6,534	-22,360	1,606	-4,365
1992:4	1,565	7,941	0,305	1,229
1993:1	-4,252	16,256	-1,093	3,318
1993:2	2,429	5,414	0,787	1,393
1993:3	-3,295	13,502	-1,078	3,509
1993:4	3,648	10,156	1,106	2,445
1994:1	0,982	0,217	0,247	0,043
1994:2	-2,820	-3,902	-1,365	-1,500
1994:3	-3,666	2,913	-1,288	0,813
1994:4	-1,683	-1,649	-1,101	-0,857
1995:1	-6,666	1,286	-3,226	0,494
1995:2	6,041	3,811	2,177	1,091
1995:3	0,834	3,674	0,586	2,051
1995:4	1,058	6,342	-0,26	1,238
1996:1	1,400	4,398	0,661	1,648
1996:2	3,002	6,377	2,005	3,382
1996:3	1,070	-0,522	0,665	-0,257
1996:4	8,738	14,127	1,684	0,909
1997:1	1,249	4,438	0,909	2,567
1997:2	7,279	16,834	1,909	3,507
1997:3	0,597	5,241	0,391	2,726
1997:4	-1,074	1,138	-0,412	0,347

Para la ordenada en el origen y un nivel de confianza del 90%, se rechaza la hipótesis nula en los períodos 1992:2, 1995:1, 1995:2 y 1997:2, siendo en estos períodos significativo este parámetro. Para el 95%, sólo es significativo dicho parámetro en los períodos 1992:2, 1995:1 y 1995:2. Para la pendiente, se rechaza la hipótesis nula planteada en los períodos 1990:1, 1990:2, 1990:3, 1991:1, 1991:4, 1992:2, 1992:3, 1993:1, 1993:3, 1993:4, 1995:3, 1996:2, 1997:1, 1997:2 y 1997:3. Por tanto, de modo individual, sólo podemos aceptar a la vez la significación de los dos parámetros  $\gamma_0$  y  $\gamma_1$  en el período 1992:2, tomando un nivel de confianza del 95%, y en los períodos 1992:2 y 1997:2 para el nivel del 90%.

Del mismo modo, realizamos un contraste de significación conjunta a través del test de Wald, siendo los resultados obtenidos los recogidos a continuación:

FONDOS DE RENTA VARIABLE	
$H_0$	$P(\chi^2)$
$\gamma_{01} = \gamma_{02} = \dots = \gamma_{0T} = 0$	0,000000
$\gamma_{11} = \gamma_{12} = \dots = \gamma_{1T} = 0$	0,000000

En consecuencia, se rechaza la hipótesis nula puesto que la probabilidad del estadístico de prueba es inferior al nivel de significación del 5%, por lo que los parámetros de forma conjunta son significativos.

En cuanto al contraste de la igualdad de los parámetros a los valores señalados para cada período, también hemos realizado aplicando MCO un test univariante y otro multivariante. Los resultados obtenidos en el test univariante, tanto para la ordenada como para la pendiente, se recogen en la siguiente tabla:

FONDOS DE RENTA VARIABLE				
Período	$H_0: \gamma_{0t} = \bar{R}_f$	$P(\chi^2)$	$H_0: \gamma_{1t} = \bar{E}_{Mt} - \bar{R}_f$	$P(\chi^2)$
1990:1	$\gamma_{01}=3,250$	0,766	$\gamma_{11}=-10,436$	0,842
1990:2	$\gamma_{02}=3,507$	0,106	$\gamma_{12}=2,113$	0,007
1990:3	$\gamma_{03}=3,465$	0,384	$\gamma_{13}=-13,767$	0,449
1990:4	$\gamma_{04}=3,515$	0,556	$\gamma_{14}=-13,318$	0,055
1991:1	$\gamma_{05}=3,450$	0,077	$\gamma_{15}=11,608$	0,029
1991:2	$\gamma_{06}=2,975$	0,625	$\gamma_{16}=4,632$	0,102
1991:3	$\gamma_{07}=2,975$	0,587	$\gamma_{17}=-3,331$	0,879
1991:4	$\gamma_{08}=2,900$	0,787	$\gamma_{18}=-6,827$	0,304
1992:1	$\gamma_{09}=2,900$	0,563	$\gamma_{19}=1,366$	0,834
1992:2	$\gamma_{010}=2,900$	0,198	$\gamma_{110}=-6,146$	0,058
1992:3	$\gamma_{011}=3,075$	0,395	$\gamma_{111}=-22,534$	0,972
1992:4	$\gamma_{012}=3,325$	0,731	$\gamma_{112}=1,535$	0,321
1993:1	$\gamma_{013}=3,140$	0,057	$\gamma_{113}=11,066$	0,289
1993:2	$\gamma_{014}=2,850$	0,891	$\gamma_{114}=4,764$	0,867
1993:3	$\gamma_{015}=2,400$	0,062	$\gamma_{115}=11,528$	0,607
1993:4	$\gamma_{016}=2,107$	0,640	$\gamma_{116}=6,572$	0,388
1994:1	$\gamma_{017}=1,900$	0,817	$\gamma_{117}=6,455$	0,212
1994:2	$\gamma_{018}=1,882$	0,022	$\gamma_{118}=-10,582$	0,010
1994:3	$\gamma_{019}=2,007$	0,046	$\gamma_{119}=-5,488$	0,189
1994:4	$\gamma_{020}=2,150$	0,012	$\gamma_{120}=-5,273$	0,059
1995:1	$\gamma_{021}=2,427$	0,000	$\gamma_{121}=-8,415$	0,000
1995:2	$\gamma_{022}=2,507$	0,202	$\gamma_{122}=3,329$	0,890
1995:3	$\gamma_{023}=2,452$	0,255	$\gamma_{123}=4,495$	0,646
1995:4	$\gamma_{024}=2,300$	0,409	$\gamma_{124}=0,010$	0,216
1996:1	$\gamma_{025}=2,080$	0,748	$\gamma_{125}=8,372$	0,136
1996:2	$\gamma_{026}=1,805$	0,423	$\gamma_{126}=6,464$	0,963
1996:3	$\gamma_{027}=1,757$	0,669	$\gamma_{127}=-3,669$	0,120
1996:4	$\gamma_{028}=1,552$	0,166	$\gamma_{128}=14,068$	0,992
1997:1	$\gamma_{029}=1,325$	0,955	$\gamma_{129}=12,319$	0,000
1997:2	$\gamma_{030}=1,267$	0,114	$\gamma_{130}=17,649$	0,865
1997:3	$\gamma_{031}=1,185$	0,700	$\gamma_{131}=6,766$	0,427
1997:4	$\gamma_{032}=1,150$	0,392	$\gamma_{132}=-1,368$	0,444

Para un nivel de significación del 5%, se rechaza la hipótesis nula, es decir la igualdad del parámetro estimado al tipo de interés libre de riesgo del respectivo período, en los períodos 1994:2, 1994:3, 1994:4 y 1995:1, aceptándose dicha igualdad en los restantes períodos. Del mismo modo, se rechaza la hipótesis nula relativa a la pendiente, es decir la igualdad del parámetro estimado a la prima de riesgo del mercado en el respectivo período, en los períodos 1990:2, 1991:1, 1994:2, 1995:1 y 1997:1, aceptándose dicha igualdad en los restantes períodos.

Los resultados obtenidos al realizar el test multivariante se recogen en la siguiente tabla:

FONDOS DE RENTA VARIABLE	
$P(\chi^2) \Rightarrow H_0: \gamma_{0t} = \overline{R_{ft}}$	$P(\chi^2) \Rightarrow H_0: \gamma_{1t} = \overline{E_{Mt}} - \overline{R_{ft}}$
0,0001018	0,000001

Ante los resultados obtenidos se rechazan las hipótesis nulas planteadas puesto que el valor del estadístico de prueba es inferior al 5%, no verificándose por tanto la igualdad de los parámetros a los valores teóricos de forma conjunta.

Los resultados obtenidos al aplicar la metodología de MCG se recogen en la siguiente tabla:

FONDOS DE RENTA VARIABLE				
Período	$\gamma_0$	$\gamma_1$	$t(\gamma_0)$	$t(\gamma_1)$
1990:1	2,027	-11,516	0,614	-2,589
1990:2	-3,554	16,799	-0,926	3,425
1990:3	-2,792	-20,613	-0,44	-2,632
1990:4	6,102	-2,684	1,439	-0,486
1991:1	-6,810	27,558	-1,247	4,173
1991:2	1,524	-1,483	0,46	-0,331
1991:3	0,613	-4,081	0,135	-0,657
1991:4	4,292	-13,495	1,013	-2,541
1992:1	5,605	0,137	1,705	0,032
1992:2	7,488	-14,646	3,067	-4,234
1992:3	6,534	-22,360	1,556	-4,046
1992:4	1,565	7,941	0,19	0,728
1993:1	-4,252	16,256	-0,933	2,860
1993:2	2,429	5,414	1,453	2,428
1993:3	-3,295	13,502	-2,045	6,545
1993:4	3,648	10,156	1,61	3,318
1994:1	0,982	0,217	0,287	0,057
1994:2	-2,820	-3,902	-1,955	-2,168
1994:3	-3,666	2,913	-1,434	0,968
1994:4	-1,683	-1,649	-1,126	-0,957
1995:1	-6,666	1,286	-2,975	0,455
1995:2	6,041	3,811	3,906	1,802
1995:3	0,834	3,674	0,622	2,325
1995:4	1,058	6,342	-0,438	2,199
1996:1	1,400	4,398	0,802	2,169
1996:2	3,002	6,377	3,091	6,001
1996:3	1,070	-0,522	1,082	-0,476
1996:4	8,738	14,127	1,692	2,396
1997:1	1,249	4,438	1,175	2,966
1997:2	7,279	16,834	2,778	5,790
1997:3	0,597	5,241	0,507	3,718
1997:4	-1,074	1,138	-0,882	0,797

Para un nivel de significación del 5%, se rechaza la hipótesis nula relativa a la significación de la ordenada para cada período, en los períodos 1992:2, 1993:3, 1995:1, 1995:2, 1996:2, y 1997:2, siendo por tanto significativo este parámetro en estos períodos, aceptándose la hipótesis nula planteada en los restantes períodos, no siendo significativo este parámetro en los mismos. En cuanto a la significación de la pendiente, la hipótesis nula se rechaza en los siguientes períodos 1990:1, 1990:2, 1990:3, 1991:1, 1991:4, 1992:2, 1992:3, 1993:1, 1993:2, 1993:4, 1994:2, 1995:3, 1995:4, 1996:1, 1996:2, 1996:4, 1997:1, 1997:2 y 1997:3, no siendo significativo dicho parámetro estimado en los restantes períodos.

En cuanto al contraste de la igualdad de los parámetros a los valores señalados para cada período hemos realizado un test univariante cuyos resultados, tanto para la ordenada como para la pendiente, se recogen en la siguiente tabla:

FONDOS DE RENTA VARIABLE				
Período	$H_0: \gamma_{0t} = \overline{R}_f$	$P(\chi^2)$	$H_0: \gamma_{1t} = \overline{E_{Mt}} - \overline{R}_f$	$P(\chi^2)$
1990:1	$\gamma_{01}=3,250$	0,711	$\gamma_{11}=-10,436$	0,808
1990:2	$\gamma_{02}=3,507$	0,065	$\gamma_{12}=2,113$	0,002
1990:3	$\gamma_{03}=3,465$	0,323	$\gamma_{13}=-13,767$	0,381
1990:4	$\gamma_{04}=3,515$	0,541	$\gamma_{14}=-13,318$	0,054
1991:1	$\gamma_{05}=3,450$	0,060	$\gamma_{15}=11,608$	0,015
1991:2	$\gamma_{06}=2,975$	0,661	$\gamma_{16}=4,632$	0,172
1991:3	$\gamma_{07}=2,975$	0,602	$\gamma_{17}=-3,331$	0,903
1991:4	$\gamma_{08}=2,900$	0,742	$\gamma_{18}=-6,827$	0,209
1992:1	$\gamma_{09}=2,900$	0,411	$\gamma_{19}=1,366$	0,769
1992:2	$\gamma_{010}=2,900$	0,060	$\gamma_{110}=-6,146$	0,013
1992:3	$\gamma_{011}=3,075$	0,409	$\gamma_{111}=-22,534$	0,974
1992:4	$\gamma_{012}=3,325$	0,830	$\gamma_{112}=1,535$	0,556
1993:1	$\gamma_{013}=3,140$	0,104	$\gamma_{113}=11,066$	0,370
1993:2	$\gamma_{014}=2,850$	0,801	$\gamma_{114}=4,764$	0,770
1993:3	$\gamma_{015}=2,400$	0,000	$\gamma_{115}=11,528$	0,338
1993:4	$\gamma_{016}=2,107$	0,496	$\gamma_{116}=6,572$	0,241
1994:1	$\gamma_{017}=1,900$	0,788	$\gamma_{117}=6,455$	0,097
1994:2	$\gamma_{018}=1,882$	0,001	$\gamma_{118}=-10,582$	0,000
1994:3	$\gamma_{019}=2,007$	0,026	$\gamma_{119}=-5,488$	0,005
1994:4	$\gamma_{020}=2,150$	0,010	$\gamma_{120}=-5,273$	0,035
1995:1	$\gamma_{021}=2,427$	0,000	$\gamma_{121}=-8,415$	0,000
1995:2	$\gamma_{022}=2,507$	0,022	$\gamma_{122}=3,329$	0,018
1995:3	$\gamma_{023}=2,452$	0,227	$\gamma_{123}=4,495$	0,603
1995:4	$\gamma_{024}=2,300$	0,163	$\gamma_{124}=0,010$	0,028
1996:1	$\gamma_{025}=2,080$	0,697	$\gamma_{125}=8,372$	0,049
1996:2	$\gamma_{026}=1,805$	0,217	$\gamma_{126}=6,464$	0,935
1996:3	$\gamma_{027}=1,757$	0,486	$\gamma_{127}=-3,669$	0,004
1996:4	$\gamma_{028}=1,552$	0,163	$\gamma_{128}=14,068$	0,991
1997:1	$\gamma_{029}=1,325$	0,943	$\gamma_{129}=12,319$	0,000
1997:2	$\gamma_{030}=1,267$	0,021	$\gamma_{130}=17,649$	0,779
1997:3	$\gamma_{031}=1,185$	0,617	$\gamma_{131}=6,766$	0,279
1997:4	$\gamma_{032}=1,150$	0,067	$\gamma_{132}=-1,368$	0,078

Para un nivel de significación del 5%, se rechaza la hipótesis nula relativa a la ordenada, es decir la igualdad del parámetro estimado al tipo de interés libre de riesgo del respectivo período, en los períodos 1993:3, 1994:2, 1994:3, 1994:4, 1995:1, 1995:2 y 1997:2, aceptándose dicha igualdad en los restantes períodos. Para la pendiente la hipótesis nula se rechaza en los siguientes períodos 1990:2, 1991:1, 1992:2, 1994:2, 1994:3, 1994:4, 1995:1, 1995:2, 1995:4, 1996:1, 1996:3 y 1997:1, aceptándose la igualdad del parámetro estimado a los respectivos valores en los restantes períodos.

En el siguiente cuadro resumimos todos los resultados obtenidos con esta modalidad de fondos:

FONDOS DE RENTA VARIABLE								
t	Significación $\gamma_{0t}$		Significación $\gamma_{1t}$		$\gamma_{0t} = \overline{R_{ft}}$		$\gamma_{1t} = \overline{E_{Mt}} - \overline{R_{ft}}$	
	MCO	MCG	MCO	MCG	MCO	MCG	MCO	MCG
1990:1	NO	NO	SI	SI	SI	SI	SI	SI
1990:2	NO	NO	SI	SI	SI	SI	NO	NO
1990:3	NO	NO	SI	SI	SI	SI	SI	SI
1990:4	NO	NO	NO	NO	SI	SI	SI	SI
1991:1	NO	NO	SI	SI	SI	SI	NO	NO
1991:2	NO	NO	NO	NO	SI	SI	SI	SI
1991:3	NO	NO	NO	NO	SI	SI	SI	SI
1991:4	NO	NO	SI	SI	SI	SI	SI	SI
1992:1	NO	NO	NO	NO	SI	SI	SI	SI
1992:2	SI	SI	SI	SI	SI	SI	SI	NO
1992:3	NO	NO	SI	SI	SI	SI	SI	SI
1992:4	NO	NO	NO	NO	SI	SI	SI	SI
1993:1	NO	NO	SI	SI	SI	SI	SI	SI
1993:2	NO	NO	NO	SI	SI	SI	SI	SI
1993:3	NO	SI	SI	NO	SI	NO	SI	SI
1993:4	NO	NO	SI	SI	SI	SI	SI	SI
1994:1	NO	NO	NO	NO	SI	SI	SI	SI
1994:2	NO	NO	NO	SI	NO	NO	NO	NO
1994:3	NO	NO	NO	NO	NO	NO	SI	NO
1994:4	NO	NO	NO	NO	NO	NO	SI	NO
1995:1	SI	SI	NO	NO	NO	NO	NO	NO
1995:2	SI	SI	NO	NO	SI	NO	SI	NO
1995:3	NO	NO	SI	SI	SI	SI	SI	SI
1995:4	NO	NO	NO	SI	SI	SI	SI	NO
1996:1	NO	NO	NO	SI	SI	SI	SI	NO
1996:2	NO	SI	SI	SI	SI	SI	SI	SI
1996:3	NO	NO	NO	NO	SI	SI	SI	NO
1996:4	NO	NO	NO	SI	SI	SI	SI	SI
1997:1	NO	NO	SI	SI	SI	SI	NO	NO
1997:2	NO	SI	SI	SI	SI	NO	SI	SI
1997:3	NO	NO	SI	SI	SI	SI	SI	SI
1997:4	NO	NO	NO	NO	SI	SI	SI	SI

NÚMERO DE PERÍODOS			
Significación de $\gamma_{0t}$ y $\gamma_{1t}$		Cumplimiento de $\gamma_{0t} = \overline{R_{ft}}$ y $\gamma_{1t} = \overline{E_{Mt}} - \overline{R_{ft}}$	
MCO	MCG	MCO	MCG
1	3	25	18

Por tanto, en lo referente a la significación de los parámetros  $\gamma_{0t}$  y  $\gamma_{1t}$ , aplicando MCO y para un nivel de confianza del 95%, aceptamos su significación conjunta únicamente en el período 1992:2. Mientras que al utilizar MCG se acepta en los períodos 1992:2, 1996:2 y 1997:2. En lo relativo a la igualdad de los parámetros a los valores señalados, aplicando MCO y para un nivel de significación del 5%, aceptamos dicha igualdad en los períodos 1990:1, 1990:3, 1990:4, 1991:2, 1991:3, 1991:4, 1992:1, 1992:2, 1992:3, 1992:4, 1993:1, 1993:2, 1993:3, 1993:4, 1994:1, 1995:2, 1995:3, 1995:4, 1996:1, 1996:2, 1996:3, 1996:4, 1997:2, 1997:3, 1997:4. Mientras que al utilizar MCG y para el mismo nivel de significación, aceptamos dicha igualdad en los períodos 1990:1, 1990:3, 1990:4, 1991:2, 1991:3, 1991:4, 1992:1, 1992:3, 1992:4, 1993:1, 1993:2, 1993:4, 1994:1, 1995:3, 1996:2, 1996:4, 1997:3, 1997:4.

En resumen, al utilizar MCO podemos aceptar el cumplimiento del modelo según la versión clásica de Sharpe-Lintner, en el período 1992:2 puesto que se cumple simultáneamente tanto que los parámetros estimados son significativos y se acepta la igualdad de dichos parámetros a los valores teóricos señalados. En los períodos 1990:1, 1990:3, 1990:4, 1991:2, 1991:3, 1991:4, 1992:1, 1992:2, 1992:3,

1992:4, 1993:1, 1993:2, 1993:3, 1993:4, 1994:1, 1995:2, 1995:3, 1995:4, 1996:1, 1996:2, 1996:3, 1996:4, 1997:2, 1997:3, 1997:4 aceptamos la igualdad de los parámetros a los valores teóricos señalados, aunque dichos parámetros no son conjuntamente significativos, por lo que no podemos aceptar el CAPM, pero tampoco lo rechazamos, encontrándonos en la situación intermedia de aceptación del modelo. En cambio en los períodos 1990:2, 1991:1, 1994:2, 1994:3, 1994:4, 1995:1 y 1997:1 no aceptamos el cumplimiento del modelo, en ninguna de sus versiones, puesto que no se cumple ni la significación conjunta de los dos parámetros parámetros ni su igualdad a los valores planteados.

Del mismo modo pero aplicando MCG y para el mismo nivel de confianza, podemos aceptar el cumplimiento del modelo según la versión clásica de Sharpe-Lintner únicamente en el período 1996:2 puesto que se cumple simultáneamente tanto que los parámetros estimados son significativos y se acepta la igualdad de dichos parámetros a los valores teóricos señalados. En los períodos 1992:2 y 1997:2 los parámetros son significativos conjuntamente, aunque no se acepta su igualdad a los valores teóricos, por lo que podemos aceptar el modelo de acuerdo a la versión de Black. En los períodos 1990:1, 1990:3, 1990:4, 1991:2, 1991:3, 1991:4, 1992:1, 1992:3, 1992:4, 1993:1, 1993:2, 1993:4, 1994:1, 1995:3, 1996:2, 1996:4, 1997:3, 1997:4 aceptamos la igualdad de los parámetros a los valores teóricos señalados, aunque dichos parámetros no son conjuntamente significativos, por lo que no podemos aceptar el CAPM, pero tampoco lo rechazamos, encontrándonos en la situación intermedia de aceptación del modelo. En cambio en los períodos 1990:2,

1991:1, 1993:3, 1994:2, 1994:3, 1994:4, 1995:1, 1995:2, 1995:4, 1996:1, 1996:3, 1997:1 y 1997:2 no aceptamos el cumplimiento del modelo, en ninguna de sus versiones, puesto que no se cumple ni la significación conjunta de los dos parámetros ni su igualdad a los valores planteados.

A.2) Metodología de Fama. Tras estimar los parámetros  $\gamma_0$  y  $\gamma_1$  para cada uno de los períodos, obtenemos sus promedios, así como los correspondientes estadísticos de prueba, para contrastar tanto la significación de estos valores promedio como la igualdad de los mismos a los valores medios de la rentabilidad del activo libre de riesgo y a la prima de riesgo del mercado. Los resultados obtenidos se muestran en las siguientes tablas:

FONDOS DE RENTA VARIABLE			
$\bar{\gamma}_0$	$\bar{\gamma}_1$	$t(\bar{\gamma}_0)$	$t(\bar{\gamma}_1)$
1,1707	2,2377	0,342	0,520

FONDOS DE RENTA VARIABLE	
$H_0$	t
$\bar{\gamma}_0 = \bar{R}_f = 2,452$	-0,374
$\bar{\gamma}_1 = \bar{E}_M - \bar{R}_f = 0,749$	0,345

De acuerdo con los datos precedentes, se acepta la hipótesis nula para la pendiente, por lo que no es significativa, mientras que para la ordenada en el origen,

esta hipótesis se rechaza, siendo en consecuencia significativa. En cambio respecto a la igualdad de los parámetros estimados a los valores señalados, si se aceptan las respectivas hipótesis nulas al ser los valores de los estadísticos de prueba inferiores a 2,04.

De acuerdo con esta metodología no se acepta la significación conjunta de los parámetros aunque sí se verifica la igualdad de los mismos a los valores teóricos señalados, por lo que no podemos aceptar ni rechazar el modelo, encontrándonos en la versión intermedia de cumplimiento del CAPM.

#### *B) Fondos de renta variable mixta*

B.1) Metodología general. Aplicando igual metodología a la expuesta, los resultados obtenidos del test univariante, utilizando MCO, se recogen en la siguiente tabla:

FONDOS DE RENTA VARIABLE MIXTA				
Período	$\gamma_0$	$\gamma_1$	$t(\gamma_0)$	$t(\gamma_1)$
1990:1	4,000	-14,518	3,764	-6,848
1990:2	-0,862	15,582	-0,662	5,986
1990:3	8,935	-38,670	2,983	-6,453
1990:4	1,863	3,858	1,140	1,180
1991:1	-2,755	27,104	-1,926	9,473
1991:2	2,623	-2,341	4,122	-1,839
1991:3	3,587	-6,368	2,841	-2,522
1991:4	4,754	-17,101	2,451	-4,408
1992:1	3,179	1,818	2,948	0,843
1992:2	2,786	-8,661	3,246	5,044
1992:3	1,349	-16,663	1,117	-6,894
1992:4	0,488	8,682	0,319	2,837
1993:1	1,310	10,059	1,402	5,382
1993:2	2,972	4,506	5,527	4,189
1993:3	2,923	5,876	3,140	3,155
1993:4	4,808	6,275	3,388	2,210
1994:1	2,305	-2,345	2,297	-1,168
1994:2	-0,877	-5,096	-0,859	-2,496
1994:3	-0,210	-1,755	-0,394	-1,645
1994:4	-0,182	-2,690	-0,325	-2,396
1995:1	0,263	-6,026	0,322	-3,680
1995:2	2,543	6,706	2,524	3,326
1995:3	3,288	1,041	8,800	1,392
1995:4	2,066	3,628	1,904	1,671
1996:1	2,570	1,899	3,940	1,456
1996:2	2,466	7,363	3,350	5,001
1996:3	1,386	-0,276	3,000	-0,299
1996:4	4,967	15,810	3,625	5,768
1997:1	1,593	2,982	2,966	2,775
1997:2	4,183	19,095	3,096	7,064
1997:3	1,588	4,400	2,387	3,305
1997:4	-0,024	1,355	-0,034	0,946

Para un nivel de significación del 5%, se rechaza la hipótesis nula relativa a la significación de la ordenada para cada período, en los períodos 1990:1, 1990:3, 1991:2, 1991:3, 1991:4, 1992:1, 1992:2, 1993:2, 1993:3, 1993:4, 1994:1, 1995:2, 1995:3, 1996:1, 1996:2, 1996:3, 1996:4, 1997:1, 1997:2 y 1997:3, siendo por tanto significativo este parámetro en estos períodos, aceptándose la hipótesis nula planteada en los restantes períodos, no siendo significativo este parámetro en dichos períodos. En cuanto a la significación de la pendiente, la hipótesis nula se rechaza en los siguientes períodos 1990:1, 1990:2, 1990:3, 1991:1, 1991:3, 1991:4, 1992:2, 1992:3, 1992:4, 1993:1, 1993:2, 1993:3, 1993:4, 1994:2, 1994:4, 1995:1, 1995:2, 1996:2, 1996:4, 1997:1, 1997:2 y 1997:3, no siendo significativo dicho parámetro estimado en los restantes períodos.

Del mismo modo, realizamos un contraste de significación conjunta a través del test de Wald, siendo los resultados obtenidos los recogidos a continuación:

FONDOS DE RENTA VARIABLE MIXTA	
$H_0$	$P(\chi^2)$
$\gamma_{01} = \gamma_{02} = \dots = \gamma_{0T} = 0$	0,000000
$\gamma_{11} = \gamma_{12} = \dots = \gamma_{1T} = 0$	0,000000

En consecuencia se rechaza la hipótesis nula puesto que la probabilidad del estadístico de prueba es inferior al nivel de significación del 5%, por lo que los parámetros de forma conjunta son significativos.

En cuanto al contraste de la igualdad de los parámetros a los valores señalados para cada período también hemos realizado un test univariante y otro multivariante. Los resultados obtenidos en el test univariante, tanto para la ordenada como para la pendiente, se recogen en la siguiente tabla:

FONDOS DE RENTA VARIABLE MIXTA				
Período	$H_0: \gamma_{0t} = \overline{R}_\beta$	$P(\chi^2)$	$H_0: \gamma_{1t} = \overline{E}_{Mt} - \overline{R}_\beta$	$P(\chi^2)$
1990:1	$\gamma_{01}=3,250$	0,478	$\gamma_{11}=-10,436$	0,054
1990:2	$\gamma_{02}=3,507$	0,000	$\gamma_{12}=2,113$	0,000
1990:3	$\gamma_{03}=3,465$	0,067	$\gamma_{13}=-13,767$	0,000
1990:4	$\gamma_{04}=3,515$	0,312	$\gamma_{14}=-13,318$	0,000
1991:1	$\gamma_{05}=3,450$	0,000	$\gamma_{15}=11,608$	0,000
1991:2	$\gamma_{06}=2,975$	0,581	$\gamma_{16}=4,632$	0,000
1991:3	$\gamma_{07}=2,975$	0,627	$\gamma_{17}=-3,331$	0,229
1991:4	$\gamma_{08}=2,900$	0,338	$\gamma_{18}=-6,827$	0,008
1992:1	$\gamma_{09}=2,900$	0,795	$\gamma_{19}=1,366$	0,834
1992:2	$\gamma_{10}=2,900$	0,894	$\gamma_{20}=-6,146$	0,142
1992:3	$\gamma_{11}=3,075$	0,153	$\gamma_{21}=-22,534$	0,015
1992:4	$\gamma_{12}=3,325$	0,063	$\gamma_{22}=1,535$	0,019
1993:1	$\gamma_{13}=3,140$	0,050	$\gamma_{23}=11,066$	0,589
1993:2	$\gamma_{14}=2,850$	0,819	$\gamma_{24}=4,764$	0,810
1993:3	$\gamma_{15}=2,400$	0,573	$\gamma_{25}=11,528$	0,002
1993:4	$\gamma_{16}=2,107$	0,056	$\gamma_{26}=-6,572$	0,916
1994:1	$\gamma_{17}=1,900$	0,686	$\gamma_{27}=-6,455$	0,000
1994:2	$\gamma_{18}=1,882$	0,006	$\gamma_{28}=-10,582$	0,007
1994:3	$\gamma_{19}=2,007$	0,000	$\gamma_{29}=-5,488$	0,000
1994:4	$\gamma_{20}=2,150$	0,000	$\gamma_{30}=-5,273$	0,021
1995:1	$\gamma_{21}=2,427$	0,008	$\gamma_{31}=-8,415$	0,144
1995:2	$\gamma_{22}=2,507$	0,971	$\gamma_{32}=3,329$	0,093
1995:3	$\gamma_{23}=2,452$	0,025	$\gamma_{33}=4,495$	0,000
1995:4	$\gamma_{24}=2,300$	0,829	$\gamma_{34}=0,010$	0,095
1996:1	$\gamma_{25}=2,080$	0,452	$\gamma_{35}=-8,372$	0,000
1996:2	$\gamma_{26}=1,805$	0,369	$\gamma_{36}=-6,464$	0,541
1996:3	$\gamma_{27}=1,757$	0,417	$\gamma_{37}=-3,669$	0,000
1996:4	$\gamma_{28}=1,552$	0,012	$\gamma_{38}=14,068$	0,524
1997:1	$\gamma_{29}=1,325$	0,617	$\gamma_{39}=12,319$	0,000
1997:2	$\gamma_{30}=1,267$	0,030	$\gamma_{40}=17,649$	0,592
1997:3	$\gamma_{31}=1,185$	0,544	$\gamma_{41}=6,766$	0,075
1997:4	$\gamma_{32}=1,150$	0,100	$\gamma_{42}=-1,368$	0,057

Para un nivel de significación del 5%, se rechaza la hipótesis nula relativa a la ordenada, es decir la igualdad del parámetro estimado al tipo de interés libre de riesgo del respectivo período, en los períodos 1990:2, 1991:1, 1994:2, 1994:3, 1994:4, 1995:1, 1995:3, 1996:4 y 1997:2, aceptándose dicha igualdad en los restantes períodos. Para la pendiente la hipótesis nula se rechaza en los siguientes períodos 1990:2, 1990:3, 1990:4, 1991:1, 1991:2, 1991:4, 1992:3, 1992:4, 1993:3, 1994:1, 1994:2, 1994:3, 1994:4, 1995:3, 1996:1, 1996:3 y 1997:1, aceptándose la igualdad del parámetro estimado a los respectivos valores en los restantes períodos.

Los resultados obtenidos al realizar el test multivariante se recogen en la siguiente tabla:

FONDOS DE RENTA VARIABLE MIXTA	
$P(\chi^2) \Rightarrow H_0: \gamma_{0t} = \overline{R_{ft}}$	$P(\chi^2) \Rightarrow H_0: \gamma_{1t} = \overline{E_{Mt}} - \overline{R_{ft}}$
0,00000	0,00000

Ante los resultados obtenidos se rechazan las hipótesis nulas planteadas puesto que el valor del estadístico de prueba es inferior al 5%, no verificándose por tanto la igualdad de los parámetros a los valores teóricos de forma conjunta.

Los resultados obtenidos al aplicar la metodología de MCG se recogen en la siguiente tabla:

FONDOS DE RENTA VARIABLE MIXTA				
Período	$\gamma_0$	$\gamma_1$	$t(\gamma_0)$	$t(\gamma_1)$
1990:1	4,000	-14,518	5,459	-7,937
1990:2	-0,862	15,582	-0,738	5,232
1990:3	8,935	-38,670	4,405	-7,898
1990:4	1,863	3,858	1,208	0,889
1991:1	-2,755	27,104	-2,049	9,531
1991:2	2,623	-2,341	5,558	-1,914
1991:3	3,587	-6,368	2,798	-2,129
1991:4	4,754	-17,101	4,512	-5,475
1992:1	3,179	1,818	2,902	0,839
1992:2	2,786	-8,661	3,936	-5,805
1992:3	1,349	-16,663	1,448	-9,458
1992:4	0,488	8,682	0,544	3,010
1993:1	1,310	10,059	4,068	8,910
1993:2	2,972	4,506	4,896	3,456
1993:3	2,923	5,876	3,109	3,523
1993:4	4,808	6,275	3,821	3,135
1994:1	2,305	-2,345	3,375	-1,285
1994:2	-0,877	-5,096	-0,647	2,104
1994:3	-0,210	-1,755	-0,296	-1,188
1994:4	-0,182	-2,690	-0,418	-2,475
1995:1	0,263	-6,026	0,343	-2,719
1995:2	2,543	6,706	4,082	4,503
1995:3	3,288	1,041	9,067	1,662
1995:4	2,066	3,628	1,804	1,550
1996:1	2,570	1,899	4,329	1,501
1996:2	2,466	7,363	3,821	7,022
1996:3	1,386	-0,276	2,225	-0,238
1996:4	4,967	15,810	3,447	5,353
1997:1	1,593	2,982	3,675	2,357
1997:2	4,183	19,095	3,787	6,437
1997:3	1,588	4,400	2,387	3,305
1997:4	-0,024	1,355	-0,03	0,759

Para un nivel de significación del 5%, se acepta la hipótesis nula relativa a la significación de la ordenada para cada período, en los períodos 1995:3, 1996:3 y 1997:4, siendo por tanto no significativo este parámetro en estos períodos, rechazándose la hipótesis nula planteada en los restantes períodos, siendo significativo este parámetro en dichos períodos. En cuanto a la significación de la pendiente, la hipótesis nula se acepta en los siguientes períodos 1990:4, 1992:1, 1994:1, 1994:3, 1995:3, 1995:4, 1996:1, 1996:3 y 1997:4, siendo significativo dicho parámetro estimado en los restantes períodos.

En cuanto al contraste de la igualdad de los parámetros a los valores señalados, los resultados obtenidos en el test univariante, tanto para la ordenada como para la pendiente, se recogen en la siguiente tabla:

FONDOS DE RENTA VARIABLE MIXTA				
Periodo	$H_0: \gamma_{0t} = \overline{R}_\beta$	$P(\chi^2)$	$H_0: \gamma_{1t} = \overline{E}_{Mt} - \overline{R}_\beta$	$P(\chi^2)$
1990:1	$\gamma_{01}=3,250$	0,305	$\gamma_{11}=-10,436$	0,025
1990:2	$\gamma_{02}=3,507$	0,000	$\gamma_{12}=2,113$	0,000
1990:3	$\gamma_{03}=3,465$	0,006	$\gamma_{13}=-13,767$	0,000
1990:4	$\gamma_{04}=3,515$	0,284	$\gamma_{14}=-13,318$	0,000
1991:1	$\gamma_{05}=3,450$	0,000	$\gamma_{15}=11,608$	0,000
1991:2	$\gamma_{06}=2,975$	0,456	$\gamma_{16}=4,632$	0,000
1991:3	$\gamma_{07}=2,975$	0,632	$\gamma_{17}=-3,331$	0,309
1991:4	$\gamma_{08}=2,900$	0,078	$\gamma_{18}=-6,827$	0,001
1992:1	$\gamma_{09}=2,900$	0,798	$\gamma_{19}=1,366$	0,834
1992:2	$\gamma_{010}=2,900$	0,872	$\gamma_{110}=-6,146$	0,091
1992:3	$\gamma_{011}=3,075$	0,064	$\gamma_{111}=-22,534$	0,001
1992:4	$\gamma_{012}=3,325$	0,001	$\gamma_{112}=1,535$	0,013
1993:1	$\gamma_{013}=3,140$	0,000	$\gamma_{113}=11,066$	0,372
1993:2	$\gamma_{014}=2,850$	0,840	$\gamma_{114}=4,764$	0,843
1993:3	$\gamma_{015}=2,400$	0,577	$\gamma_{115}=11,528$	0,001
1993:4	$\gamma_{016}=2,107$	0,031	$\gamma_{116}=6,572$	0,881
1994:1	$\gamma_{017}=1,900$	0,553	$\gamma_{117}=6,455$	0,000
1994:2	$\gamma_{018}=1,882$	0,041	$\gamma_{118}=-10,582$	0,023
1994:3	$\gamma_{019}=2,007$	0,001	$\gamma_{119}=-5,488$	0,011
1994:4	$\gamma_{020}=2,150$	0,000	$\gamma_{120}=-5,273$	0,017
1995:1	$\gamma_{021}=2,427$	0,004	$\gamma_{121}=-8,415$	0,281
1995:2	$\gamma_{022}=2,507$	0,953	$\gamma_{122}=3,329$	0,023
1995:3	$\gamma_{023}=2,452$	0,021	$\gamma_{123}=4,495$	0,000
1995:4	$\gamma_{024}=2,300$	0,838	$\gamma_{124}=0,010$	0,122
1996:1	$\gamma_{025}=2,080$	0,408	$\gamma_{125}=8,372$	0,000
1996:2	$\gamma_{026}=1,805$	0,305	$\gamma_{126}=6,464$	0,391
1996:3	$\gamma_{027}=1,757$	0,547	$\gamma_{127}=-3,669$	0,003
1996:4	$\gamma_{028}=1,552$	0,017	$\gamma_{128}=14,068$	0,555
1997:1	$\gamma_{029}=1,325$	0,535	$\gamma_{129}=12,319$	0,000
1997:2	$\gamma_{030}=1,267$	0,008	$\gamma_{130}=17,649$	0,626
1997:3	$\gamma_{031}=1,185$	0,563	$\gamma_{131}=6,766$	0,045
1997:4	$\gamma_{032}=1,150$	0,155	$\gamma_{132}=-1,368$	0,126

Para un nivel de significación del 5%, se rechaza la hipótesis nula relativa a la ordenada, es decir la igualdad del parámetro estimado al tipo de interés libre de riesgo del respectivo período, en los períodos 1990:2, 1990:3, 1991:1, 1992:4, 1993:1, 1993:4, 1994:2, 1994:3, 1994:4, 1995:1, 1995:3 y 1997:2, aceptándose dicha igualdad en los restantes períodos. Para la pendiente la hipótesis nula se acepta en los siguientes períodos 1991:3, 1992:1, 1992:2, 1993:1, 1993:2, 1993:4, 1995:1, 1995:4, 1996:2, 1996:4, 1997:2 y 1997:4, verificándose por tanto la igualdad del parámetro estimado a los respectivos valores en dichos períodos.

En el siguiente cuadro resumimos todos los resultados obtenidos con esta modalidad de fondos:

FONDOS DE RENTA VARIABLE MIXTA								
t	$\gamma_{0t}$		$\gamma_{1t}$		$\gamma_{0t} = \overline{R_{ft}}$		$\gamma_{1t} = \overline{E_{Mt}} - \overline{R_{ft}}$	
	MCO	MCG	MCO	MCG	MCO	MCG	MCO	MCG
1990:1	SI	SI	SI	SI	SI	SI	SI	NO
1990:2	NO	SI	SI	SI	NO	NO	NO	NO
1990:3	SI	SI	SI	SI	SI	NO	NO	NO
1990:4	NO	SI	NO	NO	SI	SI	NO	NO
1991:1	NO	SI	SI	SI	NO	NO	NO	NO
1991:2	SI	SI	NO	SI	SI	SI	NO	NO
1991:3	SI	SI	SI	SI	SI	SI	SI	SI
1991:4	SI	SI	SI	SI	SI	SI	NO	NO
1992:1	SI	SI	NO	NO	SI	SI	SI	SI
1992:2	SI	SI	SI	SI	SI	SI	SI	SI
1992:3	NO	SI	SI	SI	SI	SI	NO	NO
1992:4	NO	SI	SI	SI	SI	NO	NO	NO
1993:1	NO	SI	SI	SI	SI	NO	SI	SI
1993:2	SI	SI	SI	SI	SI	SI	SI	SI
1993:3	SI	SI	SI	SI	SI	SI	NO	NO
1993:4	SI	SI	SI	SI	SI	NO	SI	SI
1994:1	SI	SI	NO	NO	SI	SI	NO	NO
1994:2	NO	SI	SI	SI	NO	NO	NO	NO
1994:3	NO	SI	NO	NO	NO	NO	NO	NO
1994:4	NO	SI	SI	SI	NO	NO	NO	NO
1995:1	NO	SI	SI	SI	NO	NO	SI	SI
1995:2	SI	SI	SI	SI	SI	SI	SI	NO
1995:3	SI	NO	NO	NO	NO	NO	NO	NO
1995:4	NO	SI	NO	NO	SI	SI	SI	SI
1996:1	SI	SI	NO	NO	SI	SI	NO	NO
1996:2	SI	SI	SI	SI	SI	SI	SI	SI
1996:3	SI	NO	NO	NO	SI	SI	NO	NO
1996:4	SI	SI	SI	SI	NO	SI	SI	SI
1997:1	SI	SI	SI	SI	SI	SI	NO	NO
1997:2	SI	SI	SI	SI	NO	NO	SI	SI
1997:3	SI	SI	SI	SI	SI	SI	SI	NO
1997:4	NO	NO	NO	NO	SI	SI	SI	SI

NÚMERO DE PERÍODOS			
Significación de $\gamma_{0t}$ y $\gamma_{1t}$		Cumplimiento de $\gamma_{0t} = \overline{R_{ft}}$ y $\gamma_{1t} = \overline{E_{Mt}} - \overline{R_{ft}}$	
MCO	MCG	MCO	MCG
14	23	11	8

Por tanto, en lo referente a la significación de los parámetros  $\gamma_{0t}$  y  $\gamma_{1t}$ , aplicando MCO y para un nivel de confianza del 95%, aceptamos su significación conjunta en los periodos 1990:1, 1990:3, 1991:3, 1991:4, 1992:2, 1993:2, 1993:3, 1993:4, 1995:2, 1996:2, 1996:4, 1997:1, 1997:2 y 1997:3. Al utilizar MCG se acepta en los periodos 1990:1, 1990:2, 1990:3, 1991:1, 1991:2, 1991:3, 1991:4, 1992:2, 1992:3, 1992:4, 1993:1, 1993:2, 1993:3, 1993:4, 1994:2, 1994:4, 1995:1, 1995:2, 1996:2, 1996:4, 1997:1, 1997:2 y 1997:3. En lo relativo a la igualdad de los parámetros a los valores señalados, aplicando MCO y para un nivel de significación del 5%, aceptamos dicha igualdad en los periodos 1991:1, 1991:3, 1992:1, 1992:2, 1993:2, 1993:4, 1995:2, 1995:4, 1996:2, 1997:3 y 1997:4. Del mismo modo, al utilizar MCG y para el mismo nivel de significación, aceptamos dicha igualdad en los periodos 1991:3, 1992:1, 1992:2, 1993:2, 1995:4, 1996:2, 1996:4 y 1997:4.

En resumen, al utilizar MCO podemos aceptar el cumplimiento del modelo según la versión clásica de Sharpe-Lintner, en los periodos 1990:1, 1991:3, 1992:2, 1993:2, 1993:4, 1995:2, 1996:2 y 1997:3, puesto que se cumple simultáneamente tanto que los parámetros estimados son significativos y se acepta la igualdad de dichos parámetros a los valores teóricos señalados. En los periodos 1990:3, 1991:4,

1993:3, 1996:4, 1997:1 y 1997:2, los parámetros son significativos pero no se acepta la igualdad de los mismos a los valores señalados, por lo que se acepta el modelo en la versión de Black. Por otra parte, en los períodos 1992:1, 1993:1, 1995:4 y 1997:4 aceptamos la igualdad de los parámetros a los valores teóricos señalados, aunque dichos parámetros no son conjuntamente significativos, por lo que no podemos aceptar el CAPM, pero tampoco lo rechazamos, encontrándonos en la situación intermedia de aceptación del modelo. En cambio en los períodos 1990:2, 1990:4, 1991:1, 1991:2, 1992:3, 1992:4, 1994:1, 1994:2, 1994:3, 1994:4, 1995:1, 1995:3, 1996:1 y 1996:3, no aceptamos el cumplimiento del modelo, en ninguna de sus versiones, puesto que no se cumple ni la significación conjunta de los dos parámetros parámetros ni su igualdad a los valores planteados.

Del mismo modo pero aplicando MCG y para el mismo nivel de confianza, podemos aceptar el cumplimiento del modelo según la versión clásica de Sharpe-Lintner en los períodos 1991:3, 1992:2, 1993:2, 1996:2 y 1996:4, puesto que se cumple simultáneamente tanto que los parámetros estimados son significativos y se acepta la igualdad de dichos parámetros a los valores teóricos señalados. En los períodos 1990:1, 1990:2, 1990:3, 1991:1, 1991:2, 1991:4, 1992:3, 1992:4, 1993:1, 1993:3, 1993:4, 1994:2, 1994:4, 1995:1, 1995:2, 1997:1, 1997:2 y 1997:3, los parámetros son significativos conjuntamente, aunque no se acepta su igualdad a los valores teóricos, por lo que podemos aceptar el modelo de acuerdo a la versión de Black. En los períodos 1992:1, 1995:4 y 1997:4, aceptamos la igualdad de los parámetros a los valores teóricos señalados, aunque dichos parámetros no son

conjuntamente significativos, por lo que no podemos aceptar el CAPM, pero tampoco lo rechazamos, encontrándonos en la situación intermedia de aceptación del modelo. En cambio en los períodos 1990:4, 1994:1, 1994:3, 1995:3, 1996:1 y 1996:3, no aceptamos el cumplimiento del modelo, en ninguna de sus versiones, puesto que no se cumple ni la significación conjunta de los dos parámetros ni su igualdad a los valores planteados.

B.2) Metodología de Fama. Después de estimados los parámetros  $\gamma_0$  y  $\gamma_1$  para cada uno de los períodos, obtenemos sus promedios, así como los correspondientes estadísticos de prueba, para contrastar tanto la significación de estos valores promedio como la igualdad de los mismos a los valores medios de la rentabilidad del activo libre de riesgo y a la prima de riesgo del mercado. Los resultados obtenidos se muestran en las siguientes tablas:

FONDOS DE RENTA VARIABLE MIXTA			
$\bar{\gamma}_0$	$\bar{\gamma}_1$	$t(\bar{\gamma}_0)$	$t(\bar{\gamma}_1)$
2,1839	0,7977	2,077	0,379

FONDOS DE RENTA VARIABLE MIXTA	
$H_0$	t
$\bar{\gamma}_0 = \bar{R}_f = 2,452$	-0,255
$\bar{\gamma}_1 = \bar{E}_M - \bar{R}_f = 0,749$	0,023

De acuerdo con los datos precedentes, se acepta la hipótesis nula para la pendiente, por lo que no es significativa, mientras que para la ordenada en el origen, esta hipótesis se rechaza, siendo en consecuencia significativa. En cambio respecto a la igualdad de los parámetros estimados a los valores señalados, si se aceptan las respectivas hipótesis nulas al ser los valores de los estadísticos de prueba inferiores a 2,04.

En consecuencia, según esta metodología no se acepta la significación conjunta de los parámetros aunque sí se verifica la igualdad de los mismos a los valores teóricos señalados, por lo que no podemos aceptar ni rechazar el modelo, encontrándonos en la versión intermedia de cumplimiento del CAPM.

### *C) Fondos de renta fija mixta*

C.1) Metodología general. Después de realizados los correspondientes ajustes de regresión por MCO, los resultados obtenidos del test univariante se recogen en la siguiente tabla:

FONDOS DE RENTA FIJA MIXTA				
Período	$\gamma_0$	$\gamma_1$	$t(\gamma_0)$	$t(\gamma_1)$
1990:1	3,167	-15,827	7,626	-5,794
1990:2	1,638	12,781	3,939	4,674
1990:3	5,541	-42,903	4,780	-5,628
1990:4	2,338	5,669	12,885	4,751
1991:1	2,077	22,320	3,208	5,242
1991:2	4,735	-8,911	14,692	-4,204
1991:3	3,545	-7,160	8,681	-2,666
1991:4	3,665	-15,629	6,543	-4,242
1992:1	2,896	2,373	13,526	1,685
1992:2	2,619	-11,392	8,846	-5,850
1992:3	1,606	-14,598	4,379	-6,051
1992:4	2,567	7,481	5,883	2,606
1993:1	3,773	2,607	14,367	1,509
1993:2	5,066	-2,121	11,385	-0,724
1993:3	2,978	7,208	8,408	3,094
1993:4	3,581	3,003	5,099	0,650
1994:1	-0,442	5,252	-0,658	1,189
1994:2	-0,152	-7,051	-0,318	-2,239
1994:3	0,474	-2,951	1,580	-1,494
1994:4	1,032	-5,289	2,930	-2,282
1995:1	1,705	-6,028	8,079	-4,343
1995:2	1,893	5,970	6,828	3,273
1995:3	3,271	0,557	12,729	0,330
1995:4	3,171	3,292	4,632	0,731
1996:1	1,769	4,790	6,342	2,611
1996:2	3,068	4,069	11,648	2,348
1996:3	2,799	-2,151	10,678	-1,248
1996:4	2,167	17,210	4,969	6,000
1997:1	0,102	7,301	0,414	4,492
1997:2	1,704	20,379	3,704	6,736
1997:3	1,146	5,175	5,201	3,569
1997:4	1,449	-2,963	5,458	-1,697

Para un nivel de significación del 5%, se acepta la hipótesis nula relativa a la significación de la ordenada para cada período, en los períodos 1994:1, 1994:2, 1994:3 y 1997:1, no siendo por tanto significativo este parámetro en estos períodos, rechazándose la hipótesis nula planteada en los restantes períodos, siendo significativo este parámetro en dichos períodos. En cuanto a la significación de la pendiente, la hipótesis nula se acepta en los siguientes períodos 1992:1, 1993:1, 1993:2, 1993:4, 1994:1, 1994:3, 1995:3, 1995:4 y 1996:3, siendo significativo dicho parámetro estimado en los restantes períodos.

Del mismo modo, realizamos un contraste de significación conjunta a través del test de Wald, siendo los resultados obtenidos los recogidos a continuación:

FONDOS DE RENTA FIJA MIXTA	
$H_0$	$P(\chi^2)$
$\gamma_{01} = \gamma_{02} = \dots = \gamma_{0T} = 0$	0,000
$\gamma_{11} = \gamma_{12} = \dots = \gamma_{1T} = 0$	0,000

En consecuencia, se rechaza la hipótesis nula puesto que la probabilidad del estadístico de prueba es inferior al nivel de significación del 5%, por lo que los parámetros de forma conjunta son significativos.

En cuanto al contraste de la igualdad de los parámetros a los valores señalados para cada período también hemos realizado un test univariante y otro multivariante. Los resultados obtenidos en el test univariante, tanto para la ordenada como para la pendiente, se recogen en la siguiente tabla:

FONDOS DE RENTA FIJA MIXTA				
Periodo	$H_0: \gamma_{0t} = \overline{R}_f$	$P(\chi^2)$	$H_0: \gamma_{1t} = \overline{E}_{Mt} - \overline{R}_f$	$P(\chi^2)$
1990:1	$\gamma_{01}=3,250$	0,843	$\gamma_{11}=-10,436$	0,048
1990:2	$\gamma_{02}=3,507$	0,000	$\gamma_{12}=2,113$	0,000
1990:3	$\gamma_{03}=3,465$	0,073	$\gamma_{13}=-13,767$	0,000
1990:4	$\gamma_{04}=3,515$	0,000	$\gamma_{14}=-13,318$	0,000
1991:1	$\gamma_{05}=3,450$	0,033	$\gamma_{15}=11,608$	0,011
1991:2	$\gamma_{06}=2,975$	0,000	$\gamma_{16}=4,632$	0,000
1991:3	$\gamma_{07}=2,975$	0,128	$\gamma_{17}=-3,331$	0,153
1991:4	$\gamma_{08}=2,900$	0,171	$\gamma_{18}=-6,827$	0,016
1992:1	$\gamma_{09}=2,900$	0,985	$\gamma_{19}=1,366$	0,474
1992:2	$\gamma_{010}=2,900$	0,343	$\gamma_{110}=-6,146$	0,007
1992:3	$\gamma_{011}=3,075$	0,000	$\gamma_{111}=-22,534$	0,001
1992:4	$\gamma_{012}=3,325$	0,082	$\gamma_{112}=1,535$	0,038
1993:1	$\gamma_{013}=3,140$	0,015	$\gamma_{113}=11,066$	0,000
1993:2	$\gamma_{014}=2,850$	0,000	$\gamma_{114}=4,764$	0,018
1993:3	$\gamma_{015}=2,400$	0,102	$\gamma_{115}=11,528$	0,063
1993:4	$\gamma_{016}=2,107$	0,035	$\gamma_{116}=6,572$	0,439
1994:1	$\gamma_{017}=1,900$	0,000	$\gamma_{117}=6,455$	0,785
1994:2	$\gamma_{018}=1,882$	0,000	$\gamma_{118}=-10,582$	0,262
1994:3	$\gamma_{019}=2,007$	0,000	$\gamma_{119}=-5,488$	0,198
1994:4	$\gamma_{020}=2,150$	0,001	$\gamma_{120}=-5,273$	0,994
1995:1	$\gamma_{021}=2,427$	0,000	$\gamma_{121}=-8,415$	0,085
1995:2	$\gamma_{022}=2,507$	0,026	$\gamma_{122}=3,329$	0,147
1995:3	$\gamma_{023}=2,452$	0,001	$\gamma_{123}=4,495$	0,019
1995:4	$\gamma_{024}=2,300$	0,203	$\gamma_{124}=0,010$	0,466
1996:1	$\gamma_{025}=2,080$	0,265	$\gamma_{125}=8,372$	0,050
1996:2	$\gamma_{026}=1,805$	0,000	$\gamma_{126}=6,464$	0,166
1996:3	$\gamma_{027}=1,757$	0,000	$\gamma_{127}=-3,669$	0,378
1996:4	$\gamma_{028}=1,552$	0,158	$\gamma_{128}=14,068$	0,273
1997:1	$\gamma_{029}=1,325$	0,000	$\gamma_{129}=12,319$	0,002
1997:2	$\gamma_{030}=1,267$	0,342	$\gamma_{130}=17,649$	0,366
1997:3	$\gamma_{031}=1,185$	0,862	$\gamma_{131}=6,766$	0,272
1997:4	$\gamma_{032}=1,150$	0,259	$\gamma_{132}=-1,368$	0,361

La hipótesis nula relativa a la igualdad de la ordenada al tipo de interés libre de riesgo de cada período, para un nivel de significación del 5%, se acepta en los períodos: 1990:1, 1990:3, 1991:3, 1991:4, 1992:1, 1992:2, 1992:4, 1993:3, 1995:4, 1996:1, 1996:4, 1997:2, 1997:3 y 1997:4. Mientras que la hipótesis relativa a la igualdad de la pendiente a la prima de riesgo se acepta en los períodos 1991:3, 1992:1, 1993:3, 1993:4, 1994:1, 1994:2, 1994:3, 1994:4, 1995:1, 1995:2, 1995:4, 1996:2, 1996:3, 1996:4, 1997:2, 1997:3 y 1997:4.

Los resultados obtenidos al realizar el test multivariante se recogen en la siguiente tabla:

FONDOS DE RENTA FIJA MIXTA	
$P(\chi^2) \Rightarrow H_0: \gamma_{0t} = \overline{R_{ft}}$	$P(\chi^2) \Rightarrow H_0: \gamma_{1t} = \overline{E_{Mt}} - \overline{R_{ft}}$
0,00000	0,00000

Ante los resultados obtenidos se rechazan las hipótesis nulas planteadas puesto que el valor del estadístico de prueba es inferior al 5%, no verificándose por tanto la igualdad de los parámetros a los valores teóricos de forma conjunta.

Los resultados obtenidos al aplicar la metodología de MCG se recogen en la siguiente tabla:

FONDOS DE RENTA FIJA MXTA				
Período	$\gamma_0$	$\gamma_1$	$t(\gamma_0)$	$t(\gamma_1)$
1990:1	3,167	-15,827	9,955	-6,673
1990:2	1,638	12,781	3,927	3,505
1990:3	5,541	-42,903	8,021	-6,365
1990:4	2,338	5,669	15,638	7,485
1991:1	2,077	22,320	2,531	3,288
1991:2	4,735	-8,911	17,603	-4,068
1991:3	3,545	-7,160	16,657	-3,225
1991:4	3,665	-15,629	9,377	-3,929
1992:1	2,896	2,373	12,975	1,502
1992:2	2,619	-11,392	12,788	-5,571
1992:3	1,606	-14,598	3,345	-4,421
1992:4	2,567	7,481	4,821	2,615
1993:1	3,773	2,607	14,548	1,711
1993:2	5,066	-2,121	13,274	-0,716
1993:3	2,978	7,208	8,172	3,434
1993:4	3,581	3,003	6,006	0,472
1994:1	-0,442	5,252	-0,776	1,450
1994:2	-0,152	-7,051	-0,371	-2,155
1994:3	0,474	-2,951	1,785	-1,559
1994:4	1,032	-5,289	5,367	-2,772
1995:1	1,705	-6,028	9,111	-7,541
1995:2	1,893	5,970	6,779	3,364
1995:3	3,271	0,557	8,654	0,356
1995:4	3,171	3,292	3,802	0,833
1996:1	1,769	4,790	9,160	2,375
1996:2	3,068	4,069	13,571	2,647
1996:3	2,799	-2,151	9,173	-1,336
1996:4	2,167	17,210	5,152	6,668
1997:1	0,102	7,301	0,421	3,227
1997:2	1,704	20,379	5,744	7,575
1997:3	1,146	5,175	4,963	4,597
1997:4	1,449	-2,963	4,986	-1,757

Para un nivel de significación del 5%, se acepta la hipótesis nula relativa a la significación de la ordenada para cada período, en los períodos 1994:1, 1994:2 y 1997:1, no siendo por tanto significativo este parámetro en estos períodos, rechazándose la hipótesis nula planteada en los restantes períodos, siendo significativo este parámetro en dichos períodos. En cuanto a la significación de la pendiente, la hipótesis nula se acepta en los siguientes períodos 1992:1, 1993:2, 1993:4, 1994:1, 1994:3, 1995:3, 1995:4 y 1996:3, siendo significativo dicho parámetro estimado en los restantes períodos.

En cuanto al contraste de la igualdad de los parámetros a los valores señalados para cada período también hemos realizado un test univariante cuyos resultados, tanto para la ordenada como para la pendiente, se recogen en la siguiente tabla:

FONDOS DE RENTA FIJA MIXTA				
Periodo	$H_0: \gamma_{0t} = \overline{R}_f$	$P(\chi^2)$	$H_0: \gamma_{1t} = \overline{E}_{Mt} - \overline{R}_f$	$P(\chi^2)$
1990:1	$\gamma_{01}=3,250$	0,796	$\gamma_{11}=-10,436$	0,023
1990:2	$\gamma_{02}=3,507$	0,000	$\gamma_{12}=2,113$	0,003
1990:3	$\gamma_{03}=3,465$	0,002	$\gamma_{13}=-13,767$	0,000
1990:4	$\gamma_{04}=3,515$	0,000	$\gamma_{14}=-13,318$	0,000
1991:1	$\gamma_{05}=3,450$	0,094	$\gamma_{15}=11,608$	0,114
1991:2	$\gamma_{06}=2,975$	0,000	$\gamma_{16}=4,632$	0,000
1991:3	$\gamma_{07}=2,975$	0,007	$\gamma_{17}=-3,331$	0,084
1991:4	$\gamma_{08}=2,900$	0,050	$\gamma_{18}=-6,827$	0,026
1992:1	$\gamma_{09}=2,900$	0,986	$\gamma_{19}=1,366$	0,523
1992:2	$\gamma_{10}=-2,900$	0,171	$\gamma_{110}=-6,146$	0,010
1992:3	$\gamma_{011}=3,075$	0,000	$\gamma_{111}=-22,534$	0,016
1992:4	$\gamma_{012}=3,325$	0,155	$\gamma_{112}=1,535$	0,037
1993:1	$\gamma_{013}=3,140$	0,014	$\gamma_{113}=11,066$	0,000
1993:2	$\gamma_{014}=2,850$	0,000	$\gamma_{114}=4,764$	0,020
1993:3	$\gamma_{015}=2,400$	0,112	$\gamma_{115}=11,528$	0,039
1993:4	$\gamma_{016}=2,107$	0,013	$\gamma_{116}=6,572$	0,574
1994:1	$\gamma_{017}=1,900$	0,000	$\gamma_{117}=6,455$	0,739
1994:2	$\gamma_{018}=1,882$	0,000	$\gamma_{118}=-10,582$	0,280
1994:3	$\gamma_{019}=2,007$	0,000	$\gamma_{119}=-5,488$	0,179
1994:4	$\gamma_{020}=-2,150$	0,000	$\gamma_{120}=-5,273$	0,993
1995:1	$\gamma_{021}=2,427$	0,000	$\gamma_{121}=-8,415$	0,003
1995:2	$\gamma_{022}=2,507$	0,027	$\gamma_{122}=3,329$	0,136
1995:3	$\gamma_{023}=2,452$	0,030	$\gamma_{123}=4,495$	0,011
1995:4	$\gamma_{024}=2,300$	0,296	$\gamma_{124}=0,010$	0,406
1996:1	$\gamma_{025}=2,080$	0,107	$\gamma_{125}=8,372$	0,075
1996:2	$\gamma_{026}=1,805$	0,000	$\gamma_{126}=6,464$	0,119
1996:3	$\gamma_{027}=1,757$	0,000	$\gamma_{127}=-3,669$	0,345
1996:4	$\gamma_{028}=1,552$	0,143	$\gamma_{128}=14,068$	0,223
1997:1	$\gamma_{029}=1,325$	0,000	$\gamma_{129}=12,319$	0,026
1997:2	$\gamma_{030}=1,267$	0,140	$\gamma_{130}=17,649$	0,310
1997:3	$\gamma_{031}=1,185$	0,868	$\gamma_{131}=6,766$	0,157
1997:4	$\gamma_{032}=1,150$	0,303	$\gamma_{132}=-1,368$	0,344

Para un nivel de confianza del 95% se acepta para cada uno de los períodos siguientes la igualdad de la ordenada al tipo de interés libre de riesgo: 1990:1, 1991:1, 1991:4, 1992:1, 1992:2, 1992:4, 1993:3, 1995:4, 1996:1, 1996:4, 1997:2, 1997:3 y 1997:4. Mientras que la hipótesis relativa a la igualdad de la pendiente a la prima de riesgo, se acepta en los períodos 1991:1, 1991:3, 1992:1, 1993:4, 1994:1, 1994:2, 1994:3, 1994:4, 1995:2, 1995:4, 1996:1, 1996:2, 1996:3, 1996:4, 1997:2, 1997:3 y 1997:4.

En el siguiente cuadro resumimos todos los resultados obtenidos con esta modalidad de fondos:

FONDOS DE RENTA FIJA MIXTA								
t	$\gamma_{0t}$		$\gamma_{1t}$		$\gamma_{0t} = \overline{R_{ft}}$		$\gamma_{1t} = \overline{E_{Mt}} - \overline{R_{ft}}$	
	MCO	MCG	MCO	MCG	MCO	MCG	MCO	MCG
1990:1	SI	SI	SI	SI	SI	SI	NO	NO
1990:2	SI	SI	SI	SI	NO	NO	NO	NO
1990:3	SI	SI	SI	SI	SI	NO	NO	NO
1990:4	SI	SI	SI	SI	NO	NO	NO	NO
1991:1	SI	SI	SI	SI	NO	SI	NO	SI
1991:2	SI	SI	SI	SI	NO	NO	NO	NO
1991:3	SI	SI	SI	SI	SI	NO	SI	SI
1991:4	SI	SI	SI	SI	SI	SI	NO	NO
1992:1	SI	SI	NO	NO	SI	SI	SI	SI
1992:2	SI	SI	SI	SI	SI	SI	NO	NO
1992:3	SI	SI	SI	SI	NO	NO	NO	NO
1992:4	SI	SI	SI	SI	SI	SI	NO	NO
1993:1	SI	SI	NO	SI	NO	NO	NO	NO
1993:2	SI	SI	NO	NO	NO	NO	NO	NO
1993:3	SI	SI	SI	SI	SI	SI	SI	NO
1993:4	SI	SI	NO	NO	NO	NO	SI	SI
1994:1	NO	NO	NO	NO	NO	NO	SI	SI
1994:2	NO	NO	SI	SI	NO	NO	SI	SI
1994:3	NO	SI	NO	NO	NO	NO	SI	SI
1994:4	SI	SI	SI	SI	NO	NO	SI	SI
1995:1	SI	SI	SI	SI	NO	NO	SI	NO
1995:2	SI	SI	SI	SI	NO	NO	SI	SI
1995:3	SI	SI	NO	NO	NO	NO	NO	NO
1995:4	SI	SI	NO	NO	SI	SI	SI	SI
1996:1	SI	SI	SI	SI	SI	SI	NO	SI
1996:2	SI	SI	SI	SI	NO	NO	SI	SI
1996:3	SI	SI	NO	NO	NO	NO	SI	SI
1996:4	SI	SI	SI	SI	SI	SI	SI	SI
1997:1	NO	NO	SI	SI	NO	NO	NO	NO
1997:2	SI	SI	SI	SI	SI	SI	SI	SI
1997:3	SI	SI	SI	SI	SI	SI	SI	SI
1997:4	SI	SI	SI	SI	SI	SI	SI	SI

NÚMERO DE PERÍODOS			
Significación de $\gamma_{0t}$ y $\gamma_{1t}$		Cumplimiento de $\gamma_{0t} = \overline{R_{ft}}$ y $\gamma_{1t} = \overline{E_{Mt}} - \overline{R_{ft}}$	
MCO	MCG	MCO	MCG
21	22	8	8

En lo relativo a la significación de los parámetros  $\gamma_{0t}$  y  $\gamma_{1t}$ , aplicando MCO y para un nivel de significación del 5%, ésta se acepta de forma conjunta en los períodos: 1990:1, 1990:2, 1990:3, 1990:4, 1991:1, 1991:2, 1991:3, 1991:4, 1992:2, 1992:3, 1992:4, 1993:3, 1994:4, 1995:1, 1995:2, 1996:1, 1996:2, 1996:4, 1997:2, 1997:3 y 1997:4. Al utilizar MCG se acepta en los mismos períodos y además en 1993:1.

En cuanto a la hipótesis de que los parámetros han de ser iguales a los valores señalados, ésta se acepta conjuntamente, utilizando MCO y para un nivel de significación del 5%, en los siguientes períodos: 1991:3, 1992:1, 1993:3, 1995:4, 1996:4, 1997:2, 1997:3 y 1997:4. Aplicando MCG y para el mismo nivel de significación, aceptamos dicha igualdad en los períodos 1991:1, 1992:1, 1995:4, 1996:1, 1996:4, 1997:2, 1997:3 y 1997:4.

Por tanto, podemos aceptar el cumplimiento del modelo, utilizando MCO, según la versión clásica de Sharpe-Lintner, al cumplirse simultáneamente tanto que los parámetros estimados son significativos y aceptarse la igualdad de dichos parámetros a los valores teóricos señalados, en los períodos: 1991:3, 1993:3, 1996:4,

1997:2, 1997:3 y 1997:4. Si utilizamos MCG se acepta el CAPM en esta versión en los períodos: 1991:1, 1992:1, 1996:1, 1996:4, 1997:2, 1997:3 y 1997:4. En cuanto a la aceptación del modelo según la versión de Black, y al utilizar MCO, los períodos correspondientes son: 1990:1, 1990:3, 1990:4, 1991:1, 1991:3, 1991:4, 1992:2, 1992:3, 1992:4, 1993:3, 1993:4, 1995:1, 1995:2, 1996:1 y 1996:2. Si utilizamos MCG los períodos de aceptación son: 1990:1, 1990:3, 1990:4, 1991:3, 1991:4, 1992:2, 1992:3, 1992:4, 1993:3, 1994:4, 1995:1, 1995:2 y 1996:2. En los siguientes períodos, 1992:1 y 1995:4 aplicando MCO, y 1995:4 aplicando MCG, aceptamos la igualdad de los parámetros a los valores teóricos señalados, aunque dichos parámetros no son conjuntamente significativos, por lo que no podemos aceptar el CAPM, pero tampoco lo rechazamos, encontrándonos en la situación intermedia de aceptación del modelo. En cambio en los períodos 1993:2, 1993:4, 1994:1, 1994:2, 1994:3, 1995:3, 1996:3 y 1997:1, con cualquiera de los dos métodos de estimación, no aceptamos el cumplimiento del modelo, en ninguna de sus versiones, puesto que no se cumple ni la significación conjunta de los dos parámetros ni su igualdad a los valores planteados. Además al utilizar MCO en el período 1993:1 tampoco se acepta.

C.2) Metodología de Fama. Tras estimar los parámetros  $\gamma_0$  y  $\gamma_1$  para cada uno de los períodos, obtenemos sus promedios, así como los correspondientes estadísticos de prueba, para contrastar tanto la significación de estos valores promedio como la igualdad de los mismos a los valores medios de la rentabilidad del activo libre de

riesgo y a la prima de riesgo del mercado. Los resultados obtenidos se muestran en las siguientes tablas:

FONDOS DE RENTA FIJA MIXTA			
$\bar{\gamma}_0$	$\bar{\gamma}_1$	$t(\bar{\gamma}_0)$	$t(\bar{\gamma}_1)$
2,4046	-0,2355	5,992	-0,089

FONDOS DE RENTA FIJA MIXTA	
$H_0$	t
$\bar{\gamma}_0 = \bar{R}_f = 2,452$	-0,118
$\bar{\gamma}_1 = \bar{E}_M - \bar{R}_f = 0,749$	-0,372

De acuerdo con los datos precedentes, se acepta la hipótesis nula para la pendiente, por lo que no es significativa, mientras que para la ordenada en el origen, esta hipótesis se rechaza, siendo en consecuencia significativa. En cambio respecto a la igualdad de los parámetros estimados a los valores señalados, si se aceptan las respectivas hipótesis nulas al ser los valores de los estadísticos de prueba inferiores a 2,04.

Por tanto, aplicando esta metodología no se acepta la significación conjunta de los parámetros aunque sí se verifica la igualdad de los mismos a los valores teóricos señalados, por lo que no podemos aceptar ni rechazar el modelo, encontrándonos en la versión intermedia de cumplimiento del CAPM.

## ***CAPÍTULO IV***

---

# ***LA CONTRASTACIÓN EMPÍRICA EN LOS FONDOS DE INVERSIÓN MOBILIARIA DE LA TEORÍA DE CARTERA Y DEL MERCADO DE CAPITALAS: MODELOS DE VARIOS ÍNDICES***

# **CAPÍTULO IV: LA CONTRASTACIÓN EMPÍRICA EN LOS FONDOS DE INVERSIÓN MOBILIARIA DE LA TEORÍA DE CARTERA Y DEL MERCADO DE CAPITALES: MODELOS DE VARIOS ÍNDICES**

## **4.1.-INTRODUCCIÓN**

## **4.2.- EL MODELO APT**

### **4.2.1.- Revisión de la literatura**

### **4.2.2.- Metodología**

## **4.3.- ESTIMACIÓN DEL MODELO APT**

### **4.3.1.- Datos anuales de rentabilidad**

### **4.3.2.- Datos trimestrales de rentabilidad**

## **4.4.- VALIDACIÓN EMPÍRICA DEL APT**

### **4.4.1.- Datos anuales de rentabilidad**

### **4.4.2.- Datos trimestrales de rentabilidad**

## **4.5.- INTERPRETACIÓN FINANCIERA DE LOS FACTORES**

## **4.6.- ESTIMACIÓN DE UN MODELO LINEAL DE MÚLTIPLES ÍNDICES**

### **4.6.1.- Datos anuales de rentabilidad**

### **4.6.2.- Datos trimestrales de rentabilidad**

#### 4.1.- INTRODUCCIÓN

Tras realizar la validación empírica del modelo de valoración CAPM en los Fondos de Inversión en España para el período comprendido entre 1990 y 1997, los resultados obtenidos no nos permiten afirmar que dicho modelo sea el más apropiado para la valoración de tales activos, ni que la cartera de mercado, representada por un índice bursátil, sea la única explicación de las variaciones de dichas rentabilidades. Por ello en este capítulo buscaremos otros factores o variables que pueden afectar a las rentabilidades de los Fondos de Inversión, mediante el planteamiento de modelos multifactoriales.

En el plano teórico, el modelo APT es una atractiva alternativa frente al CAPM puesto que requiere menos restricciones, parece más fácil de comprobar empíricamente, ya que no necesitamos conocer la cartera de mercado, y también parece que puede explicar las anomalías encontradas al aplicar el modelo CAPM a los rendimientos de los activos<sup>1</sup>. Pero su aceptabilidad, como la de cualquier otro modelo, depende de la viabilidad de sus resultados empíricos. Con esta finalidad realizaremos la estimación y el contraste del modelo de valoración por arbitraje, APT, para comprobar si, como ya señalamos en el capítulo segundo, el riesgo sistemático<sup>2</sup>,

---

<sup>1</sup> Ver por ejemplo: Marhuenda Fructuoso, J. (1997): Anomalías en los modelos de valoración de activos. Secretariado de Publicaciones. Universidad de Alicante, pp. 56-59.

<sup>2</sup> Roll, R., Ross, S. (1980): Op. cit., pp. 1076-1077.

factor explicativo fundamental del comportamiento de la rentabilidad de los activos financieros, puede ser medido por una serie de coeficientes beta asociados a varios factores explicativos no especificados a priori, y que afectan de forma conjunta y aditiva a la rentabilidad de dichos activos financieros. Tales factores se considera que están implícitos en las rentabilidades de los activos, y es a través de la observación de su comportamiento estadístico como será posible identificarlos.

También plantearemos un modelo multifactorial general, en el que preespecificaremos las variables que consideramos explicativas de las variaciones en la rentabilidad de los Fondos de Inversión, basándonos para la elección de dichas variables en la distribución del patrimonio de los mismos.

En ambos casos tomaremos los mismos datos que en la contrastación empírica del modelo CAPM, o sea, los mismos fondos para cada modalidad, tomando periodicidad anual y trimestral.

## 4.2.- EL MODELO APT

### 4.2.1.- Revisión de la literatura

Tras la exposición del modelo en el capítulo II, creemos necesario realizar un breve resumen de los trabajos empíricos realizados, para posteriormente exponer la metodología que hemos utilizado en la aplicación de este modelo a los Fondos de Inversión.

Si bien el modelo APT como tal fue propuesto por Ross<sup>3</sup>, podemos señalar dos trabajos anteriores relacionados con dicho modelo. En este sentido, existe un trabajo no publicado de Brennan<sup>4</sup>, en el que descompone los residuos de la regresión del modelo de mercado, llegando a la conclusión de que el verdadero proceso generador de los rendimientos está representado al menos por un modelo de dos factores y no por el modelo de un solo factor. Por otro lado, el primer trabajo empírico publicado sobre el modelo APT es el de Gehr<sup>5</sup>, que sigue la aproximación

---

<sup>3</sup> Ross, S. (1976): Op. cit., pp. 341-360.

<sup>4</sup> Brennan, M. (1971): Capital Asset Pricing and the Structure of Security Returns. Trabajo no publicado, University of British Columbia. Citado por Roll, R., Ross, S. (1980): Op. cit., p. 1074.

<sup>5</sup> Gehr, A. (1975): Some tests of the arbitrage pricing theory. Journal of the Midwest Finance Association, pp. 91-105. Citado, por ejemplo, por Roll, R., Ross, S. (1980): Op. cit., p. 1074. O también por Chen, S., Jordan, B. (1993): Op. cit., p. 65.

del APT basada en el análisis factorial, en la línea del que posteriormente plantearon Roll y Ross en 1980.

Roll y Ross<sup>6</sup>, en dicho trabajo llevan a cabo una comprobación empírica del APT, realizándola en dos pasos. En el primero, partiendo de las series de rendimientos individuales diarios de las acciones cotizadas en la Bolsa de Nueva York, en el período comprendido entre el 3 de julio de 1962 y el 31 de diciembre de 1972, estiman mediante análisis factorial, y utilizando la técnica de máxima verosimilitud, el número de factores y la matriz de puntuaciones factoriales. En el segundo paso, obtienen las primas de riesgo factorial y realizan un contraste cross-seccional para comprobar su significación. Sus resultados les llevan a especificar cinco factores, señalando que al menos tres de ellos son imprescindibles, y que cuatro son probables. Como conclusión afirman que el APT es un buen modelo, bajo comprobación empírica, para explicar las variaciones cross-seccionales en los rendimientos de los activos, si bien reconocen que los tests que realizaron son sólo el principio, una base para futuros tests alternativos sobre el modelo.

Muchos de los trabajos empíricos basan principalmente los contrastes o tests del modelo APT en comparaciones con el CAPM. En este sentido, Reinganum<sup>7</sup> trata de comprobar si el APT puede explicar las diferencias en los rendimientos entre las

---

<sup>6</sup> Roll, R., Ross, S. (1980): Op. cit., p. 1073-1103.

<sup>7</sup> Reinganum, M. (1981): Empirical Tests of Multi-factor Pricing Model. The Arbitrage Pricing Theory: Some Empirical Results. The Journal of Finance, nº 2, pp. 313-321.

empresas grandes y pequeñas que se producen en la Bolsa de Nueva York, es decir, si puede explicar el efecto tamaño. Los resultados a los que llega le llevan a considerar el APT inconsistente puesto que no resuelve dicha anomalía, si bien no por ello considera al APT como un inadecuado modelo de valoración. Chen<sup>8</sup> compara la performance del modelo APT con la del modelo CAPM, para comprobar si el APT puede explicar las anomalías relacionadas con el CAPM. Llegando a la conclusión que el modelo APT no puede ser rechazado y que funciona mejor que el CAPM, siendo un modelo razonable para explicar las variaciones cross-seccionales de los rendimientos de los activos. Dhrymes, Friend y Gultekin<sup>9</sup> tratan de mostrar que muchos de los problemas asociados al modelo CAPM también están presentes en el APT, y que la evidencia empírica de éste último no es muy superior. Para ello critican el modelo propuesto por Roll y Ross en su trabajo de 1980 principalmente porque, para ellos, realizar un análisis factorial a un grupo pequeño de activos no es equivalente a realizarlo a un número elevado de ellos, y por tanto el APT no se sostiene, puesto que al incrementar el número de activos el número de factores explicativos aumenta. Gultekin y Gultekin<sup>10</sup> demuestran que el modelo APT es muy sensible a las anomalías del mercado, ya que este modelo explica únicamente la relación rendimiento-riesgo en el mes de Enero. En el trabajo de Burmeister y

---

<sup>8</sup> Chen, N. (1983): Op. cit., pp. 1393-1414.

<sup>9</sup> Dhrymes, P., Friend, I., Gultekin, N. (1984): A Critical Reexamination of the Empirical Evidence on the Arbitrage Pricing Theory. *The Journal of Finance*, nº 2, pp. 323-346.

<sup>10</sup> Gultekin, M., Gultekin, N. B. (1987): Stock Return Anomalies and the Tests of the APT. *The Journal of Finance*, vol. 42, nº 5, pp. 1213-1224.

McElroy<sup>11</sup> el objetivo se centra en investigar si los tests del APT son sensibles a los supuestos realizados sobre el riesgo no sistemático, es decir sobre los errores, en las ecuaciones que definen los rendimientos de los activos. Para ello se basan en las interrelaciones entre el modelo APT y el modelo lineal de factores, entre el CAPM y el APT, y entre la existencia o no del efecto enero, incluyendo tanto variables macroeconómicas como factores no observables. Rechazando el CAPM en favor del APT, siendo estos resultados invariantes con respecto al efecto enero. También Fama y French<sup>12</sup> encuentran que en un modelo de tres factores desaparece la mayoría de las anomalías planteadas en el CAPM.

Podemos destacar un importante número de trabajos cuyo objetivo es determinar cuántos factores son necesarios para la explicación de los rendimientos de los activos<sup>13</sup>. Dependiendo de los métodos específicos utilizados en las contrastaciones empíricas, se han propuesto un número e identidad de factores diferentes, sin que ello suponga un rechazo al modelo. Así de este modo, por ejemplo Roll y Ross<sup>14</sup> y Reinganum<sup>15</sup>, en sus primeros trabajos empíricos, encuentran cinco

---

<sup>11</sup> Burmeister, E., McElroy, M. (1988): Joint Estimation of Factor Sensitivities and Risk Premia for the Arbitrage Pricing Theory. *The Journal of Finance*, nº 3, pp. 721-733.

<sup>12</sup> Fama, E., French, K. (1996): Multifactor Explanations of Asset Pricing Anomalies. *The Journal of Finance*, vol. 51, nº 1, pp. 55-84.

<sup>13</sup> Ver al respecto, por ejemplo: Brown, S. J. (1989): The Number of Factors in Security Returns. *The Journal of Finance*, vol. 44, nº 5, pp. 1247-1262; Connor, G., Korajczyk, R. (1993): A Test for the Number of Factors in an Approximate Factor Model. *The Journal of Finance*, vol. 48, nº 4, pp. 1263-1291.

<sup>14</sup> Roll, R., Ross, S. (1984): *Op. cit.*, pp. 14-26.

<sup>15</sup> Reinganum, M. (1981): *Op. cit.*, pp. 313-321.

factores, al igual que Mei<sup>16</sup> y Zhou<sup>17</sup>; otros autores como Brown y Weinstein<sup>18</sup> opinan que no son más de cinco; en cambio Cho, Elton y Gruber<sup>19</sup> encuentran más de cinco y Dhrymes, Friend y Gultekin<sup>20</sup> encuentran entre dos y nueve factores. En cambio, otros trabajos empíricos sugieren que los modelos con aproximadamente cuatro factores sistemáticos captan la influencia que ejercen sobre los rendimientos de los activos financieros, como por ejemplo Chen, Roll y Ross<sup>21</sup>. Diacogiannis<sup>22</sup> también se cuestiona el número de factores que determina el rendimiento de los activos, planteándose dos objetivos principales, primero verificar si el número de factores que afecta a la rentabilidad de los activos está relacionado con el tamaño de la muestra elegida, y segundo comprobar si el número de factores permanece invariable a través de varios períodos de tiempo para grupos de activos del mismo tamaño. Para ello utiliza datos de la Bolsa de Londres, formando distintos grupos en los que analiza los dos objetivos que se había planteado, encontrando que el número de factores cambia al variar el tamaño del grupo y los períodos de tiempo. Por lo que considera que la

---

<sup>16</sup> Mei, J. (1993): Explaining the Cross-Section of Returns via a Multi-Factor APT Model. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, vol. 28, n° 3, pp. 331-345.

<sup>17</sup> Zhou, G. (1999): Security factors as linear combinations of economic variables. *Journal of Financial Markets*, vol. 2, n° 4, pp.403-432.

<sup>18</sup> Brown, P., Weinstein, M. (1983): A New Approach to Testing Arbitrage Pricing Models: The Bilinear Paradigm. *Journal of Finance*, n° 38, pp. 711-743.

<sup>19</sup> Cho, D. Ch., Elton, E., Gruber, M. (1984): On the Robustness of the Roll and Ross Arbitrage Pricing Theory. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, vol. 19, n° 1, pp. 1-10.

<sup>20</sup> Dhrymes, P., Friend, I., Gultekin, N. (1984): Op. cit., pp. 323-346.

<sup>21</sup> Chen, N. F., Roll, R. W., Ross, S.A. (1986): Economic Forces and the Stock Market: Testing the APT and Alternative Asset Pricing Theories. *Journal of Business*, vol. 59, n° 3, pp.383-403.

<sup>22</sup> Diacogiannis, G. P. (1986): Arbitrage Pricing Model: A critical examination of its empirical applicability for the London Stock Exchange. *Journal of Business Finance & Accounting*, n° 13 (4), pp.489-504.

metodología usada para comprobar empíricamente el modelo APT no es la apropiada, y que los tests precedentes no son necesariamente tests de dicho modelo. A pesar de sus resultados, considera que éstos no constituyen evidencia contra el modelo APT, ya que señala que la metodología estadística existente no proporciona un tests inequívoco para la Bolsa de Londres, por lo que su introducción en la literatura financiera como una alternativa al CAPM comprobable empíricamente debe ser cuestionada.

La mayoría de los trabajos empíricos sobre el APT están basados en el análisis factorial, bien para estimar los coeficientes beta de los factores y las primas de riesgo, o bien en un modelo basado en medir los coeficientes beta de los factores como la sensibilidad de los rendimientos de los activos a cambios en un grupo de variables macroeconómicas previamente definidas. La ventaja principal del modelo de variables macroeconómicas es que los factores que explican las variaciones de precios o rentabilidades tienen interpretación económica, mientras que con el análisis factorial dichos factores son desconocidos<sup>23</sup>. Así, Chen y Jordan<sup>24</sup> comparan directamente dos implementaciones empíricas del APT que se diferencian en los factores utilizados, el FLM (factor loading model) y el MVM (macroeconomic variable model), mediante el contraste de la habilidad de predecir los rendimientos de los activos. Obteniendo resultados a favor del MVM, pero por poca diferencia,

---

<sup>23</sup> Kim, M. K., Wu, Ch. (1987): Macro-economic factors and stock returns. *The Journal of Financial Research*, vol. 10, nº 2, pp. 87-98.

<sup>24</sup> Chen, S., Jordan, B. (1993): Some empirical tests in the Arbitrage Pricing Theory: Macrovariables vs. derived factors. *Journal of Banking and Finance*, nº 17, pp. 65-89.

frente al FLM, sugiriendo de todos modos que el MVM tiene algunas ventajas como la interpretación económica de los factores, no siendo el objetivo de su estudio determinar el mejor conjunto de variables económicas.

Una gran parte de los trabajos empíricos que hemos encontrado sobre el APT están referidos al mercado americano, aunque también podemos señalar algunos realizados en la Bolsa de Toronto, en la de Londres, en el mercado de acciones australiano y en el mercado español. Así, Kryzanowski y To<sup>25</sup> tratan de comprobar, tanto para valores pertenecientes a la Bolsa de Nueva York como para valores de la Bolsa de Toronto, si los rendimientos de los activos están caracterizados por una estructura factorial. Para la Bolsa de Londres podemos hacer referencia a los trabajos de Diacogiannis<sup>26</sup>, que ya hemos señalado; el de Abeysekera y Mahajan<sup>27</sup>, quienes obtienen resultados contradictorios por lo que no aceptan la validez y aplicabilidad del modelo APT en dicho mercado; por otra parte Clare y Thomas<sup>28</sup>; Priestley<sup>29</sup> y Clare, Priestley y Thomas<sup>30</sup>, para quienes a pesar de considerar que el APT no es empíricamente un modelo válido para dicho mercado, defienden la existencia de una

---

<sup>25</sup> Kryzanowski, L., To, M. Ch. (1983): General Factor Models and the Structure of Security Returns. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, vol. 18, nº 1, pp. 31-52.

<sup>26</sup> Diacogiannis, G. P. (1986): *Op. cit.*, pp.489-504.

<sup>27</sup> Abeysekera, S., Mahajan, A. (1987): A test of the APT in pricing UK stocks. *Journal of Business Finance & Accounting*, 14 (3), otoño, pp. 377-391.

<sup>28</sup> Clare, A. D., Thomas, S.H. (1994): Macroeconomic factors, the APT and the UK stock-market. *Journal of Business Finance & Accounting*, 21 (3), Abril, pp. 309-329.

<sup>29</sup> Priestley, R. (1996): *Op. cit.*, pp. 869-890.

<sup>30</sup> Clare, A., Priestley, R., Thomas, S. (1997): The robustness of the APT to alternative estimators. *Journal of Business Finance & Accounting*, vol. 24, nº 5, junio, pp. 645-655.

estructura factorial. Además, Clare y Priestley<sup>31</sup> también utilizan el APT para describir la relación rendimiento-riesgo del mercado de valores malasio, utilizando factores similares a los obtenidos por Chen, Roll y Ross en su trabajo de 1986. Referido al mercado australiano podemos señalar el trabajo de Faff<sup>32</sup>, quien encuentra, a través de contrastes cross-seccionales la existencia de uno a tres factores que se comportan mejor que el modelo CAPM; y el de Groenewold y Fraser<sup>33</sup>, quienes analizan la viabilidad empírica del APT usando factores macroeconómicos definidos a priori, obteniendo que el APT tiene mejor capacidad explicativa que el CAPM.

Con respecto al mercado español, podemos señalar el trabajo de Bergés<sup>34</sup>, para quien las rentabilidades bursátiles en el mercado español se comportan de una manera consistente con el modelo más general de no arbitraje, que no de acuerdo con el modelo más restrictivo de diversificación eficiente de carteras. Así mismo, el de Araguas<sup>35</sup>, a quien el APT parece proporcionar resultados coherentes incluso para una bolsa poco eficiente como la española. Por otra parte, a Gómez Bezares, Madariaga

---

<sup>31</sup> Clare, A., Priestley, R. (1998): Risk factors in the Malaysian stock market. *Pacific-Basin Finance Journal*, vol. 6, nº 1-2, pp. 103-114.

<sup>32</sup> Faff, R. W. (1988): An Empirical Test of the Arbitrage Pricing Theory on Australian Stock Returns 1974-85. *Accounting and Finance*, nº 28, pp.23-43.

<sup>33</sup> Groenewold, N., Fraser, P. (1997): Op. cit., pp. 1367-1383.

<sup>34</sup> Bergés, A. (1984): Op. cit., p. 156.

<sup>35</sup> Araguas Terrén, J. M. (1991): Teoría de formación de precios por arbitraje APT. Una aproximación al caso español. *Actualidad Financiera*, nº 26, pp. 513-529.

y Santibáñez<sup>36</sup> la aplicación de las metodologías clásicas les lleva, en general, al rechazo del modelo; en los casos en que éste puede aceptarse, lo hacen en la versión unibeta, apareciendo como significativo un único factor, que en todos los casos interpretan como la rentabilidad del mercado.

---

<sup>36</sup> Gómez Bezares, F., Madariaga, J. A., Santibáñez, J. (1994): Op. cit., p. 161.

#### 4.2.2.- Metodología

Para poder comprobar si el modelo APT es adecuado para la valoración de los Fondos de Inversión en el mercado español hemos de estimar el modelo, realizar su contraste empírico y posteriormente interpretar los factores obtenidos.

En este sentido, para la estimación del modelo partimos de las series históricas de rentabilidad de los distintos fondos que forman la muestra de cada categoría de fondos para cada uno de los momentos del tiempo. A partir de estas series históricas extraeremos los factores explicativos comunes de las variaciones en la rentabilidad de todos los fondos, mediante la técnica del análisis factorial. Al aplicar el análisis factorial se extrae el número de factores suficiente para aceptar las hipótesis estadísticas del modelo, basándonos en lo que Ingersoll<sup>37</sup> denomina mínima representación de los factores, es decir, obtener el menor número de factores que podemos usar para expresar el precio o rentabilidad de los activos<sup>38</sup>.

A tales efectos, es preciso determinar previamente la existencia de correlaciones entre las rentabilidades, pues en caso contrario tales factores no existirían. Una vez puesta de manifiesto la existencia de factores comunes, mediante

---

<sup>37</sup> Ingersoll, J. (1984): Some Results in the Theory of Arbitrage Pricing. *The Journal of Finance*, nº 39, pp. 1021-1039.

<sup>38</sup> También utiliza esta metodología Trzcinka, Ch. (1986): On the Number of Factors in the Arbitrage Pricing Model. *The Journal of Finance*, vol. 41, nº 2, pp.347-368.

la técnica de análisis factorial<sup>39</sup> obtenemos la matriz de varianzas-covarianzas y la matriz de correlaciones, que nos permiten obtener la matriz de puntuaciones factoriales o de realizaciones temporales de los k factores explicativos comunes a todos los fondos de una misma clase:

$$\begin{bmatrix} F_{11} & F_{12} & \dots & F_{1T} \\ F_{21} & F_{22} & \dots & F_{2T} \\ \dots & \dots & \dots & \dots \\ F_{k1} & F_{k2} & \dots & F_{kT} \end{bmatrix}$$

siendo  $F_{jt}$  el factor explicativo j en el momento t, | j=1, 2, ..., k factores explicativos comunes de la rentabilidad de los n fondos, para los T momentos del tiempo considerados.

Teniendo en cuenta los valores históricos de rentabilidad de los distintos fondos, así como las realizaciones concretas de cada factor, comunes a todos ellos, podemos realizar la siguiente regresión lineal múltiple para determinar el coeficiente beta de sensibilidad de cada Fondo de Inversión a cada uno de los factores:

$$r_{it} = a_i + \beta_{i1} F_{1t} + \beta_{i2} F_{2t} + \dots + \beta_{ik} F_{kt} + \epsilon_{it} \quad \text{con } i=1, \dots, N \quad \text{y } t=1, 2, \dots, T$$

---

<sup>39</sup> La mayoría de la bibliografía consultada utiliza como procedimiento para la extracción de factores el método de máxima verosimilitud. Por ello, al tomar datos trimestrales hemos utilizado dicho método. Sin embargo, y debido al número de observaciones con datos anuales, dicho método no es posible utilizarlo por lo que en este caso utilizaremos componentes principales. Puede verse: Roll, R., Ross, S. (1980): Op. cit., pp. 1085-1088; y Shukla, R., Trzcinka, Ch. (1990): Sequential Tests of the Arbitrage Pricing Theory: A Comparison of Principal Components and Maximum Likelihood Factors. The Journal of Finance, vol. 45, nº 5, pp. 1541-1564.

representado los coeficientes  $\beta_{ik}$  la sensibilidad o volatilidad del fondo  $i$  a los movimientos del  $k$ -ésimo factor, constituyendo estos últimos coeficientes la siguiente matriz de sensibilidades:

$$\begin{bmatrix} \beta_{11} & \beta_{12} & \dots & \beta_{1k} \\ \beta_{21} & \beta_{22} & \dots & \beta_{2k} \\ \dots & \dots & \dots & \dots \\ \beta_{n1} & \beta_{n2} & \dots & \beta_{nk} \end{bmatrix}$$

Sabemos que la ecuación fundamental de valoración del modelo APT es la siguiente:

$$E_i = \lambda_0 + \lambda_1 \beta_{1i} + \lambda_2 \beta_{2i} + \dots + \lambda_k \beta_{ki}$$

Esta ecuación nos indica que la rentabilidad media de un título, en nuestro caso de un Fondo de Inversión, es una combinación lineal de los coeficientes de riesgo sistemático del fondo  $i$  con respecto a los  $k$  factores comunes,  $\beta_{si} \mid s=1, 2, \dots, k$ , y los coeficientes  $\lambda_s$ , los cuales representan los premios por riesgo asociados con cada uno de los tipos de riesgo sistemático. Es preciso señalar, que la ordenada en el origen debe coincidir con el tipo de interés libre de riesgo. Por ello, una vez calculada la matriz de sensibilidades, para obtener las primas por riesgo factorial, o lo que es lo mismo, estimar el modelo APT, realizamos el ajuste de los promedios de rentabilidad de los títulos o de las rentabilidades con dichos coeficientes beta.

Tras obtener los premios por unidad de riesgo sistemático correspondiente a cada uno de los factores, el siguiente paso es contrastar el modelo APT para verificar que los factores son relevantes.

Al igual que en el modelo CAPM, la ecuación de valoración del APT, al estar expresada en expectativas de rentabilidad no puede verificarse puesto que las mismas no son observables en el mercado. Por ello, para poder contrastar la teoría con datos disponibles, que son rentabilidades realizadas, volvemos a suponer la hipótesis de expectativas racionales<sup>40</sup>. Los tests empíricos utilizados para comprobar la validez de este modelo son similares a los realizados en el CAPM.

En este sentido, hemos de contrastar en la ecuación del modelo,  $E_i = \lambda_0 + \lambda_1 \beta_{1i} + \lambda_2 \beta_{2i} + \dots + \lambda_k \beta_{ki}$ , tanto la significación de los parámetros de dicha regresión como la igualdad de la ordenada a la rentabilidad del activo libre de riesgo. Este contraste podemos realizarlo siguiendo distintas metodologías al igual que en el modelo CAPM. Nos centraremos únicamente en las metodologías de corte transversal tanto con medias como sin medias.

---

<sup>40</sup> Tal y como señalan Roll, R., Ross, S. (1980): Op. cit., p. 1082, o también Bergés, A. (1984): Op. cit., p. 107.

*A) Corte transversal con medias*

Realizando el contraste utilizando la metodología de corte transversal con medias, ajustaremos los promedios de rentabilidad de los fondos con las estimaciones de los coeficientes betas con respecto a cada factor obtenidas anteriormente. De este modo, hemos de verificar lo siguiente:

a) Los coeficientes de regresión han de ser significativos:

- de modo individual para cada coeficiente plantearemos las siguientes hipótesis nulas

$H_0: \lambda_1=0, \dots, H_0: \lambda_k=0$ , siendo las correspondientes hipótesis alternativas  $H_1: \lambda_1 \neq 0, \dots,$

$H_1: \lambda_k \neq 0$ . Se rechaza la hipótesis nula cuando la probabilidad del valor del estadístico

t sea inferior al 5%, siendo en este caso el correspondiente coeficiente significativo

y por tanto relevante en la especificación del modelo.

- de modo conjunto para todos los coeficientes la hipótesis nula planteada es

$H_0: \lambda_1=\lambda_2= \dots = \lambda_k=0$ , siendo la correspondiente hipótesis alternativa  $H_1: \exists \text{ algún } \lambda \neq 0$ .

Se rechaza la hipótesis nula cuando la probabilidad del valor del estadístico

correspondiente  $\chi^2$  sea inferior al 5%, siendo en este caso al menos algún coeficiente

significativo y por tanto relevante en la especificación del modelo.

b) La ordenada en el origen ha de ser igual al promedio del tipo de interés libre de

riesgo, de modo que la hipótesis a plantear es  $H_0: \lambda_0 = \overline{R_f}$ . Aceptaremos dicha

hipótesis nula, cuando el valor de la probabilidad del correspondiente estadístico  $\chi^2$  sea superior al 5%.

Aceptaremos el modelo APT si se cumple la igualdad de la ordenada a la rentabilidad media del activo libre de riesgo y que exista algún coeficiente  $\lambda_k$  distinto de cero, o sea significativo.

*B) Corte transversal sin medias*

Al realizar el contraste utilizando la metodología de corte transversal sin medias, ajustaremos para cada momento del tiempo las rentabilidades de cada fondo con las estimaciones de los coeficientes betas con respecto a cada factor obtenidas anteriormente. De este modo hemos de verificar lo siguiente:

a) Los coeficientes de regresión han de ser significativos:

- de modo individual para cada período los coeficientes han de ser significativos y para su verificación plantearemos las siguientes hipótesis nulas  $H_0: \lambda_{1t}=0, \dots, H_0: \lambda_{kt}=0$ , siendo las correspondientes hipótesis alternativas  $H_1: \lambda_{1t} \neq 0, \dots, H_1: \lambda_{kt} \neq 0$ . Se rechaza la hipótesis nula cuando el valor de la probabilidad del estadístico t sea inferior al 5%, siendo en este caso el correspondiente coeficiente significativo y por tanto relevante en la especificación del modelo.

- de modo conjunto para todos los coeficientes la hipótesis nula planteada es que todos los premios por riesgo son cero, es decir  $H_0: \lambda_{1t} = \lambda_{2t} = \dots = \lambda_{kt} = 0$ , siendo la correspondiente hipótesis alternativa  $H_1: \exists$  algún  $\lambda_{it} \neq 0$ . Se rechaza la hipótesis nula cuando la probabilidad del valor del estadístico correspondiente  $\chi^2$  sea inferior al 5%, siendo en este caso algún coeficiente significativo y por tanto relevante en la especificación del modelo.

b) La ordenada en el origen en cada período ha de ser igual al promedio del tipo de interés libre de riesgo de dicho período, de modo que la hipótesis a plantear es  $H_0: \lambda_{0t} = \overline{R_{ft}}$ , para el contraste univariante. Aceptaremos la hipótesis nula cuando la probabilidad del valor del estadístico correspondiente  $\chi^2$  sea superior al nivel de significación del 5%. También lo verificaremos de forma conjunta para todo el período con el contraste multivariante.

Aceptaremos el modelo APT si se cumple la igualdad de la ordenada a la respectiva rentabilidad media del activo libre de riesgo y además que exista algún coeficiente  $\lambda_{kt}$  distinto de cero.

Por último, una vez aceptado el modelo, el siguiente paso es interpretar financieramente e identificar los factores obtenidos relacionándolos con variables conocidas, lo que haremos mediante el cálculo de las correlaciones entre los factores y distintas variables macroeconómicas que en la literatura se consideran explicativas

de los factores subyacentes en el modelo APT. En este sentido, Roll y Ross<sup>41</sup> consideran que en la rentabilidad de un título influyen una serie de factores, unos anticipables y otros no, pudiéndose conocer estos factores y la sensibilidad de cada título a esos factores, pero no el movimiento que seguirán. Así, la mayoría de los autores<sup>42</sup> consideran las cuatro variables macroeconómicas siguientes como factores fundamentales:

- . inflación no anticipada.
- . cambios no anticipados en el nivel de expectativas en la producción industrial.
- . movimientos no anticipados en la estructura temporal de los tipos de interés, que vienen dados por la diferencia de rentabilidad entre bonos a largo plazo y a corto plazo.
- . cambios no anticipados en las expectativas sobre el premio o prima por riesgo, que vienen dados por las diferencias entre los rendimientos de los bonos de alto y bajo riesgo crediticio.

---

<sup>41</sup> Roll, R., Ross, S. (1984): Op. cit., pp. 14-26.

<sup>42</sup> Por ejemplo: Chen, N. F., Roll, R. W. , Ross, S.A. (1986): Op. cit., pp. 383-403; Burmeister, E., Wall, K. (1986): The Arbitrage Pricing Theory and Macroeconomic Factor Measures. The Financial Review, vol. 21, nº 1, pp. 1-20.

### 4.3.- ESTIMACIÓN DEL MODELO APT

#### 4.3.1.- Datos anuales de rentabilidad

##### 4.3.1.1.- FONDOS DE RENTA VARIABLE

En primer lugar tal y como hemos señalado, partiendo de la serie histórica de rentabilidad de los 19 fondos de renta variable seleccionados y para los ocho años de estudio realizamos el análisis exploratorio sobre la existencia de factores comunes. En tal sentido, todos los coeficientes de correlación entre pares de fondos son superiores al 75%, indicando un alto grado de correlación, que es corroborado por el valor nulo del determinante de la matriz de correlaciones. Por tanto, existen factores explicativos comunes que determinaremos a continuación. Así, hemos obtenido mediante la técnica del análisis factorial<sup>43</sup> dos factores explicativos comunes, siendo sus puntuaciones factoriales las siguientes:

Factores	1990	1991	1992	1993	1994	1995	1996	1997
1	-1,15489	0,47580	-1,31624	1,68510	-0,64050	0,56575	0,01449	0,37049
2	-0,61708	-1,03950	0,48825	-0,04149	-0,80538	-0,75013	1,74577	1,01956

---

<sup>43</sup> Tal y como indicamos al exponer la metodología, al tomar datos anuales de rentabilidad aplicamos la técnica de componentes factoriales.

Por otra parte, el análisis factorial nos permite determinar la proporción de la varianza de la rentabilidad de cada fondo explicada por cada uno de los factores extraídos. Así, en la siguiente tabla se muestran dichas proporciones, siendo su suma el coeficiente de determinación  $R^2$ , explicativo de la proporción total explicada por los dos factores:

**Proporción de rentabilidad explicada**

	Factor 1	Factor 2	$R^2$
F1	0,6687	0,2906	0,9593
F2	0,4709	0,4909	0,9618
F3	0,7354	0,2555	0,9909
F4	0,7361	0,2349	0,9710
F5	0,6311	0,3326	0,9637
F6	0,5707	0,3918	0,9625
F7	0,4565	0,4555	0,9120
F8	0,5656	0,4293	0,9950
F9	0,4695	0,5098	0,9793
F10	0,6141	0,3784	0,9925
F11	0,5162	0,4763	0,9924
F12	0,5706	0,3531	0,9237
F13	0,7848	0,1892	0,9740
F14	0,4843	0,4821	0,9665
F15	0,3618	0,5735	0,9353
F16	0,1585	0,6987	0,8572
F17	0,2145	0,7376	0,9522
F18	0,7355	0,2575	0,9930
F19	0,5219	0,3881	0,9100

Además en la matriz de correlaciones reproducidas, obtenida en el análisis factorial, en la diagonal principal aparecen los coeficientes de determinación  $R^2$ , cuyos valores figuran en la tabla precedente, siendo éste en dieciocho de los diecinueve fondos superior al 90%, mientras que en el fondo F16 es del 85%, por lo que en principio estos dos factores parecen ser explicativos de las variaciones de la rentabilidad de estos fondos. Por otra parte, el factor 1 es el que mayor explicación proporciona puesto que para el conjunto de todos los fondos, el mismo explica un porcentaje del 93,1% de la varianza, mientras que el factor 2 un 2,7%, por lo que de forma acumulada los dos factores explican un 95,7% de las variaciones en la rentabilidad de este tipo de fondos.

Una vez obtenidos los factores explicativos realizamos una regresión lineal múltiple<sup>44</sup> entre la rentabilidad de los fondos y dichos factores, que nos proporciona los coeficientes beta de sensibilidad a cada factor.

Calculados los coeficientes beta de la regresión múltiple anterior, obtenemos los premios por unidad de riesgo de cada uno de los factores. Así, para el intervalo temporal total, o sea utilizando rentabilidades medias, las primas por riesgo factorial correspondientes a los dos factores extraídos toman los valores siguientes:

---

<sup>44</sup> Únicamente la hemos realizado a través de MCO.

$\lambda_1$	$\lambda_2$
0,396550	-0,195108

Para cada momento del tiempo, las primas de riesgo factorial son las siguientes:

t	$\lambda_{1t}$	$\lambda_{2t}$
1990	-0,656708	-0,415596
1991	0,756264	-1,749278
1992	-1,075406	-0,327060
1993	2,095739	-0,543659
1994	-0,150597	-0,450957
1995	0,965870	-0,835229
1996	0,467989	1,767794
1997	0,769351	0,990039

#### 4.3.1.2.- FONDOS DE RENTA VARIABLE MIXTA

Del mismo modo que en los fondos de renta variable, de la serie histórica de rentabilidad de los 19 fondos de renta variable mixta seleccionados y para los ocho años de estudio realizamos en primer lugar el análisis exploratorio sobre la existencia de factores comunes. Así, todos los coeficientes de correlación entre pares de fondos son superiores al 70%, excepto en el fondo F17, cuyos coeficientes de correlación con el resto de fondos se sitúa en torno al 50%, por lo que existe un alto grado de correlación, que además es corroborado por el valor nulo del determinante de la matriz de correlaciones. Por tanto, existen factores explicativos comunes que

determinaremos a continuación mediante la técnica del análisis factorial. De este modo, son dos los factores explicativos comunes obtenidos, siendo sus puntuaciones factoriales las siguientes:

Factores	1990	1991	1992	1993	1994	1995	1996	1997
1	-0,37308	-0,81609	0,05061	0,89349	-1,76171	-0,10296	1,21948	0,89026
2	-1,28720	1,08035	-1,69395	1,03441	0,40616	0,17761	0,13710	0,14552

Además, mediante el análisis factorial podemos determinar la proporción de la varianza de la rentabilidad de cada fondo explicada por cada uno de los factores extraídos. Así, en la siguiente tabla se muestran dichas proporciones, siendo su suma la proporción total explicada por ambos factores o coeficiente de determinación  $R^2$ :

**Proporción de rentabilidad explicada**

	Factor 1	Factor 2	R <sup>2</sup>
F1	0,7008	0,2723	0,9731
F2	0,7307	0,1959	0,9266
F3	0,4150	0,4601	0,8751
F4	0,7038	0,2035	0,9073
F5	0,7293	0,1717	0,9011
F6	0,6040	0,3443	0,9483
F7	0,7843	0,2010	0,9852
F8	0,7708	0,1868	0,9576
F9	0,5296	0,3888	0,9183
F10	0,8157	0,0857	0,9014
F11	0,8413	0,1075	0,9488
F12	0,8198	0,1576	0,9774
F13	0,6171	0,3572	0,9743
F14	0,7642	0,2057	0,9698
F15	0,5632	0,2334	0,7966
F16	0,9812	0,0002	0,9814
F17	0,0045	0,8233	0,8279
F18	0,5808	0,3597	0,9405
F19	0,5487	0,4218	0,9705

En la matriz de correlaciones reproducidas, obtenida en el análisis factorial, aparecen en la diagonal principal los coeficientes de determinación R<sup>2</sup>, cuyos valores figuran en la tabla precedente, siendo éste en dieciséis de los diecinueve fondos superior al 90%, mientras que en los tres fondos restantes es superior al 79%, por lo que en principio estos dos factores parecen ser explicativos de las variaciones de la rentabilidad de estos fondos. Por otra parte, el factor 1 es el que mayor explicación proporciona puesto que para el conjunto de todos los fondos, el mismo explica un porcentaje del 87,2% de la varianza, mientras que el factor 2 un 5,8%, por lo que de

forma acumulada los dos factores explican un 93,1% de las variaciones en la rentabilidad de este tipo de fondos.

Una vez obtenidos los factores explicativos realizamos una regresión lineal múltiple entre la rentabilidad de los fondos y dichos factores, que nos proporciona los coeficientes beta de sensibilidad a cada factor.

Calculados los coeficientes beta de la regresión múltiple anterior, obtenemos los premios por unidad de riesgo de cada uno de los factores. Así, para el intervalo temporal total, o sea utilizando rentabilidades medias, las primas por riesgo factorial correspondiente a los dos factores hallados, toman los valores siguientes:

$\lambda_1$	$\lambda_2$
0,320776	-0,101355

Para cada momento del tiempo, las primas de riesgo factorial son las siguientes:

t	$\lambda_{1t}$	$\lambda_{2t}$
1990	0,157603	-2,493272
1991	-1,349751	1,583388
1992	0,040196	-0,970642
1993	1,621207	0,237206
1994	-0,974805	0,289055
1995	0,418052	-0,139253
1996	1,432567	0,251561
1997	1,219250	0,435033

#### 4.3.1.3.- FONDOS DE RENTA FIJA MIXTA

Del mismo modo que en los dos casos anteriores, de la serie histórica de rentabilidad de los 23 fondos de renta fija mixta seleccionados y para los ocho años de estudio, realizamos el análisis exploratorio sobre la existencia de factores comunes. Así, por lo general todos los coeficientes de correlación entre pares de fondos son superiores al 60%, por lo que existe correlación entre las rentabilidades de los distintos fondos, siendo además nulo el determinante de la matriz de correlaciones. Por tanto, existen factores explicativos comunes que determinaremos a continuación, del mismo modo que en los dos casos anteriores, mediante la técnica del análisis factorial. También para los fondos de renta fija mixta hemos obtenido dos factores explicativos comunes, siendo la matriz de realizaciones de dichos factores explicativos comunes o puntuaciones factoriales las siguientes:

CAPÍTULO IV: LA CONTRASTACIÓN EMPÍRICA ...: MODELOS DE VARIOS ÍNDICES

Factores	1990	1991	1992	1993	1994	1995	1996	1997
1	0,89964	0,74306	0,01629	1,18244	-1,81816	-0,09607	0,03404	-0,96125
2	-1,87331	0,17162	-0,64707	0,84242	-0,70536	0,41862	1,05857	0,73452

Además, del análisis factorial determinaremos la proporción de la varianza de la rentabilidad de cada fondo explicada por cada uno de los factores extraídos. Así, en la siguiente tabla se muestran dichas proporciones, siendo su suma el coeficiente de determinación  $R^2$ :

**Proporción de rentabilidad explicada**

	Factor 1	Factor 2	$R^2$
F1	0,6445	0,2039	0,8484
F2	0,6194	0,2766	0,8959
F3	0,7854	0,1891	0,9745
F4	0,8031	0,1719	0,9749
F5	0,6221	0,2567	0,8788
F6	0,2558	0,3860	0,6418
F7	0,0937	0,8145	0,9082
F8	0,5145	0,4434	0,9579
F9	0,7797	0,1610	0,9408
F10	0,6903	0,1535	0,8438
F11	0,8412	0,1341	0,9753
F12	0,4092	0,5678	0,9771
F13	0,0232	0,7973	0,8205
F14	0,8928	0,0764	0,9692
F15	0,7704	0,1956	0,9661
F16	0,4539	0,4195	0,8734
F17	0,5918	0,2548	0,8466
F18	0,8034	0,1793	0,9826
F19	0,8638	0,1094	0,9732
F20	0,8715	0,0858	0,9573
F21	0,0723	0,9054	0,9778
F22	0,1523	0,5298	0,6821
F23	0,7458	0,0102	0,7560

En la diagonal principal de la matriz de correlaciones reproducidas aparecen los coeficientes de determinación  $R^2$ , cuyos valores se recogen en la tabla precedente siendo éste en veinte de los veintitrés fondos superior al 80%, y en los fondos F6 el 64,18%, F22 el 68,21% y en el F23 el 75,59%, por lo que en principio estos dos factores parecen ser explicativos de las variaciones de la rentabilidad de estos fondos. Siendo en la mayoría de dichos fondos el factor 1 el que mayor explicación proporciona.

Para el conjunto de todos los fondos el factor 1 explica un porcentaje del 80,7% de la varianza, mientras que el factor 2 un 8,9%, por lo que de forma acumulada los dos factores explican un 89,7% de las variaciones en la rentabilidad de este tipo de fondos.

Con los factores explicativos realizamos una regresión lineal múltiple entre la rentabilidad de los fondos y dichos factores, obteniendo los coeficientes beta de sensibilidad a cada factor.

Calculados los coeficientes beta de la regresión múltiple anterior, obtenemos el premio por unidad de riesgo de cada uno de los dos factores. Así, para el intervalo temporal total, o sea utilizando rentabilidades medias, las primas por riesgo factorial toman los valores siguientes:

$\lambda_1$	$\lambda_2$
0,162440	-0,003412

Para cada momento del tiempo, las primas de riesgo factorial son las siguientes:

t	$\lambda_{1t}$	$\lambda_{2t}$
1990	1,3829	-1,7713
1991	0,1650	-0,1620
1992	0,0549	-0,6364
1993	1,7536	1,0526
1994	-1,8325	-0,7823
1995	0,0184	0,3579
1996	-0,0047	0,9363
1997	-0,2381	0,9780

### **4.3.2.- Datos trimestrales de rentabilidad**

#### **4.3.2.1.- FONDOS DE RENTA VARIABLE**

Partiendo de la serie histórica de rentabilidades trimestrales de los 19 fondos de renta variable seleccionados y para los treinta y dos trimestres que forman el período 1990-1997, hemos aplicado la técnica del análisis factorial, empleando el procedimiento de máxima verosimilitud<sup>45</sup>, obteniendo tres factores explicativos comunes, siendo la matriz de realizaciones de dichos factores explicativos comunes o puntuaciones factoriales las siguientes:

---

<sup>45</sup> Al igual que realizan numerosos autores, como por ejemplo Ross, R., Roll, S. (1980): Op. cit., p. 1085.

	Factor 1	Factor 2	Factor 3
1990:1	0,0668	-2,1507	0,4868
1990:2	-0,5750	1,7657	0,0645
1990:3	0,3157	-2,4423	-2,9549
1990:4	-1,0668	0,3127	1,6481
1991:1	-0,5703	2,6643	0,2951
1991:2	0,0309	-0,0634	-0,6803
1991:3	-0,7665	0,4644	-1,1043
1991:4	-1,0855	-0,6014	-0,0199
1992:1	-0,0978	-0,5316	2,0031
1992:2	-0,9925	-0,6461	0,6269
1992:3	-1,2358	-1,4592	0,1045
1992:4	0,6566	1,5801	-2,1556
1993:1	0,6855	1,1491	-1,2602
1993:2	0,1097	0,3979	0,4103
1993:3	0,3489	0,3255	0,3351
1993:4	1,4096	-0,2676	0,6568
1994:1	0,2778	-0,4173	-0,4341
1994:2	-0,9016	-0,3851	-0,5465
1994:3	-1,1579	0,2530	0,2398
1994:4	-1,0360	-0,0152	-0,0692
1995:1	-1,0280	-0,0013	-0,8243
1995:2	0,9321	0,2220	-0,1191
1995:3	-0,1022	0,1865	0,1066
1995:4	0,0000	0,6083	-0,6398
1996:1	0,1598	-0,1780	0,6392
1996:2	0,3998	0,0480	0,8178
1996:3	-0,0314	-0,1748	-0,4231
1996:4	2,7115	-0,1527	0,7537
1997:1	0,3886	-0,3909	0,5515
1997:2	2,4464	0,3289	0,7262
1997:3	0,5965	-0,0980	-0,3309
1997:4	-0,8891	-0,3307	1,0961

El análisis factorial nos permite determinar la proporción de la varianza de la rentabilidad de cada fondo explicada por cada uno de los factores extraídos, mostrándose en la siguiente tabla dichas proporciones, siendo su suma el coeficiente de determinación  $R^2$ :

**Proporción de rentabilidad explicada**

	Factor 1	Factor 2	Factor 3	$R^2$
F1	0,2342	0,6207	0,1201	0,9749
F2	0,5711	0,1601	0,0859	0,8172
F3	0,2546	0,6407	0,1012	0,9965
F4	0,3182	0,5455	0,1137	0,9774
F5	0,4811	0,3878	0,0953	0,9641
F6	0,4530	0,3797	0,1406	0,9733
F7	0,5636	0,2845	0,0807	0,9288
F8	0,3485	0,4505	0,1752	0,9743
F9	0,5192	0,3307	0,1146	0,9645
F10	0,3691	0,3317	0,2283	0,9291
F11	0,1996	0,4020	0,3974	0,9990
F12	0,1824	0,5354	0,2032	0,9210
F13	0,3267	0,5140	0,1164	0,9571
F14	0,3486	0,3294	0,2108	0,8888
F15	0,3936	0,2627	0,1028	0,7591
F16	0,5358	0,1155	0,1357	0,7869
F17	0,3664	0,2139	0,2929	0,8731
F18	0,4828	0,3814	0,0626	0,9268
F19	0,4629	0,3371	0,1237	0,9237

De la matriz de correlaciones reproducidas, obtenida en el análisis factorial, en la diagonal principal aparecen los coeficientes de determinación  $R^2$ , cuyos valores aparecen en la tabla precedente siendo éste en catorce fondos superior al 90%, y en los restantes cinco superior al 75%. Para el conjunto de todos los fondos el factor 1 explica un porcentaje del 85,6% de la varianza, el factor 2 un 3,3%, mientras que el

factor 3 un 3,4%, por lo que de forma acumulada los tres factores explican un 92,3% de las variaciones en la rentabilidad de este tipo de fondos.

Una vez obtenidos los factores explicativos realizamos una regresión lineal múltiple entre la rentabilidad de los fondos y dichos factores, que nos proporciona los coeficientes beta de sensibilidad a cada factor.

Calculados los coeficientes beta de la regresión múltiple anterior, obtenemos los premios por unidad de riesgo de cada uno de los factores. Así, para el intervalo temporal total, o sea utilizando rentabilidades medias, las primas por riesgo factorial correspondientes a los factores hallados, toman los valores siguientes:

$\lambda_1$	$\lambda_2$	$\lambda_3$
0,1618	0,2107	-0,4031

Para cada momento del tiempo, las primas de riesgo factorial son las siguientes:

CAPÍTULO IV: LA CONTRASTACIÓN EMPÍRICA ...: MODELOS DE VARIOS ÍNDICES

t	$\lambda_{1t}$	$\lambda_{2t}$	$\lambda_{3t}$
1990:1	0,0266	-1,2402	-0,3883
1990:2	-0,3089	1,9983	0,3106
1990:3	0,8899	-2,2219	-2,9947
1990:4	-1,4568	0,6321	0,0061
1991:1	-0,0969	2,8520	1,1366
1991:2	-0,0706	0,0909	-1,5774
1991:3	-1,0261	0,5351	-2,3335
1991:4	-1,3499	-0,6265	-1,7863
1992:1	-0,14447	-0,2133	0,9268
1992:2	-1,4444	-1,0331	0,2673
1992:3	-1,5400	-1,7486	0,6332
1992:4	0,0236	1,6071	-3,3017
1993:1	1,1152	1,6088	-2,1893
1993:2	0,2246	0,6053	-0,5956
1993:3	0,8991	0,7877	0,5953
1993:4	1,2296	0,3423	0,4655
1994:1	0,6507	-0,4158	-0,2908
1994:2	-0,6320	-0,0638	-0,2631
1994:3	-0,6219	0,5847	0,5318
1994:4	-0,7831	0,2694	-0,0412
1995:1	-0,1031	0,3769	-0,6724
1995:2	0,7451	0,2520	-1,0263
1995:3	0,1483	0,3595	-0,3490
1995:4	0,0843	1,2326	-2,3325
1996:1	0,6265	0,0220	0,4481
1996:2	0,6967	0,3374	-0,1708
1996:3	0,2070	-0,1683	-0,1577
1996:4	3,5141	-0,6716	1,2709
1997:1	0,6753	-0,0206	0,3308
1997:2	2,2006	0,5727	0,2606
1997:3	0,5532	0,3901	-0,0709
1997:4	0,2387	-0,2864	1,0978

#### 4.3.2.2.- FONDOS DE RENTA VARIABLE MIXTA

Con los datos de la serie histórica de rentabilidad de los 19 fondos de renta variable mixta seleccionados y para los treinta y dos períodos de estudio, hemos obtenido mediante la técnica del análisis factorial dos factores explicativos comunes, siendo la matriz de realizaciones de dichos factores explicativos comunes o puntuaciones factoriales las siguientes:

	Factor 1	Factor 2
1990:1	-1,66693	0,16001
1990:2	1,37268	-0,53741
1990:3	-3,96215	1,16259
1990:4	0,44928	-0,18512
1991:1	2,52505	-0,72532
1991:2	0,0147	-0,30911
1991:3	-0,22812	-0,24354
1991:4	-0,49985	-1,03544
1992:1	-0,07545	0,66026
1992:2	-0,40992	-0,6882
1992:3	-0,70998	-1,98633
1992:4	0,49961	-0,01303
1993:1	0,44852	0,56313
1993:2	0,50269	0,22935
1993:3	0,11902	0,82616
1993:4	0,14817	1,6107
1994:1	-0,39075	0,06367
1994:2	-0,41391	-1,44421
1994:3	-0,10355	-1,09796
1994:4	-0,21365	-1,02984
1995:1	-0,30879	-1,29267
1995:2	0,28442	0,68283
1995:3	0,1747	0,13287
1995:4	0,29125	0,04211
1996:1	0,20319	0,01478
1996:2	0,41881	0,57777
1996:3	-0,04092	-0,35775
1996:4	0,52161	2,48922
1997:1	-0,01054	0,08902
1997:2	0,89667	2,14908
1997:3	0,18979	0,10413
1997:4	-0,02567	-0,61178

Además, el análisis factorial nos permite determinar la proporción de la varianza de la rentabilidad de cada fondo explicada por cada uno de los factores extraídos. Así, en la siguiente tabla se muestran dichas proporciones, siendo su suma el coeficiente de determinación  $R^2$ :

**Proporción de rentabilidad explicada**

	Factor 1	Factor 2	$R^2$
F1	0,7123	0,2352	0,9476
F2	0,1747	0,7586	0,9334
F3	0,9120	0,0829	0,9950
F4	0,6642	0,2372	0,9014
F5	0,4369	0,4160	0,8529
F6	0,5198	0,4396	0,9594
F7	0,4238	0,5170	0,9408
F8	0,3733	0,5184	0,8917
F9	0,5300	0,3422	0,8722
F10	0,2704	0,5715	0,8419
F11	0,1063	0,8226	0,9289
F12	0,6006	0,3091	0,9098
F13	0,5155	0,4160	0,9315
F14	0,5285	0,4096	0,9381
F15	0,5084	0,3329	0,8413
F16	0,1616	0,5746	0,7362
F17	0,0973	0,3295	0,4268
F18	0,7242	0,1789	0,9031
F19	0,7276	0,2190	0,9466

De la matriz de correlaciones reproducidas, obtenida en el análisis factorial, en la diagonal principal aparecen los coeficientes de determinación  $R^2$ , cuyos valores aparecen en la tabla precedente siendo éste en doce fondos superior al 90%, en cinco fondos superior al 80%, del 73.5% en el fondo F16 y del 42,6% en el fondo F17. Para

el conjunto de todos los fondos, tras realizar la rotación de los factores, el factor 1 explica un porcentaje del 47,29% de la varianza, mientras que el factor 2 un 40,58%, por lo que de forma acumulada los dos factores explican un 87,87% de las variaciones en la rentabilidad de este tipo de fondos.

Una vez obtenidos los factores explicativos realizamos una regresión lineal múltiple entre dichos factores y la rentabilidad de los fondos, que nos proporciona los coeficientes beta de sensibilidad a cada factor.

Calculados los coeficientes beta de la regresión múltiple anterior, obtenemos el premio por unidad de riesgo de cada uno de los dos factores. Así, para el intervalo temporal total, o sea utilizando rentabilidades medias, las primas por riesgo factorial toman los valores siguientes:

$\lambda_1$	$\lambda_2$
-0,0070	0,1783

Para cada momento del tiempo, las primas de riesgo factorial son las siguientes:

t	$\lambda_{1t}$	$\lambda_{2t}$
1990:1	-1,3498	0,2059
1990:2	1,5317	-0,3518
1990:3	-4,0639	1,7971
1990:4	0,6444	-0,6309
1991:1	2,3678	-0,0297
1991:2	-0,0966	-0,3163
1991:3	-0,4596	-0,3766
1991:4	-1,0541	-1,6556
1992:1	-0,1494	1,0728
1992:2	-0,5052	-0,7767
1992:3	-0,7961	-2,0307
1992:4	0,5285	0,7257
1993:1	0,4633	1,2194
1993:2	0,4372	-0,0680
1993:3	0,0932	1,3088
1993:4	0,0589	1,6356
1994:1	-0,3526	0,4377
1994:2	-0,2277	-0,8184
1994:3	-0,0121	-0,4854
1994:4	-0,1634	-0,3126
1995:1	-0,2746	-0,8072
1995:2	0,1813	1,2289
1995:3	0,1418	-0,1729
1995:4	0,2383	0,3298
1996:1	0,1783	-0,0377
1996:2	0,4253	0,7129
1996:3	-0,0060	-0,0246
1996:4	0,5754	2,5675
1997:1	0,0518	0,5832
1997:2	0,8499	2,4620
1997:3	0,2109	0,5482
1997:4	0,1347	0,0329

#### 4.3.2.3.- FONDOS DE RENTA FIJA MIXTA

Tal y como hemos señalado, partiendo de la serie histórica de rentabilidad de los 23 fondos de renta fija mixta seleccionados y para los treinta y dos períodos de estudio, hemos obtenido mediante la técnica del análisis factorial tres factores explicativos comunes, siendo la matriz de realizaciones de dichos factores explicativos comunes o puntuaciones factoriales las siguientes:

CAPÍTULO IV: LA CONTRASTACIÓN EMPÍRICA ...: MODELOS DE VARIOS ÍNDICES

	Factor 1	Factor 2	Factor 3
1990:1	-0,01915	-1,42648	0,36334
1990:2	-0,07336	1,44262	-0,68325
1990:3	0,74539	-3,69921	1,1048
1990:4	0,11551	0,4391	-0,11598
1991:1	1,01538	2,25881	-1,65382
1991:2	0,88722	-0,33345	0,72435
1991:3	0,11827	-0,28523	0,39109
1991:4	0,898	-0,64773	-1,37079
1992:1	0,38708	0,37916	-0,08217
1992:2	-0,00777	-0,53082	-0,8721
1992:3	-0,23039	-0,84353	-2,39212
1992:4	0,27067	0,2875	0,82772
1993:1	0,95195	0,1919	0,65749
1993:2	2,14065	-0,01732	0,13186
1993:3	0,72357	0,27518	0,67854
1993:4	1,05149	0,48276	-0,03834
1994:1	-2,54604	0,17914	0,84214
1994:2	-2,59208	-0,58813	-0,24269
1994:3	-1,30939	-0,30059	-0,75517
1994:4	-0,9021	-0,39672	-0,45655
1995:1	0,05815	-0,47266	-1,84735
1995:2	-0,21507	0,39432	0,29777
1995:3	0,61001	0,01479	0,17156
1995:4	1,03436	-0,02752	0,41612
1996:1	-0,40209	0,19214	0,24673
1996:2	0,21151	0,3922	0,82837
1996:3	0,26003	-0,18448	0,19292
1996:4	-0,1561	1,24395	1,63566
1997:1	-1,09479	0,28464	-0,56392
1997:2	-0,60614	1,29578	2,00546
1997:3	-0,73682	0,28675	0,05186
1997:4	-0,58796	-0,28688	-0,49354

Además, el análisis factorial nos permite determinar la proporción de la varianza de la rentabilidad de cada fondo explicada por cada uno de los factores extraídos. Así, en la siguiente tabla se muestran dichas proporciones, siendo su suma el coeficiente de determinación  $R^2$ :

**Proporción de rentabilidad explicada**

	Factor 1	Factor 2	Factor 3	$R^2$
F1	0,5373	0,0600	0,1421	0,7394
F2	0,5991	0,0538	0,0870	0,7399
F3	0,8299	0,1282	0,0234	0,9815
F4	0,8911	0,0552	0,0357	0,9821
F5	0,4225	0,1576	0,2530	0,8331
F6	0,1901	0,3125	0,2809	0,7835
F7	0,0353	0,9139	0,0013	0,9506
F8	0,3709	0,2704	0,3399	0,9812
F9	0,4872	0,0586	0,3158	0,8616
F10	0,4058	0,0702	0,3376	0,8136
F11	0,8892	0,0437	0,0441	0,9770
F12	0,2304	0,6368	0,0942	0,9615
F13	0,0342	0,6610	0,0045	0,6997
F14	0,5069	0,1296	0,2172	0,8537
F15	0,5069	0,2333	0,1018	0,8420
F16	0,3036	0,4396	0,0566	0,7998
F17	0,2016	0,3204	0,2144	0,7363
F18	0,6225	0,0724	0,0888	0,7837
F19	0,7276	0,1011	0,0784	0,9071
F20	0,7344	0,0376	0,0376	0,8097
F21	0,0253	0,5329	0,2070	0,7652
F22	0,0801	0,4264	0,2098	0,7163
F23	0,3969	0,0762	0,0090	0,4821

De la matriz de correlaciones reproducidas, obtenida en el análisis factorial, en la diagonal principal aparecen los coeficientes de determinación  $R^2$ , cuyos valores aparecen en la tabla precedente siendo éste en siete fondos superior al 90%, en otros siete fondos superior al 80%, en ocho superior al 69,9%, y en el fondo F23 del 48,2%. Para el conjunto de todos los fondos el factor 1 explica un porcentaje del 43,61% de la varianza, el factor 2 un 25,18%, mientras que el factor 3 un 13,82%, por lo que de forma acumulada los tres factores explican un 82,61% de las variaciones en la rentabilidad de este tipo de fondos.

Una vez obtenidos los factores explicativos realizamos una regresión lineal múltiple entre dichos factores y la rentabilidad de los fondos, que nos proporciona los coeficientes beta de sensibilidad a cada factor.

Calculados los coeficientes beta de la regresión múltiple anterior, obtenemos el premio por unidad de riesgo correspondiente a cada uno de los tres factores hallados. Así, para el intervalo temporal total, o sea utilizando rentabilidades medias, las primas por riesgo factorial toman los valores siguientes:

$\lambda_1$	$\lambda_2$	$\lambda_3$
0,1950	-0,0235	0,1430

Para cada momento del tiempo, las primas de riesgo factorial son las siguientes:

CAPÍTULO IV: LA CONTRASTACIÓN EMPÍRICA ...: MODELOS DE VARIOS ÍNDICES

t	$\lambda_{1t}$	$\lambda_{2t}$	$\lambda_{3t}$
1990:1	0,0179	-1,4230	0,8835
1990:2	0,8846	1,1820	-0,3168
1990:3	1,8827	-3,8402	2,4198
1990:4	0,0186	0,4985	-0,0776
1991:1	0,7337	2,1070	-1,1033
1991:2	0,2485	-0,5815	-0,6580
1991:3	-0,6163	-0,4069	-1,3483
1991:4	0,9597	-0,9074	-2,0770
1992:1	0,4587	0,2864	-0,4137
1992:2	-0,0563	-0,7054	-1,6011
1992:3	0,0730	-0,8600	-2,0192
1992:4	-0,4176	0,4134	0,9955
1993:1	0,7604	0,2348	0,3663
1993:2	2,2195	0,0488	0,0247
1993:3	0,9866	0,4090	1,4142
1993:4	3,6004	0,5496	0,0611
1994:1	-3,3030	0,0129	0,3471
1994:2	-2,5312	-0,6405	-0,6459
1994:3	-0,8475	-0,2326	-0,3153
1994:4	-0,5011	-0,2866	-1,1061
1995:1	0,2095	-0,3473	-0,6958
1995:2	-0,1287	0,4101	0,4731
1995:3	0,3731	0,0454	0,2200
1995:4	0,5500	0,1340	1,4269
1996:1	0,0712	0,2359	0,8630
1996:2	0,4084	0,2536	0,8898
1996:3	-0,0864	-0,1859	0,1679
1996:4	0,4360	1,1021	2,4382
1997:1	-0,0440	0,4511	0,6758
1997:2	0,4566	1,2808	2,7178
1997:3	-0,0831	0,3289	0,5882
1997:4	-0,5004	-0,3157	-0,0223

#### 4.4.- VALIDACIÓN EMPÍRICA DEL APT

##### 4.4.1.- Datos anuales de rentabilidad

###### 4.4.1.1.- CORTE TRANSVERSAL CON MEDIAS

Con los valores obtenidos en la determinación de las primas por riesgo, utilizando rentabilidades medias, hemos de contrastar la validez del modelo APT. Para ello verificaremos, tanto de modo individual como conjunto, la igualdad de la ordenada al tipo de rentabilidad del activo libre de riesgo, es decir  $\lambda_0 = \overline{R_f}$ , y que exista alguna prima de riesgo significativa.

##### A) FONDOS DE RENTA VARIABLE

En cuanto a la significación de manera individual para cada una de las dos primas de riesgo  $\lambda_1$  y  $\lambda_2$  obtenidas, se acepta la hipótesis nula planteada en el caso de  $\lambda_2$  no siendo por tanto significativo este parámetro, siéndolo en cambio  $\lambda_1$ . De manera conjunta, a través del test multivariante, obtenemos que dichos coeficientes  $\lambda_1$  y  $\lambda_2$  no son significativos. Hemos de señalar que a pesar de que el estadístico del test multivariante nos indique que las primas de riesgo conjuntamente no son significativas, de modo individual puede existir alguna que sí lo sea, por lo que el test

multivariante no constituye evidencia contraria a la hipótesis de primas de riesgo no nulas<sup>46</sup>.

En lo relativo a la hipótesis de igualdad de la ordenada  $\lambda_0$  a la rentabilidad media del activo libre de riesgo, en este caso 9,81, se acepta.

Por tanto de manera individual aceptamos el modelo puesto que la prima de riesgo correspondiente al primer factor es significativa y se verifica la hipótesis de igualdad de la ordenada en el origen  $\lambda_0$  a la rentabilidad media del activo libre de riesgo. Al realizar el test de significación de las primas de riesgo conjuntamente, se rechaza el modelo.

## B) FONDOS DE RENTA VARIABLE MIXTA

En lo relativo a la significación de manera individual para cada una de las primas de riesgo obtenidas  $\lambda_1$  y  $\lambda_2$ , se acepta la hipótesis nula planteada en ambos casos, no siendo por tanto significativos estos parámetros. De manera conjunta, a través del test multivariante, obtenemos el mismo resultado, que dichos coeficientes  $\lambda_1$  y  $\lambda_2$  no son significativos.

---

<sup>46</sup> Bergés, A. (1984): Op. cit., p. 113.

En lo relativo a la hipótesis de igualdad de la ordenada  $\lambda_0$  a la rentabilidad media del activo libre de riesgo, en este caso 9,81, se acepta.

Por tanto, tanto de forma individual como conjunta, los parámetros no son significativos, aunque se acepte igualdad de la ordenada  $\lambda_0$  a la rentabilidad media del activo libre de riesgo, por lo que no podemos aceptar el APT.

### C) FONDOS DE RENTA FIJA MIXTA

Del análisis de la significación individual de cada coeficiente  $\lambda_1$  y  $\lambda_2$ , deducimos la aceptación de la hipótesis nula planteada en los dos parámetros, por lo que ninguno de los mismos son significativos. De manera conjunta, a través del test multivariante, obtenemos también el mismo resultado, que dichos coeficientes  $\lambda_1$  y  $\lambda_2$  no son significativos.

En lo relativo a la hipótesis de igualdad de la ordenada  $\lambda_0$  a la rentabilidad media del activo libre de riesgo, en este caso 9,81, se acepta.

Por tanto ninguna prima de riesgo es significativa, ni individual ni conjuntamente, aunque se acepte igualdad de la ordenada  $\lambda_0$  a la rentabilidad media del activo libre de riesgo, por lo que no podemos aceptar el APT.

En conclusión, de las tres categorías de fondos analizados, tomando datos anuales, sólo aceptamos el modelo APT siguiendo la metodología de corte transversal con medias en los fondos de renta variable al realizar el contraste de modo individual. En el resto de fondos no aceptamos el modelo, tal y como se recoge en la siguiente tabla:

**Aceptación APT**

	Contraste Individual	Contraste Conjunto
RENTA VARIABLE	SI	NO
RENTA VARIABLE MIXTA	NO	NO
RENTA FIJA MIXTA	NO	NO

4.4.1.2.- CORTE TRANSVERSAL SIN MEDIAS

Tras la determinación de las primas por riesgo para cada año,  $\lambda_{1t}$  y  $\lambda_{2t}$ , correspondientes a los dos factores obtenidos, debemos contrastar a continuación que al menos alguna sea significativa y que se verifique la igualdad de la ordenada al tipo de rentabilidad del activo libre de riesgo para cada período, es decir  $\lambda_{0t} = \overline{R_f}$ .

A) FONDOS DE RENTA VARIABLE

De esta forma, para el contraste individual hemos obtenido los siguientes resultados, tanto para la significación de los coeficientes  $\lambda_{1t}$  y  $\lambda_{2t}$  como para la igualdad de la ordenada al tipo de rentabilidad del activo libre de riesgo en cada período:

t	Significación $\lambda_{1t}$	Significación $\lambda_{2t}$	Aceptación $H_0: \lambda_{0t} = \overline{R_f}$	Aceptación APT
1990	SI	NO	SI	SI
1991	SI	SI	SI	SI
1992	SI	NO	SI	SI
1993	SI	NO	SI	SI
1994	NO	NO	SI	NO
1995	SI	SI	SI	SI
1996	SI	SI	SI	SI
1997	SI	SI	SI	SI

En consecuencia, de modo individual se acepta el modelo en todos los períodos, a excepción de 1994.

De manera conjunta se acepta tanto que existe alguna prima de riesgo significativa como la igualdad de la ordenada al tipo de rentabilidad del activo libre de riesgo para cada período, es decir,  $\lambda_{0t} = \overline{R_f}$ , por lo que el modelo APT es aceptado.

B) FONDOS DE RENTA VARIABLE MIXTA

Hemos obtenido los siguientes resultados en el contraste individual, tanto para la significación de los coeficientes  $\lambda_{1t}$  y  $\lambda_{2t}$ , como para la igualdad de la ordenada al tipo de rentabilidad del activo libre de riesgo en cada período:

t	Significación $\lambda_{1t}$	Significación $\lambda_{2t}$	Aceptación $H_0: \lambda_{0t} = \overline{R_{ft}}$	Aceptación APT
1990	NO	SI	SI	SI
1991	SI	SI	SI	SI
1992	NO	SI	NO	NO
1993	SI	NO	SI	SI
1994	SI	NO	NO	NO
1995	NO	NO	SI	NO
1996	SI	NO	SI	SI
1997	SI	NO	SI	SI

En consecuencia, de modo individual se acepta el modelo en los períodos 1990, 1991, 1993, 1996 y 1997.

De manera conjunta se acepta tanto que existe alguna prima de riesgo distinta de cero, y por tanto significativa, como la igualdad de la ordenada al tipo de rentabilidad del activo libre de riesgo para cada período, es decir,  $\lambda_{0t} = \overline{R_{ft}}$ , por lo que el modelo APT es aceptado.

C) FONDOS DE RENTA FIJA MIXTA

Utilizando la misma metodología aplicada a los dos tipos de fondos anteriores, al realizar el contraste individual en los fondos de renta fija mixta hemos obtenido los siguientes resultados:

t	Significación $\lambda_{1t}$	Significación $\lambda_{2t}$	Aceptación $H_0: \lambda_{0t} = \overline{R_{ft}}$	Aceptación APT
1990	SI	SI	NO	NO
1991	NO	NO	SI	NO
1992	NO	SI	SI	SI
1993	SI	SI	SI	SI
1994	SI	SI	SI	SI
1995	NO	NO	SI	NO
1996	NO	SI	SI	SI
1997	NO	SI	SI	SI

Por lo que tal y como se recoge en el cuadro precedente, aceptaríamos el modelo APT en los períodos 1992, 1993, 1994, 1996 y 1997.

De manera conjunta se acepta que existe algún coeficiente  $\lambda_k$  significativo, pero la igualdad de la ordenada al tipo de rentabilidad del activo libre de riesgo para cada período, es decir  $\lambda_{0t} = \overline{R_{ft}}$ , se rechaza de forma conjunta, por lo que no aceptamos el modelo APT.

En resumen, para las distintas clases de fondos analizados, siguiendo la metodología de corte transversal sin medias, con datos anuales, el número de períodos en los que se acepta el modelo APT, así como el porcentaje de aceptación, se recoge en la siguiente tabla:

**Nº períodos aceptación/rechazo APT**

	ACEPTACIÓN	RECHAZO	% ACEPTACIÓN
RENTA VARIABLE	7	1	87,5%
RENTA VARIABLE MIXTA	5	3	62,5%
RENTA FIJA MIXTA	5	3	62,5%

#### 4.4.2.- Datos trimestrales de rentabilidad

##### 4.4.2.1.- CORTE TRANSVERSAL CON MEDIAS

Al igual que expusimos tomando datos anuales de rentabilidad, con los valores obtenidos en la determinación de las primas por riesgo, utilizando rentabilidades medias, hemos de contrastar la validez del modelo APT. Para ello verificaremos, tanto de modo individual como conjunto, la igualdad de la ordenada al tipo de rentabilidad del activo libre de riesgo, es decir  $\lambda_0 = \overline{R_f}$ , y que exista alguna prima de riesgo significativa.

##### A) FONDOS DE RENTA VARIABLE

En cuanto a la significación de manera individual para cada prima de riesgo correspondiente a los tres factores hallados  $\lambda_1$ ,  $\lambda_2$  y  $\lambda_3$ , se acepta la hipótesis nula planteada en los tres casos no siendo por tanto estos parámetros significativos. En lo relativo a la hipótesis de igualdad de la ordenada  $\lambda_0$  a la rentabilidad media del activo libre de riesgo, en este caso 2,4526, se acepta.

Por tanto, de manera individual los parámetros no son significativos, aunque se acepte igualdad de la ordenada  $\lambda_0$  a la rentabilidad media del activo libre de riesgo, por lo que no podemos aceptar el APT

De manera conjunta, a través del test multivariante, aceptamos que puede existir alguna prima de riesgo distinta de cero, y por tanto significativa, y que además la ordenada es igual a la rentabilidad media del activo libre de riesgo, por lo que podemos aceptar el modelo.

#### B) FONDOS DE RENTA VARIABLE MIXTA

En lo relativo a la significación de manera individual para cada coeficiente  $\lambda_1$  y  $\lambda_2$ , correspondientes a las dos primas de riesgo de los factores hallados, se acepta la hipótesis nula planteada en los dos casos no siendo por tanto estos parámetros significativos. De manera conjunta, a través del test multivariante, también rechazamos la significatividad de dichos coeficientes.

En cambio la hipótesis de igualdad de la ordenada  $\lambda_0$  a la rentabilidad media del activo libre de riesgo, en este caso 2,4526, se acepta.

Por tanto, tanto de manera individual como conjunta, los parámetros no son significativos, aunque se acepte igualdad de la ordenada  $\lambda_0$  a la rentabilidad media del activo libre de riesgo, por lo que no podemos aceptar el APT.

### C) FONDOS DE RENTA FIJA MIXTA

Del estudio de la significación de manera individual para cada coeficiente  $\lambda_1$ ,  $\lambda_2$  y  $\lambda_3$ , se acepta la hipótesis nula planteada en los tres casos, no siendo por tanto estos parámetros significativos. De manera conjunta, a través del test multivariante, también rechazamos la significatividad de dichas primas de riesgo.

En lo relativo a la hipótesis de igualdad de la ordenada  $\lambda_0$  a la rentabilidad media del activo libre de riesgo, en este caso 2,4526, se acepta.

En conclusión, tampoco en los fondos de renta fija mixta las primas de riesgo son significativas, aunque se acepte igualdad de la ordenada  $\lambda_0$  a la rentabilidad media del activo libre de riesgo, por lo que no podemos aceptar el APT.

En conclusión, de las tres categorías de fondos analizados, tomando datos trimestrales, sólo aceptamos el modelo APT siguiendo la metodología de corte transversal con medias en los fondos de renta variable al realizar el contraste de modo

conjunto. En el resto de fondos no aceptamos el modelo, tal y como se recoge en la siguiente tabla:

**Aceptación APT**

	Contraste Individual	Contraste Conjunto
RENTA VARIABLE	NO	SI
RENTA VARIABLE MIXTA	NO	NO
RENTA FIJA MIXTA	NO	NO

4.4.2.2.- CORTE TRANSVERSAL SIN MEDIAS

Una vez obtenidas las primas por riesgo factorial para cada trimestre, debemos contrastar a continuación que al menos alguna sea significativa y que se verifique la igualdad de la ordenada en el origen al tipo de rentabilidad del activo libre de riesgo para cada período, es decir  $\lambda_{0t} = \overline{R_{ft}}$ .

A) FONDOS DE RENTA VARIABLE

En el contraste de modo individual para cada uno de los períodos hemos obtenido los siguientes resultados, tanto para la significación de los coeficientes  $\lambda_{1t}$ ,  $\lambda_{2t}$  y  $\lambda_{3t}$ , como para la igualdad de la ordenada al tipo de rentabilidad del activo libre de riesgo:

CAPÍTULO IV: LA CONTRASTACIÓN EMPÍRICA ...: MODELOS DE VARIOS ÍNDICES

t	Significación	Significación	Significación	Aceptación	Aceptación
	$\lambda_{1t}$	$\lambda_{2t}$	$\lambda_{3t}$	$H_0: \lambda_{0t} = \overline{R_{ft}}$	APT
1990:1	NO	SI	NO	SI	SI
1990:2	NO	SI	NO	SI	SI
1990:3	NO	SI	SI	SI	SI
1990:4	SI	NO	NO	SI	SI
1991:1	NO	SI	NO	SI	SI
1991:2	NO	NO	SI	SI	SI
1991:3	SI	NO	SI	SI	SI
1991:4	NO	NO	NO	SI	NO
1992:1	NO	NO	NO	SI	NO
1992:2	SI	SI	NO	SI	SI
1992:3	SI	SI	NO	SI	SI
1992:4	NO	SI	SI	SI	SI
1993:1	SI	SI	SI	SI	SI
1993:2	NO	NO	NO	SI	NO
1993:3	NO	SI	NO	SI	SI
1993:4	SI	NO	NO	SI	SI
1994:1	NO	NO	NO	SI	NO
1994:2	NO	NO	NO	SI	NO
1994:3	NO	SI	NO	SI	SI
1994:4	SI	SI	NO	SI	SI
1995:1	NO	NO	NO	NO	NO
1995:2	NO	NO	SI	SI	SI
1995:3	NO	SI	NO	SI	SI
1995:4	NO	SI	SI	SI	SI
1996:1	NO	NO	NO	SI	NO
1996:2	SI	NO	NO	SI	SI
1996:3	NO	NO	NO	SI	NO
1996:4	SI	SI	SI	SI	SI
1997:1	SI	NO	NO	SI	SI
1997:2	SI	NO	NO	SI	SI
1997:3	SI	SI	SI	SI	SI
1997:4	NO	NO	SI	SI	SI

Por lo que aceptaríamos el modelo APT en todos los períodos excepto en 1991:4, 1992:1, 1993:2, 1994:1, 1994:2, 1995:1, 1996:1 y 1996:3.

De manera conjunta se acepta tanto que exista algún coeficiente  $\lambda_k$  significativo, como la igualdad de la ordenada al tipo de rentabilidad del activo libre de riesgo para cada período,  $\lambda_{0t} = \overline{R_{ft}}$ , por lo que aceptamos el APT.

#### B) FONDOS DE RENTA VARIABLE MIXTA

Al realizar el contraste de manera individual hemos obtenido los siguientes resultados, tanto para la significación de las primas de riesgo  $\lambda_{1t}$  y  $\lambda_{2t}$  como para la igualdad de la ordenada al tipo de rentabilidad del activo libre de riesgo en cada período:

t	Significación $\lambda_{1t}$	Significación $\lambda_{2t}$	Aceptación $H_0: \lambda_{0t} = \overline{R_{ft}}$	Aceptación APT
1990:1	SI	NO	SI	SI
1990:2	SI	NO	SI	SI
1990:3	SI	SI	NO	NO
1990:4	SI	NO	SI	SI
1991:1	SI	NO	SI	SI
1991:2	NO	NO	SI	NO
1991:3	NO	NO	SI	NO
1991:4	SI	SI	SI	SI
1992:1	NO	SI	SI	SI
1992:2	SI	SI	SI	SI
1992:3	SI	SI	SI	SI
1992:4	NO	NO	SI	NO
1993:1	SI	SI	NO	NO
1993:2	SI	NO	SI	SI
1993:3	NO	SI	SI	SI
1993:4	NO	SI	SI	SI
1994:1	SI	NO	SI	SI
1994:2	NO	NO	SI	NO
1994:3	NO	SI	NO	NO
1994:4	NO	NO	NO	NO
1995:1	NO	SI	SI	SI
1995:2	NO	SI	SI	SI
1995:3	SI	NO	NO	NO
1995:4	NO	NO	SI	NO
1996:1	NO	NO	SI	NO
1996:2	SI	SI	SI	SI
1996:3	NO	NO	SI	NO
1996:4	SI	SI	SI	SI
1997:1	NO	SI	SI	SI
1997:2	SI	SI	SI	SI
1997:3	NO	NO	SI	NO
1997:4	NO	NO	SI	NO

Por lo que, tal y como se recoge en la tabla precedente, se acepta el APT en todos los períodos excepto en 1990:3, 1991:2, 1991:3, 1992:4, 1993:1, 1994:2, 1994:3, 1994:4, 1995:3, 1995:4, 1996:1, 1996:3, 1997:3 y 1997:4.

De manera conjunta se rechaza la hipótesis nula que todos los coeficientes  $\lambda_{1t}$  y  $\lambda_{2t}$  son nulos, por lo que existe alguno significativo, rechazándose la igualdad de la ordenada al tipo de rentabilidad del activo libre de riesgo para cada período,  $\lambda_{0t} = \overline{R_{ft}}$ , por lo que no aceptamos el cumplimiento del modelo APT.

### C) FONDOS DE RENTA FIJA MIXTA

Para esta clase de fondos, al realizar el contraste individual hemos obtenido los siguientes resultados, tanto para la significación de los coeficientes  $\lambda_{1t}$ ,  $\lambda_{2t}$  y  $\lambda_{3t}$  como para la igualdad de la ordenada al tipo de rentabilidad del activo libre de riesgo en cada período:

CAPÍTULO IV: LA CONTRASTACIÓN EMPÍRICA ...: MODELOS DE VARIOS ÍNDICES

t	Significación $\lambda_{1t}$	Significación $\lambda_{2t}$	Significación $\lambda_{3t}$	Aceptación $H_0: \lambda_{0t} = \overline{R_{ft}}$	Aceptación APT
1990:1	NO	SI	SI	NO	NO
1990:2	NO	SI	NO	NO	NO
1990:3	SI	SI	SI	NO	NO
1990:4	NO	SI	NO	NO	NO
1991:1	NO	SI	NO	SI	SI
1991:2	NO	SI	NO	SI	SI
1991:3	NO	SI	SI	SI	SI
1991:4	NO	SI	SI	SI	SI
1992:1	NO	SI	NO	SI	SI
1992:2	NO	SI	SI	SI	SI
1992:3	NO	SI	SI	SI	SI
1992:4	NO	SI	NO	SI	SI
1993:1	SI	NO	NO	SI	SI
1993:2	SI	NO	NO	SI	SI
1993:3	SI	SI	SI	SI	SI
1993:4	SI	SI	NO	NO	NO
1994:1	SI	NO	NO	SI	SI
1994:2	SI	SI	NO	SI	SI
1994:3	SI	NO	NO	SI	SI
1994:4	NO	NO	SI	SI	SI
1995:1	NO	SI	SI	NO	NO
1995:2	NO	SI	NO	SI	SI
1995:3	NO	NO	NO	SI	NO
1995:4	NO	NO	NO	SI	NO
1996:1	NO	NO	SI	SI	SI
1996:2	NO	NO	SI	SI	SI
1996:3	NO	NO	NO	SI	NO
1996:4	NO	SI	SI	SI	SI
1997:1	NO	SI	SI	SI	SI
1997:2	NO	SI	SI	SI	SI
1997:3	NO	SI	SI	SI	SI
1997:4	NO	SI	NO	SI	SI

De acuerdo con lo expuesto aceptamos el modelo APT en todos los períodos excepto en 1990:1, 1990:2, 1990:3, 1990:4, 1993:4, 1995:1, 1995:3, 1995:4 y 1996:3.

De manera conjunta se acepta tanto que existe alguna prima de riesgo significativa, rechazándose la igualdad de la ordenada al tipo de rentabilidad del activo libre de riesgo para cada período, es decir,  $\lambda_{0t} = \overline{R_{ft}}$ , por lo que no aceptamos el modelo.

En resumen, para las distintas clases de fondos analizados, siguiendo la metodología de corte transversal sin medias, con datos trimestrales, el número de períodos en los que se acepta el modelo APT, así como el porcentaje de aceptación, se recoge en la siguiente tabla:

**Nº períodos aceptación/rechazo APT**

	ACEPTACIÓN	RECHAZO	% ACEPTACIÓN
RENDA VARIABLE	24	8	75%
RENDA VARIABLE MIXTA	18	14	56,25%
RENDA FIJA MIXTA	23	9	71,87%

#### 4.5.- INTERPRETACIÓN FINANCIERA DE LOS FACTORES

Una vez obtenidos los factores explicativos comunes a cada una de las clases de fondos analizadas, y realizado el contraste del modelo APT, que nos permite explicar las variaciones en la rentabilidad de los fondos mediante dichos factores, el siguiente paso consiste en identificar los mismos relacionándolos con variables financieras observables. Ya hemos señalado que uno de los inconvenientes de utilizar el análisis factorial es que los factores obtenidos son desconocidos, e incluso muchos autores piensan que una de las desventajas del modelo APT es que no es capaz de proporcionar interpretación o significado económico a los factores de la ecuación de valoración<sup>47</sup>.

Aunque gran número de los trabajos realizados sobre el modelo APT finalizan con su contraste, previa obtención de los factores correspondientes, sin identificarlos, estimamos que es necesario tratar de dar un significado financiero a los factores que mejor capturan los componentes sistemáticos de las variaciones de los rendimientos de los activos o carteras. Para ello es preciso determinar los coeficientes de correlación entre las puntuaciones factoriales obtenidas para cada factor y las

---

<sup>47</sup> Burmeister, E., Wall, K. D. (1986): Op. cit., pp. 1-20.

Diacogiannis, G., Diamandis, P. (1997): Multi-factor risk-return relationships. *Journal of Business Finance & Accounting*, vol. 24, nº 3, pp. 559-570.

variables que pueden considerarse que las interpretan<sup>48</sup>, identificando cada factor con aquella variable con la que tenga el máximo coeficiente de correlación<sup>49</sup>. Ahora bien, se plantea obviamente el problema de qué variables seleccionar para tal objetivo.

En este sentido, los distintos autores que han tratado el tema han identificado diversas variables como posibles interpretaciones generales de los factores. De este modo, por ejemplo, Chen, Roll y Ross<sup>50</sup> consideran las cinco variables macroeconómicas siguientes como factores fundamentales:

- . Los movimientos no anticipados en la estructura temporal de los tipos de interés, que vienen dados por la diferencia de rentabilidad entre bonos del gobierno a largo plazo y a corto plazo.
- . Los cambios no anticipados en las expectativas sobre el premio o prima por riesgo, que vienen dados por las diferencias entre los rendimientos de los bonos de alto y bajo riesgo crediticio, reflejando por tanto los cambios no anticipados en el grado de riesgo agregado de la economía, obteniéndose por la diferencia entre los bonos privados y los bonos públicos.
- . La inflación no anticipada.

---

<sup>48</sup> Shanken, J. (1992): The Current State of the Arbitrage Pricing Theory. *The Journal of Finance*, vol. 47, nº 4, pp. 1569-1574.

<sup>49</sup> También pueden identificarse tales variables a través de una regresión lineal múltiple entre las puntuaciones factoriales y los valores de las variables seleccionadas, obteniéndose idénticos resultados. Puede verse en este sentido: Chen, S., Jordan, B. (1993): *Op. cit.*, pp. 73-75.

<sup>50</sup> Chen, N. F., Roll, R. W., Ross, S.A. (1986): *Op. cit.*, pp. 383-403.

- . Los cambios no anticipados en el nivel de expectativas en la producción industrial.
- . Los cambios en la tasa real, que vienen dados por lo diferencia entre los certificados de tesorería y el índice de precios al consumo.

Para Burmeister y Wall<sup>51</sup> la realización de los factores debe ser de forma no anticipada, considerando con tal fin cuatro variables macroeconómicas, de las cuales tres<sup>52</sup> coinciden con las propuestas por Chen, Roll y Ross, sustituyendo los cambios no anticipados en el nivel de expectativas en la producción industrial por los cambios no anticipados en el ratio de crecimiento de las ventas.

También Burmeister y McElroy<sup>53</sup> estudian el modelo APT planteándolo tanto con factores no observables como con factores medidos por variables macroeconómicas, similares a las tomadas por Burmeister y Wall.

Fama y French<sup>54</sup> estudian los factores comunes que existen en las variaciones de los rendimientos de bonos y acciones, encontrando que existen al menos cinco

---

<sup>51</sup> Burmeister, E., Wall, K. D. (1986): Op. cit., pp. 1-20.

<sup>52</sup> Concretamente, los movimientos no anticipados en la estructura temporal de los tipos de interés, los cambios no anticipados en las expectativas sobre el premio o prima por riesgo y la inflación no anticipada

<sup>53</sup> Burmeister, E., McElroy, M. (1988): Op. cit., pp. 721-735.

<sup>54</sup> Fama, E. F., French, K. R. (1993): Common risk factors in the returns on stocks and bonds. *Journal of Financial Economics*, nº 33, pp. 3-56.

factores comunes. Considera dos factores comunes de los rendimientos de los bonos, uno que representa la desviación en las variaciones esperadas en los tipos de interés, como diferencia entre los rendimientos de los bonos públicos a largo plazo y a corto plazo, y otra variable representativa de la medida del riesgo, definiéndola como la diferencia entre la rentabilidad a largo plazo de los bonos privados y de los bonos públicos. En cuanto al mercado de acciones considera tres variables explicativas, una variable que recoge el riesgo relacionándolo con el tamaño, representada por la diferencia entre el rendimiento medio de tres carteras pequeñas y el rendimiento medio de tres carteras grandes; otra variable que representa la diferencia en el comportamiento entre carteras con alto y bajo valor<sup>55</sup>, definida como la diferencia entre la rentabilidad media de dos carteras con alto valor y otras de bajo valor; y la tercera variable que considera es el exceso de rendimiento de la cartera de mercado sobre el activo libre de riesgo.

Más recientemente, Chan, Karceski y Lakonishok<sup>56</sup> seleccionan distintas variables, basándose en estudios anteriores, clasificándolas en cinco grupos: factores fundamentales, factores técnicos, factores macroeconómicos, factores estadísticos y factor de mercado. Por otra parte, Antoniou, Garret y Priestley<sup>57</sup> al aplicar este

---

<sup>55</sup> Este concepto de valor lo define como Book to market equity, que viene dado por el cociente entre el valor del activo o cartero, entendido como valor financiero, y el valor contable que tenga. Ver al respecto: Fama, E., French, K. (1992): Op. cit., pp.427-465.

<sup>56</sup> Chan, L.K.C., Karceski, J., Lakonishok, J. (1998): Op. cit., pp. 159-188.

<sup>57</sup> Antoniou, A., Garret, I., 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, pp. 221-240.

modelo en la Bolsa de Londres, encuentran tres factores que identifican como la oferta monetaria, la inflación y el exceso de rendimiento de la cartera de mercado.

Ante la falta de acuerdo en la selección de las posibles variables que corresponden a los factores, y teniendo en cuenta que la mayoría de los trabajos sobre el tema están referidos al mercado americano, hemos optado por considerar, en primer lugar, como variables explicativas las siguientes, siendo algunas de ellas propuestas en los trabajos anteriormente citados:

- . Los movimientos no anticipados en la estructura temporal de los tipos de interés, que vienen dados por la diferencia de tipos de interés de los bonos a cinco años y las letras del tesoro a un año: ESTINTLP
- . Los movimientos no anticipados en la estructura temporal de los tipos de interés, que vienen dados por la diferencia de tipos de interés de los bonos a tres años y las letras del tesoro a un año: ESTINTMP
- . Los cambios no anticipados en las expectativas sobre el premio o prima por riesgo, que vienen dados por las diferencias entre los rendimientos de los bonos privados y los bonos públicos: PRIESG
- . Los cambios no anticipados en la inflación: INFLAC

Al calcular los coeficientes de correlación entre dichas variables y las puntuaciones factoriales, los resultados que hemos obtenido son los siguientes:

Con datos anuales y para los fondos de renta variable y variable mixta, no es posible identificar factor alguno, pues los coeficientes de correlación lineal son bajos o negativos, y en ningún caso permiten rechazar la hipótesis nula de incorrelación. En los fondos de renta fija mixta hemos podido identificar el factor 1 con la variable INFLAC, representativa de los cambios no anticipados en la inflación, con la que tiene un grado de correlación del 90,81%, siendo este valor estadísticamente significativo, pues se rechaza la hipótesis nula de incorrelación para un nivel de significación del 5%. Tampoco ha sido posible identificar el factor 2 en este tipo de fondos.

En los cuadros siguientes se muestran los coeficientes de correlación estimados, y entre paréntesis la probabilidad del estadístico de prueba correspondiente que, si resulta inferior al 5%, nos permite rechazar la hipótesis nula de incorrelación.

FONDOS DE RENTA VARIABLE

	ESTINTLP	ESTINTMP	PRIESG	INFLAC
FACTOR 1	0,069 (0,871)	-0,047 (0,913)	-0,076 (0,858)	-0,053 (0,900)
FACTOR 2	-0,064 (0,879)	-0,317 (0,445)	-0,433 (0,284)	-0,220 (0,601)

## FONDOS DE RENTA VARIABLE MIXTA

	ESTINTLP	ESTINTMP	PRIESG	INFLAC
FACTOR 1	-0,250 (0,550)	-0,486 (0,222)	-0,182 (0,666)	0,106 (0,803)
FACTOR 2	0,308 (0,458)	0,271 (0,516)	-0,234 (0,576)	-0,274 (0,511)

## FONDOS DE RENTA FIJA MIXTA

	ESTINTLP	ESTINTMP	PRIESG	INFLAC
FACTOR 1	-0,693 (0,056)	-0,601 (0,115)	0,623 (0,099)	<b>0,908</b> <b>(0,002)</b>
FACTOR 2	0,165 (0,696)	-0,049 (0,908)	-0,388 (0,342)	-0,360 (0,381)

Para datos trimestrales, y con las mismas variables, no es posible identificar factor alguno en los fondos de renta variable y renta variable mixta, pues los coeficientes de correlación de las puntuaciones factoriales con dichas variables son muy bajos o negativos, no siendo además los mismos estadísticamente significativos, a excepción de los fondos de renta fija mixta, donde la correlación del factor 1 con la variable PRIESG es significativa estadísticamente. Los datos correspondientes a las correlaciones y a su significación se recogen en las siguientes tablas:

FONDOS DE RENTA VARIABLE

	ESTINTLP	ESTINTMP	PRIESG	INFLAC
FACTOR 1	0,051 (0,780)	-0,010 (0,955)	-0,055 (0,764)	-0,104 (0,572)
FACTOR 2	-0,075 (0,682)	-0,093 (0,611)	0,065 (0,722)	-0,383 (0,031)
FACTOR 3	0,144 (0,432)	0,142 (0,437)	-0,353 (0,047)	-0,160 (0,382)

FONDOS DE RENTA VARIABLE MIXTA

	ESTINTLP	ESTINTMP	PRIESG	INFLAC
FACTOR 1	0,012 (0,949)	-0,027 (0,884)	-0,133 (0,469)	-0,448 (0,010)
FACTOR 2	-0,009 (0,961)	-0,045 (0,808)	0,001 (0,998)	0,001 (0,994)

FONDOS DE RENTA FIJA MIXTA

	ESTINTLP	ESTINTMP	PRIESG	INFLAC
FACTOR 1	-0,381 (0,031)	-0,332 (0,064)	<b>0,355</b> <b>(0,046)</b>	0,040 (0,827)
FACTOR 2	0,010 (0,958)	-0,038 (0,838)	-0,177 (0,332)	-0,396 (0,025)
FACTOR 3	0,051 (0,783)	0,009 (0,963)	0,032 (0,861)	-0,088 (0,632)

Ante los resultados precedentes, consideramos también otras variables representativas de diferenciales de tipos de interés y de la cartera de mercado, siguiendo el trabajo de Chang<sup>58</sup>:

- . Tipo interés 1, es la diferencia entre los tipos de interés de las operaciones repo a seis meses y las operaciones repo a tres meses: TINT1
- . Tipo interés 2, es la diferencia entre los tipos de interés de las Letras del Tesoro a un año y las operaciones repo a tres meses: TINT2
- . Tipo interés 3, es la diferencia entre los tipos de interés de las Letras del Tesoro a un año y las operaciones repo a tres meses: TINT3
- . Cartera de mercado, en este caso representada por el Ibex-35: IBEX

Con estas nuevas variables, para datos anuales, ni en los fondos de renta variable ni en los de renta variable mixta podemos asociar a los factores con las variables planteadas. En los fondos de renta fija mixta, el factor 1 sigue correspondiendo, tal y como hemos señalado, a los cambios no anticipados en la inflación, con un coeficiente de correlación del 90,81%, mientras que el factor 2 se identifica con la cartera de mercado, con un coeficiente de correlación del 71,4%. Tal y como se recoge en las tablas siguientes:

---

<sup>58</sup> Chang, S. J. (1991): Op. cit., pp. 377-391.

FONDOS DE RENTA VARIABLE

	TINT1	TINT2	TINT3	IBEX
FACTOR 1	0,009 (0,961)	-0,259 (0,153)	-0,245 (0,177)	0,493 (0,214)
FACTOR 2	-0,095 (0,604)	0,123 (0,503)	0,210 (0,249)	0,603 (0,113)

FONDOS DE RENTA VARIABLE MIXTA

	TINT1	TINT2	TINT3	IBEX
FACTOR 1	0,009 (0,961)	-0,259 (0,153)	-0,245 (0,177)	0,497 (0,210)
FACTOR 2	-0,095 (0,604)	0,123 (0,503)	0,210 (0,249)	0,511 (0,196)

FONDOS DE RENTA FIJA MIXTA

	TINT1	TINT2	TINT3	IBEX
FACTOR 1	0,009 (0,961)	-0,259 (0,153)	-0,245 (0,177)	-0,372 (0,364)
FACTOR 2	-0,095 (0,604)	0,123 (0,503)	0,210 (0,249)	<b>0,714</b> <b>(0,047)</b>

Para los datos trimestrales, en los fondos de renta variable sólo hemos podido identificar el factor 1 con la cartera de mercado, siendo el coeficiente de correlación del 69,52% y significativo estadísticamente. En los fondos de renta variable mixta, no es posible identificar el factor 1, mientras que el factor 2 se identifica con la cartera de mercado, con un coeficiente de correlación significativo del 63,46%. En

los fondos de renta fija mixta, el factor 1 corresponde a los cambios no anticipados en la inflación, con un coeficiente de correlación del 35,49%, como ya señalamos anteriormente, y el factor 2 se identifica con la cartera de mercado, con un coeficiente de correlación del 68,08%, mientras que el factor 3 no lo hemos podido identificar. Todos estos resultados se recogen en las siguientes tablas:

FONDOS DE RENTA VARIABLE

	TINT1	TINT2	TINT3	IBEX
FACTOR 1	0,009 (0,961)	-0,259 (0,153)	-0,245 (0,177)	<b>0,695</b> <b>(0,000)</b>
FACTOR 2	-0,095 (0,604)	0,123 (0,503)	0,210 (0,249)	0,533 (0,002)
FACTOR 3	0,240 (0,185)	-0,165 (0,367)	-0,397 (0,024)	0,176 (0,336)

FONDOS DE RENTA VARIABLE MIXTA

	TINT1	TINT2	TINT3	IBEX
FACTOR 1	0,091 (0,620)	0,036 (0,846)	-0,061 (0,738)	0,593 (0,000)
FACTOR 2	-0,104 (0,570)	-0,310 (0,084)	-0,175 (0,338)	<b>0,635</b> <b>(0,000)</b>

FONDOS DE RENTA FIJA MIXTA

	TINT1	TINT2	TINT3	IBEX
FACTOR 1	-0,189 (0,299)	0,163 (0,372)	0,343 (0,054)	0,151 (0,410)
FACTOR 2	0,076 (0,681)	-0,047 (0,798)	-0,121 (0,511)	<b>0,681</b> <b>(0,000)</b>
FACTOR 3	-0,160 (0,382)	-0,301 (0,094)	-0,109 (0,552)	0,502 (0,003)

#### 4.6.- ESTIMACIÓN DE UN MODELO LINEAL DE MÚLTIPLES ÍNDICES

Como ya hemos señalado, el CAPM es el modelo tradicional de valoración de activos financieros, estando este modelo basado en el criterio media-varianza con ciertas hipótesis de partida para su validez muy restrictivas que no se cumplen en la realidad. Con la estimación y posterior contraste de este modelo hemos tratado de estudiar su utilidad como modelo de valoración de los Fondos de Inversión en España. Por ello, a pesar de que el modelo de índice único nos proporciona una sencilla descripción del rendimiento y riesgo de los Fondos de Inversión en relación con el rendimiento de un único índice representativo de la cartera de mercado, a la vista de los resultados obtenidos creemos que las variaciones en la rentabilidad de algunas clases de Fondos de Inversión pueden ser mejor explicadas mediante la información que proporcionan otros factores y no únicamente un factor, en este caso la rentabilidad del Ibex-35.

Dentro de los modelos multifactoriales, el modelo de valoración APT plantea la existencia de varios factores, pero tras la estimación y el posterior contraste de dicho modelo en los Fondos de Inversión que componen la muestra de nuestro trabajo, a pesar de la existencia de más de un factor, en algunos casos dos y en otros tres, no hemos podido aceptar dicho modelo de manera rotunda, ni hemos podido

llegar a interpretar todos los factores, ni siquiera relacionándolos con las variables macroeconómicas que se señalan en la literatura.

Ante esto, y debido a las características especiales que entendemos tienen los Fondos de Inversión, ya que podemos considerarlos como carteras, y observando con detenimiento su distribución del patrimonio, creemos que existen otros factores que a nuestro juicio podrían ser también relevantes en la explicación de las variaciones en sus rentabilidades, y por tanto en la formación del precio de las participaciones en los mismos.

Por tanto, dado que podemos considerar varios índices, y ya no sólo el índice de mercado, como variables explicativas, estimaremos un modelo lineal de índices múltiples, que proporcione una mejor descripción del comportamiento de los Fondos de Inversión, explicando una mayor proporción de las variaciones de su rentabilidad. Estas variables explicativas dependerán de las características de los activos<sup>59</sup>, por lo que a la hora de considerar los distintos índices o factores vamos a tener en cuenta la política de inversión que han seguido los fondos seleccionados. Sabemos que la política de inversión de cada Fondo de Inversión la determina la respectiva sociedad gestora del mismo, y queda recogida, de forma muy genérica para tener mayor flexibilidad, en el reglamento de gestión, teniendo en cuenta las limitaciones legales.

---

<sup>59</sup> Tal y como señala Conover, T. (1997): A Comparative Analysis of the Market Model and the Multiple-Factor Market Model. *Journal of Business Finance & Accounting*, vol. 24, n° 5, pp. 663, en cada estudio se utilizarán unas variables específicas de acuerdo a sus características.

De este modo, considerando tales restricciones legales, señaladas en el capítulo I, el patrimonio de un FIM, debe estar invertido de la siguiente manera:

- Al menos el 80% de su activo debe estar invertido en valores admitidos a negociación en una Bolsa de Valores, o en valores representativos de Deuda del Estado o de valores negociados en otros mercados autorizados.
- Un 3% del patrimonio deberá mantenerse en efectivo, depósitos o cuentas a la vista en la Entidad Depositaria, ya que es el coeficiente mínimo de liquidez que la Ley exige a los FIM para hacer frente a los posibles reembolsos.
- El 17% restante puede invertirse en valores que coticen en Bolsa, en títulos de renta fija, en depósitos bancarios, en activos del mercado monetario, en efectivo, etc.

De este modo, tomando el cuadro de distribución del patrimonio de los FIM que aparece en el capítulo primero, expresamos dicha distribución en porcentaje, tal y como se recoge en el siguiente cuadro:

### Distribución porcentual del patrimonio de los FIM

	1990	1991	1992	1993	1994	1995	1996	1997
<b>1. Patrimonio</b>	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00
<b>2. Liquidez</b>	4,16	3,79	2,30	3,46	3,11	5,42	4,48	5,24
<b>3. Inversión en cartera</b>	93,07	95,31	96,63	96,12	95,97	93,65	95,43	94,79
<b>3.1 Cartera interior</b>	91,37	94,35	94,43	90,38	91,09	89,70	92,13	88,46
<b>3.1.1 Acciones</b>	8,02	2,49	1,73	3,28	5,60	5,40	6,1	10,20
<b>3.1.2 Obligaciones privadas</b>	14,44	15,45	14,87	12,0	10,21	7,22	7,26	8,3
<b>3.1.3 Bonos y obligaciones del Estado</b>	0,00	22,26	16,42	23,29	24,18	22,82	31,65	30,38
<b>3.1.4 Letras del Tesoro</b>	53,66*	24,10	16,71	11,87	11,74	9,15	8,0	7,93
<b>3.1.5 Adquisiciones temporales de activos</b>	0,00	26,11	40,16	35,8	36,3	43,22	36,74	29,48
<b>3.1.6 Otros valores públicos</b>	7,66	1,75	2,42	2,42	1,54	1,36	2,08	1,68
<b>3.1.7 Otros activos</b>	7,59	2,18	2,12	1,66	1,49	0,54	0,20	0,44
<b>3.2 Cartera exterior</b>	1,70%	0,96%	2,20%	5,74%	4,89%	3,95%	3,29%	6,33%

\* Esta cantidad representa la suma de las partidas 3.1.3, 3.1.4 y 3.1.5.

Centrándonos en la distribución porcentual de la cartera interior<sup>60</sup>, hemos tomado las series de rentabilidades o tipos de interés asociados a distintos indicadores financieros representativos de las distintas partidas en las que se distribuye el patrimonio de los FIM, es decir, representativos principalmente del índice del mercado de renta variable, de las distintas emisiones del Estado, emisiones privadas y adquisiciones temporales de activos, sin entrar en detalle de la composición lineal de estos factores<sup>61</sup>.

Por tanto, hemos considerado los siguientes índices como posibles variables explicativas de las variaciones en la rentabilidad:

IBEX: serie de rentabilidades del índice Ibex-35.

DPUB: tipo de interés de la Deuda Pública a un año emitida por el Estado.

DEST1: tipo de interés de la Deuda del Estado emitida con vencimiento entre 1 y 2 años en el mercado de deuda pública de anotaciones.

DEST5: tipo de interés de la Deuda del Estado emitida con vencimiento a cinco años en el mercado de deuda pública de anotaciones.

BONO3: tipo de interés de los Bonos del Estado emitidos a tres años.

BONO5: tipo de interés de los Bonos del Estado emitidos a cinco años.

---

<sup>60</sup> Hemos prescindido de la cartera exterior porque su proporción no llega en ningún período de los que componen la muestra a ser superior al 7% del patrimonio total.

<sup>61</sup> Los índices podrían estar formados por factores, si bien no vamos a distinguir entre índices y factores, ni entrar en su estructura, pues simplemente tomaremos unos indicadores que hemos considerado que podían contribuir a explicar la rentabilidad de los Fondos de Inversión. Ver en este sentido Esteve, J. (1995): Op. cit.

DPUB10: tipo de interés de las Obligaciones a 10 años emitidas por el Estado.

DPRIV10: tipo de interés de las Obligaciones a 10 años emitidas por empresas privadas.

LETRAS: tipo de interés medio de las Letras del tesoro emitidas a 12 meses.

REPO3: tipo de interés de las operaciones con pacto de recompra a tres meses.

REPO6: tipo de interés de las operaciones con pacto de recompra a seis meses.

También consideramos estas variables retardadas un período, para comprobar si las variaciones en la rentabilidad en cada período están influidas por el valor de la variable explicativa en el período anterior. Las denominaremos de la misma forma terminando el nombre de la variable con la expresión RET.

Otras variables que podrían tener relevancia en la explicación de las variaciones de rentabilidad de los Fondos de Inversión son el índice de renta fija del mercado AIAF, los índices de renta fija de AFI, así como las rentabilidades del mercado de opciones y futuros, pero como nuestro estudio abarca desde el año 1990, y no disponemos de estos datos para todo el período, decidimos obviarlos, porque además, al aplicarlos en los restantes períodos tampoco resultaron significativos.

En consecuencia, consideraremos ahora que existe una variable dependiente, explicada o variable efecto,  $R_t$  rentabilidad de un Fondo de Inversión, y varias

variables independientes, explicativas o variables causa,  $X_1, X_2, \dots, X_n$ , representadas por los citados índices, de forma que:  $R_i = f(X_1, X_2, \dots, X_n)$ .

De este modo, la rentabilidad esperada para cada Fondo de Inversión será:

$$R_i = \alpha_i + \sum_{j=1}^H \beta_i^j I_j + \epsilon_i = \alpha_i + \beta_i^1 I_1 + \beta_i^2 I_2 + \dots + \beta_i^H I_H + \epsilon_i$$

con  $j= 1, 2, \dots, H$  índices e  $i= 1, 2, \dots, N$  fondos.

A efectos de determinar cuáles de las variables señaladas representan un alto grado de explicación de las rentabilidades de los fondos, seguimos dos métodos.

En primer lugar utilizamos el método stepwise o de pasos sucesivos<sup>62</sup>, según el cuál se van seleccionando secuencialmente las variables que mejor explicación proporcionen del modelo. Para ello, una vez seleccionadas las posibles variables independientes, en el primer paso el programa elige aquella variable más correlacionada con la variable dependiente dado un criterio de entrada<sup>63</sup>. En el segundo paso se introduce la variable con mayor coeficiente de correlación parcial con la variable dependiente teniendo en cuenta la variable independiente que se ha

---

<sup>62</sup> Ver al respecto, por ejemplo, Ferrán Aranaz, M. (1997): SPSS para Windows. Programación y análisis estadístico. Ed. McGraw-Hill. Madrid, pp. 213-220.

<sup>63</sup> El criterio de entrada elegido es que dicha variable sea significativa con un nivel de confianza del 95%.

introducido en el paso anterior, siempre que verifique el criterio de entrada<sup>64</sup>. El siguiente paso, al igual que el anterior, consiste en introducir la siguiente variable independiente más correlacionada con la dependiente, teniendo en cuenta las variables independientes ya introducidas, y según el criterio de entrada. Si al introducir nuevas variables, algunas de las ya incluidas verifican el criterio de salida<sup>65</sup>, se irán eliminando paso a paso. De modo que se irá repitiendo el proceso mientras existan variables que verifiquen el criterio de entrada y ninguna de las variables incluidas en la ecuación verifique el criterio de salida.

El otro método utilizado consiste en buscar la mejor combinación de variables, siempre y cuando las mismas sean significativas y el coeficiente de determinación o parte de la varianza total explicada por dicha regresión, sea alto. Se trata del método del coeficiente de determinación corregido, según el cual, se realizan las regresiones de todas las posibles combinaciones de variables, siendo el mejor modelo aquel con mayor coeficiente de determinación corregido.

---

<sup>64</sup> En caso de no verificar el criterio de entrada señalado, el proceso finaliza y el modelo se construye con la variable introducida en el primer paso.

<sup>65</sup> El criterio de salida elegido es que dicha variable no sea significativa para un nivel de confianza del 95%.

#### 4.6.1.- Datos anuales de rentabilidad

##### 4.6.1.1.- FONDOS DE RENTA VARIABLE

Al aplicar el método de pasos sucesivos, en quince fondos, concretamente en los fondos F2, F3, F4, F5, F6, F7, F8, F9, F10, F11, F12, F13, F14, F15 y F19, los resultados obtenidos nos indican que el índice que mejor explica las variaciones en la rentabilidad de dichos fondos es la variable DPUB, siendo en todos los casos este porcentaje explicativo superior al 55%, llegando incluso a explicar más del 82%, como en el caso del F14. Sólo las variaciones de la rentabilidad del fondo F16 no estarían suficientemente explicadas por este índice puesto que no es significativo estadísticamente.

Al aplicar el método del coeficiente de determinación corregido, las variables independientes DEST1 y LETRAS explican conjuntamente, en el 79% de estos fondos, más del 90% de la variación de la rentabilidad de los mismos, y en el 21% restante más del 70%, por lo que podemos considerar a estas dos variables como explicativas.

En consecuencia, en este método, las variables que consideramos explicativas en cada uno de los fondos, y su porcentaje de explicación, se recogen en la siguiente tabla:

Fondos	Variables explicativas	R <sup>2</sup>
F1	Letras Dest1	95,25
F2	Letras Dest1	92,40
F3	Letras Dest1	96,26
F4	Letras Dest1	95,71
F5	Letras Dest1	95,65
F6	Letras Dest1	98,65
F7	Letras Dest1	90,96
F8	Letras Dest1	99,02
F9	Letras Dest1	96,12
F10	Letras Dest1	99,49
F11	Letras Dest1	99,25
F12	Letras Dest1	95,46
F13	Letras Dest1	94,08
F14	Letras Dest1	98,84
F15	Letras Dest1	89,33
F16	Letras Dest1	72,17
F17	Letras Dest1	88,00
F18	Letras Dest1	97,02
F19	Letras Dest1	89,79

#### 4.6.1.2.- FONDOS DE RENTA VARIABLE MIXTA

Del mismo modo a lo realizado en los fondos de renta variable, en primer lugar hemos aplicado el método de pasos sucesivos con todas las variables explicativas consideradas. Así, en más del 47% de los fondos estudiados, concretamente en nueve de ellos, la variable DPUB, rentabilidad de la deuda pública a un año, explica más del 50% de las variaciones de la rentabilidad de este tipo de fondos. En otros nueve fondos al aplicar este procedimiento el programa no elige ninguna variable, como significativa<sup>66</sup>, y en el fondo F1 las variables explicativas extraídas son LETRAS y DEST1, que explican conjuntamente el 96,54% de las variaciones de la rentabilidad de este fondo.

Al utilizar el método del coeficiente de determinación corregido, los resultados son similares a los obtenidos en los fondos de renta variable, es decir, los dos índices de referencia que más influyen en las variaciones de la rentabilidad de los fondos de este tipo son DEST1 y LETRAS, la deuda del Estado con vencimiento entre uno y dos años y las letras del tesoro a 12 meses. En dieciséis de los diecinueve fondos de renta variable mixta seleccionados las variaciones en sus rentabilidades son explicadas en más del 80% por estos dos índices; en los fondos F15 y F16 en un 74,43% y un 65,61% respectivamente, mientras que el fondo F17 no está bien

---

<sup>66</sup> Hemos de tener en cuenta que si las variables no son significativas de manera individual, el programa no realiza posteriores combinaciones de ellas, pudiendo ser dichas variables significativas al introducirlas conjuntamente.

explicado por estos dos índices. Por tanto en todos los fondos de renta variable mixta seleccionados, con excepción del F17, las variaciones sufridas por la rentabilidad de los fondos pueden ser explicadas por estos dos índices LETRAS y DEST1, siendo en todos los casos significativos estadísticamente.

Al igual que en el caso anterior en el siguiente cuadro recogemos las variables explicativas para cada uno de los fondos, así como el porcentaje de explicación:

Fondos	VARIABLES explicativas	R <sup>2</sup>
F1	Letras Dest1	96,54
F2	Letras Dest1	86,25
F3	Letras Dest1	84,54
F4	Letras Dest1	92,57
F5	Letras Dest1	98,99
F6	Letras Dest1	95,42
F7	Letras Dest1	92,98
F8	Letras Dest1	87,67
F9	Letras Dest1	95,19
F10	Letras Dest1	85,57
F11	Letras Dest1	84,48
F12	Letras Dest1	94,59
F13	Letras Dest1	93,42
F14	Letras Dest1	96,77
F15	Letras Dest1	74,13
F16	Letras Dest1	65,61
F17	---	-
F18	Letras Dest1	93,65
F19	Letras Dest1	91,45

#### 4.6.1.3.- FONDOS DE RENTA FIJA MIXTA

En este tipo de fondos, al aplicar el método stepwise, en más del 30% de los mismos, la principal variable explicativa es la DPUB retardada un período, que explica más del 50% de las variaciones en la rentabilidad de estos fondos, siendo además en cinco fondos, concretamente en los fondos F14, F15, F19, F20 y F23, junto con esta variable el índice REPO3 también explicativa, siendo en estos casos el porcentaje de variación en la rentabilidad explicado superior al 83%.

Al igual que en los dos tipos de fondos anteriores, al utilizar el método del coeficiente de determinación corregido, obtenemos que las dos variables que más influyen en las variaciones de la rentabilidad de los fondos de inversión de este tipo son LETRAS y DEST1. En más del 82% de los fondos de renta fija mixta seleccionados en la muestra objeto de estudio, más del 70% de las variaciones en la rentabilidad son debidas a estos dos índices. En los fondos F1 y F7 estas variables explican más del 60%, no siendo significativos en los fondos F13 y F22.

El siguiente cuadro muestra las variables explicativas de acuerdo con el criterio señalado:

Fondos	Variables explicativas	R <sup>2</sup>
F1	Letras Dest1	66,40
F2	Letras Dest1	74,14
F3	Letras Dest1	90,57
F4	Letras Dest1	91,55
F5	Letras Dest1	71,24
F6	Letras Dest1	78,19
F7	Letras Dest1	69,17
F8	Letras Dest1	93,21
F9	Letras Dest1	85,88
F10	Letras Dest1	91,40
F11	Letras Dest1	94,48
F12	Letras Dest1	94,88
F13	Letras Dest1	57,88
F14	Letras Dest1	88,28
F15	Letras Dest1	86,93
F16	Letras Dest1	95,92
F17	Letras Dest1	72,33
F18	Letras Dest1	89,66
F19	Letras Dest1	92,31
F20	Letras Dest1	98,79
F21	Letras Dest1	84,59
F22	---	-
F23	Letras Dest1	78,03

## 4.6.2. - Datos trimestrales de rentabilidad

### 4.6.2.1.- FONDOS DE RENTA VARIABLE

Al realizar las regresiones múltiples entre las rentabilidades de cada uno de los distintos fondos de esta clase con las distintas variables seleccionadas, utilizando el método de pasos sucesivos, se deduce que la principal variable explicativa es el índice representativo de la cartera de mercado, IBEX, que explica en la mayoría de estos fondos entre el 50% y el 80% de las variaciones en la rentabilidad de este tipo de fondos. Sólo en dos fondos explica menos del 50%, en el fondo F12 un 48,74% y en el fondo F15 un 49,83%, siendo en todos los casos significativa esta variable.

Del mismo modo que al tomar datos anuales, si realizamos las regresiones múltiples para aplicar el método del coeficiente de determinación corregido y comprobar todas las posibles combinaciones entre las variables independientes señaladas, aunque de manera individual no son siempre significativas, conjuntamente hemos obtenido que en siete fondos, F1, F3, F4, F5, F5, F8 y F9, las variables independientes IBEX, LETRAS y DEST1 retardada un período, explican más del 70% de las variaciones de sus respectivas rentabilidades. En otros tres fondos, concretamente los fondos F11, F14 y F19, las variables IBEX, LETRAS retardada un período y REPO3, explican conjuntamente respectivamente el 62,79%, el 75,74% y el 70,99% de las variaciones de sus rentabilidades. Por otro lado, en siete fondos, F2,

F7, F10, F13, F15, F16 y F17, la mejor variable explicativa encontrada es IBEX, explicando alrededor del 60% en estos fondos, excepto en el fondo F15 donde sólo explica el 49,83%, y el fondo F18 donde llega a explicar el 75,32%. En el fondo restante, F12, conjuntamente las variables IBEX, DEST1, DEST5 y DPUB10 explican conjuntamente el 59,88% de las variaciones de su rentabilidad.

En el siguiente cuadro se muestran las variables explicativas de cada fondo de acuerdo con el criterio de selección señalado:

Fondos	Variables explicativas	R <sup>2</sup>
F1	Ibex Letras Dest1ret	71,37
F2	Ibex	61,44
F3	Ibex Letras Dest1ret	73,06
F4	Ibex Letras Dest1ret	77,09
F5	Ibex Letras Dest1ret	81,30
F6	Ibex Letras Dest1ret	77,12
F7	Ibex	69,60
F8	Ibex Letras Dest1ret	71,17
F9	Ibex Letras Dest1ret	74,40
F10	Ibex	59,35
F11	Ibex Letrasret Repo3	62,79
F12	Ibex Dest1 Dest5 Dpub10	59,88
F13	Ibex	69,30
F14	Ibex Letrasret Repo3	75,74
F15	Ibex	49,83
F16	Ibex	50,07
F17	Ibex	58,77
F18	Ibex	75,32
F19	Ibex Letrasret Repo3	70,99

#### 4.6.2.2.- FONDOS DE RENTA VARIABLE MIXTA

Del mismo modo que en el caso anterior, realizando las regresiones múltiples entre las rentabilidades de cada uno de los distintos fondos de esta clase con las distintas variables seleccionadas, mediante el procedimiento stepwise, también podemos considerar que la principal variable explicativa es el índice de mercado, el IBEX, que explica en más del 53% las variaciones en la rentabilidad de este tipo de fondos, excepto en los fondos F16 y F17 que explica alrededor del 45%.

Al utilizar el método del coeficiente de determinación corregido, sólo encontramos mejores resultados a los obtenidos por el método anterior en cuatro fondos, F3, F4, F9 y F18. Ya que en los restantes la variable independiente IBEX de forma individual representa mayor porcentaje de explicación que cualquier otra posible combinación de variables, así como superior valor del coeficiente de determinación corregido. En cualquier caso sólo dos fondos, F16 y F17 quedan explicados alrededor del 45% las variaciones de la rentabilidad de estos fondos por la variable IBEX, en el resto dichas variaciones son explicadas por las respectivas variables en más del 55%, tal y como se recoge en el siguiente cuadro:

Fondos	VARIABLES explicativas	R <sup>2</sup>
F1	Ibex	62,71
F2	Ibex	68,42
F3	Ibex Dest1 Dest5 Dpub10	64,75
F4	Letrasret Repo3 Ibex	69,58
F5	Ibex	58,62
F6	Ibex	74,16
F7	Ibex	69,04
F8	Ibex	68,58
F9	Ibex Dest1ret Dest5 Dpub10	84,91
F10	Ibex	59,34
F11	Ibex	57,03
F12	Ibex	55,79
F13	Ibex	68,04
F14	Ibex	67,43
F15	Ibex	64,11
F16	Ibex	45,30
F17	Ibex	45,38
F18	Ibex Letrasret Repo3	61,42
F19	Ibex	64,27

#### 4.6.2.3.- FONDOS DE RENTA FIJA MIXTA

Realizando las regresiones múltiples entre las rentabilidades de cada uno de los veintitrés fondos de esta clase con las distintas variables seleccionadas, en primer lugar por el método de pasos sucesivos, en más del 78% de estos fondos podemos considerar que las principales variables explicativas son dos, un índice representativo de renta variable, es decir IBEX y otro de renta fija, representado principalmente por REPO3 y LETRAS.

Al utilizar el método del coeficiente de determinación corregido, y plantear todas las posibles combinaciones entre las variables explicativas, obtenemos los siguientes resultados: en un conjunto de fondos las variaciones vienen explicadas principalmente por índices de renta fija, así, en los fondos F1, F2 y F11, las variables explicativas son DEST5 y DPUB10RET; en los fondos F3 y F4 BONO3, LETRAS y DEST1; y en el fondo F19 LETRAS y DEST1. En cinco fondos, F6, F7, F13, F21 y F22, la mejor variable explicativa es IBEX. En los restantes una combinación entre la variable IBEX y otras variables representativas de renta fija, tal y como se recoge en el siguiente cuadro:

Fondos	VARIABLES explicativas	R <sup>2</sup>
F1	Dest5 Dpub10ret	63,13
F2	Dest5 Dpub10ret	59,09
F3	Bono3 Letras Dest1	58,85
F4	Bono3 Letras Dest1	52,66
F5	Ibex Dpub10ret	46,35
F6	Ibex	53,20
F7	Ibex	44,43
F8	Ibex Dpub10ret	66,03
F9	Ibex Dpub10ret	58,77
F10	Ibex Dpriv10	62,45
F11	Dest5 Dpub10ret	56,40
F12	Ibex Repo3	69,86
F13	Ibex	31,81
F14	Ibex Letrasret	57,65
F15	Letras Dest1 Ibex	63,11
F16	Letras Dest1 Ibex	73,61
F17	Dpub10ret Ibex	48,44
F18	Dpub10ret Ibex	34,30
F19	Letras Dest1	67,95
F20	Letrasret Ibex	74,87
F21	Ibex	55,24
F22	Ibex	55,15
F23	Letrasret Repo3ret Ibex	57,37

Por tanto, podemos señalar que, en general, al tomar datos anuales de rentabilidad, las variables explicativas que mayor porcentaje de explicación de las variaciones de rentabilidad de los Fondos de Inversión proporcionan, son la rentabilidad de las Letras del Tesoro a 12 meses, LETRAS, y la rentabilidad de la Deuda del Estado emitida entre uno y dos años, DEST1, tanto para los fondos de renta variable, variable mixta y fija mixta.

Por otra parte, al tomar datos trimestrales de rentabilidad, en los fondos de renta variable podemos apreciar que en todos los fondos la variable representativa de la rentabilidad del Ibex35, IBEX, podemos considerarla explicativa, siéndolo además en 11 de los 19 fondos también alguna variable representativa de renta fija, principalmente LETRAS, DEST1 y REPO3, siendo en estos casos el porcentaje de explicación mayor. Ello implica que, aunque en los fondos en los que la variable IBEX sea la mejor combinación explicativa significativa de las posibles entre las variables propuestas, queda aún un gran porcentaje de las rentabilidades que deben ser debidas a otras causas.

Del mismo modo, en los fondos de renta variable mixta ocurre algo similar. Así, podemos considerar a la variable IBEX como explicativa en todos los fondos, pudiendo obtener una mejor combinación significativa de ésta con otras variables representativas de renta fija solamente en cuatro fondos, los fondos F3, F4, F9 y F18. En los restantes catorce fondos no hemos podido encontrar combinaciones

significativas con mejor grado de explicación que la señalada, pero deben existir otros factores o bien otras causas explicativas.

En cuanto a los fondos de renta fija mixta, la variable IBEX pierde importancia frente a los otros tipos de fondos, no explicando un gran porcentaje de manera individual de las rentabilidades de los fondos, excepto en los fondos F6, F7, F21 y F22, en los que llega a explicar al menos el 55% de la misma. Podemos apreciar en la tabla precedente de las variables explicativas y del porcentaje de explicación de cada fondo, que las variables explicativas referidas a renta fija son las que mejor explican las rentabilidades de este tipo de fondos.

Por tanto, basándonos en la descomposición de las inversiones realizadas en la cartera interior que se refleja en el cuadro de distribución porcentual del patrimonio de los Fondos de Inversión, podemos justificar la existencia de otras variables explicativas significativas causantes o explicativas de las variaciones de la rentabilidad de los mismos, y no sólo la rentabilidad de la cartera de mercado, tal y como hemos obtenido en los distintos tipos de fondos.

## ***CONCLUSIONES***

---

De acuerdo con los objetivos señalados y la metodología utilizada, las conclusiones más relevantes de nuestra investigación son las siguientes:

**a) En la estimación del modelo de mercado:**

Primera. El análisis exploratorio de los datos nos indica que se puede aceptar la hipótesis según la cual las rentabilidades de todos los fondos analizados siguen una distribución normal.

Segunda. Los resultados obtenidos al tomar como cartera de mercado el índice Ibex-35, son superiores, en cuanto a significación estadística de los parámetros obtenidos así como al grado de explicación, a los correspondientes obtenidos tomando como cartera el Índice General de la Bolsa de Madrid. Del mismo modo, los mejores resultados se obtienen al expresar el modelo en excesos de rentabilidad sobre el tipo de interés del activo libre de riesgo.

Tercera. A medida que la renta variable representa un mayor porcentaje en la composición del patrimonio de los distintos tipos de fondos, la proporción de la varianza de la variable dependiente, o sea de la rentabilidad o las primas de riesgo de cada uno de los distintos Fondos de Inversión, explicada por la cartera de mercado es mayor.

Cuarta. Los fondos de renta variable y variable mixta tienen un mayor coeficiente de diversificación, y en consecuencia, un mayor riesgo de mercado que los de renta fija mixta.

**b) En la contrastación del CAPM:**

Primera. Al aplicar la metodología de serie temporal en los distintos tipos de fondos, para un nivel de confianza del 95%, tanto al tomar datos anuales como trimestrales, se acepta el modelo en un porcentaje mínimo del 78% de los fondos. Los resultados obtenidos son similares para los fondos de renta variable y variable mixta, independientemente de la periodicidad tomada al expresar las rentabilidades. En cambio, para los fondos de renta fija mixta al tomar datos anuales, se verifica el modelo en todos los períodos; mientras que al tomar datos trimestrales, sólo se cumple el modelo en diecinueve de los veintitrés fondos.

Segunda. Aplicando la metodología de corte transversal con medias, utilizando tanto MCO como MCG, para las tres categorías de Fondos de Inversión analizados, tanto al tomar datos anuales como datos trimestrales de rentabilidad y para un nivel de confianza del 95%, no podemos ni aceptar ni rechazar el cumplimiento del modelo CAPM, para el período global de 1990 a 1997, al no ser significativa la pendiente de la regresión, aunque sí lo sea la ordenada en el origen y se verifique la igualdad de los parámetros a los valores señalados.

Tercera. Al aplicar la metodología de corte transversal sin medias en las distintas clases de fondos, para datos anuales, tomando un nivel de confianza del 95%, y utilizando MCO podemos aceptar el cumplimiento del modelo según la versión clásica de Sharpe-Lintner, es decir, los parámetros estimados son significativos y se cumple la igualdad de dichos parámetros a los valores teóricos señalados, solamente en los fondos de renta variable en los años 1992 y 1996.

Aceptamos el modelo según la versión de Black, siendo los parámetros significativos aunque no se acepte la igualdad de los mismos a los valores señalados, para los fondos de renta variable en el año 1997; en los de renta variable mixta en los años 1990, 1992, 1993, 1996 y 1997; y en los fondos de renta fija mixta en los años 1990, 1992, 1996 y 1997.

No aceptamos el modelo pero tampoco lo rechazamos, puesto que aceptamos la igualdad de los parámetros a los valores teóricos señalados, aunque dichos parámetros no son significativos, en los fondos de renta variable en los años 1991 y 1993; y en los de renta variable mixta sólo en el año 1991.

No aceptamos el cumplimiento del modelo puesto que no se cumple ni la significación de los parámetros ni su igualdad a los valores planteados, en los fondos de renta variable en los años 1990, 1994 y 1995; en los de renta variable mixta en los años 1994 y 1995; y en los de fija mixta en los años 1991, 1993, 1994 y 1995.

Cuarta. Aplicando la misma metodología de corte transversal sin medias en las distintas clases de fondos, para datos anuales, tomando un nivel de confianza del 95%, y utilizando MCG, obtenemos los mismos resultados que al aplicar MCO, excepto para los fondos de renta variable en el año 1993, donde aceptamos el modelo según la versión de Black; en el año 1996 donde no podemos ni aceptar ni rechazar el modelo; y en el año 1997, donde no aceptamos el modelo en ninguna de sus versiones. En los fondos de renta variable mixta en el año 1991 también rechazamos el modelo en todas sus versiones.

Quinta. Al aplicar al metodología de corte transversal sin medias en las distintas clases de fondos, para datos trimestrales, tomando un nivel de confianza del 95%, y utilizando MCO podemos aceptar el cumplimiento del modelo según la versión clásica de Sharpe-Lintner, en los fondos de renta variable en el período 1992:2; en los fondos de renta variable mixta en los períodos 1990:1, 1991:3, 1992:2, 1993:2, 1993:4, 1995:2, 1996:2 y 1997:3; y en los de renta fija mixta en los períodos: 1991:3, 1993:3, 1996:4, 1997:2, 1997:3 y 1997:4.

Aceptamos el modelo en la versión de Black, en los fondos de renta variable mixta en los períodos 1990:3, 1991:4, 1993:3, 1996:4, 1997:1 y 1997:2; y en los de renta fija mixta en 1990:1, 1990:3, 1990:4, 1991:1, 1991:3, 1991:4, 1992:2, 1992:3, 1992:4, 1993:3, 1993:4, 1995:1, 1995:2, 1996:1 y 1996:2.

No podemos aceptar el CAPM, pero tampoco lo rechazamos, encontrándonos en la situación intermedia del modelo, en los fondos de renta variable en los períodos 1990:1, 1990:3, 1990:4, 1991:2, 1991:3, 1991:4, 1992:1, 1992:2, 1992:3, 1992:4, 1993:1, 1993:2, 1993:3, 1993:4, 1994:1, 1995:2, 1995:3, 1995:4, 1996:1, 1996:2, 1996:3, 1996:4, 1997:2, 1997:3, 1997:4; en los fondos de renta variable mixta en los períodos 1992:1, 1993:1, 1995:4 y 1997:4; y en los de renta fija mixta en 1992:1 y 1995:4.

No aceptamos el cumplimiento del modelo, en ninguna de sus versiones, en los fondos de renta variable en los períodos 1990:2, 1991:1, 1994:2, 1994:3, 1994:4, 1995:1 y 1997:1; en los fondos de renta variable mixta en los períodos 1990:2, 1990:4, 1991:1, 1991:2, 1992:3, 1992:4, 1994:1, 1994:2, 1994:3, 1994:4, 1995:1, 1995:3, 1996:1 y 1996:3; y en los fondos de renta fija mixta en los períodos 1993:2, 1993:4, 1994:1, 1994:2, 1994:3, 1995:3, 1996:3 y 1997:1.

Sexta. Con la metodología de corte transversal sin medias, para datos trimestrales, tomando un nivel de confianza del 95%, y utilizando MCG aceptamos el cumplimiento del modelo según la versión clásica de Sharpe-Lintner en los fondos de renta variable únicamente en el período 1996:2; en los fondos de renta variable mixta en los períodos 1991:3, 1992:2, 1993:2, 1996:2 y 1996:4; y en los de renta fija mixta en los períodos 1991:1, 1992:1, 1996:1, 1996:4, 1997:2, 1997:3 y 1997:4.

Aceptamos el modelo de acuerdo a la versión de Black, en los fondos de renta variable en los períodos 1992:2 y 1997:2; en los fondos de renta variable mixta en los períodos 1990:1, 1990:2, 1990:3, 1991:1, 1991:2, 1991:4, 1992:3, 1992:4, 1993:1, 1993:3, 1993:4, 1994:2, 1994:4, 1995:1, 1995:2, 1997:1, 1997:2 y 1997:3; y en los de renta fija mixta en los períodos 1990:1, 1990:3, 1990:4, 1991:3, 1991:4, 1992:2, 1992:3, 1992:4, 1993:3, 1994:4, 1995:1, 1995:2 y 1996:2.

No podemos aceptar el CAPM, pero tampoco lo rechazamos, encontrándonos en la situación intermedia de aceptación del modelo, en los fondos de renta variable en los períodos 1990:1, 1990:3, 1990:4, 1991:2, 1991:3, 1991:4, 1992:1, 1992:3, 1992:4, 1993:1, 1993:2, 1993:4, 1994:1, 1995:3, 1996:2, 1996:4, 1997:3, 1997:4; en los de renta variable mixta en los períodos 1992:1, 1995:4 y 1997:4; y en los de renta fija mixta en el período 1995:4.

No aceptamos el cumplimiento del modelo, en ninguna de sus versiones en los fondos de renta variable en los períodos 1990:2, 1991:1, 1993:3, 1994:2, 1994:3, 1994:4, 1995:1, 1995:2, 1995:4, 1996:1, 1996:3, 1997:1 y 1997:2; en los de renta variable mixta en los períodos 1990:4, 1994:1, 1994:3, 1995:3, 1996:1 y 1996:3; y en los de renta fija mixta en los períodos 1993:2, 1993:4, 1994:1, 1994:2, 1994:3, 1995:3, 1996:3 y 1997:1.

**c) En cuanto al grado de explicación del IBEX-35 como cartera de mercado:**

Primera. Al tomar datos anuales de rentabilidad, y para un nivel de confianza del 95%, en los fondos de renta variable, aproximadamente en el 79% de los casos esta variable es significativa, explicando en dos fondos, F14 y F17, más del 70% de las variaciones en la rentabilidad de los mismos, y en los restantes, más del 50%. Sólo en los fondos F1, F6, F13 y F16 esta variable no es significativa, no pudiéndola considerar por tanto explicativa de las variaciones en la rentabilidad de estos fondos.

Segunda. En los fondos de renta variable mixta, y con el nivel de confianza señalado, para datos anuales, en trece de los diecinueve fondos no es significativa esta variable, por lo que no podemos considerarla explicativa de manera individual, siendo en los restantes seis fondos significativa y explicativa de más del 50% de las variaciones de sus rentabilidades, llegando incluso en el fondo F9 a ser del 75,78%. Esto puede ser debido a que en la práctica la inversión materializada de este tipo de fondos, a pesar de lo que indica su nombre y el porcentaje legal estipulado, está más centrado en la renta fija que en la variable, tal como queda reflejado en el cuadro de la distribución del patrimonio.

Tercera. Con datos anuales, en los fondos de renta fija mixta, de manera individual el Ibex-35 no es una variable significativa en ninguno de los fondos

analizados, y por tanto no podemos considerarla como variable explicativa, lo cual es debido a que la inversión de este tipo de fondos está centrada principalmente, por definición e imposición legal, en activos de renta fija.

Cuarta. Tomando datos trimestrales en los fondos de renta variable, y para un nivel de confianza del 95%, el Ibex-35 explica en el 68,42% de los fondos más del 60% de las variaciones en la rentabilidad de los mismos, pero no más del 75% en el mejor de los casos, el fondo F18. En los restantes fondos explica más del 48%; siendo esta variable significativa en todos los fondos, pudiéndose considerar por tanto explicativa de una parte importante de las variaciones en la rentabilidad de los mismos.

Quinta. Con datos trimestrales de rentabilidad, en los fondos de renta variable mixta, podemos considerar a esta variable significativa y explicativa de más del 50% de las variaciones de sus respectivas rentabilidades en el 89,47% de los mismos, siendo sólo la explicación del 45% en dos fondos, F16 y F17.

Sexta. En los fondos de renta fija mixta, para datos trimestrales, hemos de destacar la poca explicación de esta variable en nueve de los veintitrés fondos analizados, pues no llega a explicar más del 25% de las variaciones en las rentabilidades; en otros siete, no llega al 40%; y en seis de ellos explica más del 50%, llegando a explicar el 62,22% en el fondo F12. Ello es debido a que la inversión de

este tipo de fondos está centrada principalmente en activos de renta fija, no teniendo tanta importancia la renta variable y en consecuencia la influencia del Ibex-35 es menor.

**d) En relación con la estimación y contrastación del APT:**

Primera. Del análisis factorial extraemos para datos anuales dos factores tanto para los fondos de renta variable como para los de variable mixta y fija mixta, proporcionando en todos los casos un porcentaje de explicación muy superior al del modelo de un solo índice, el CAPM. Para datos trimestrales de rentabilidad, en los fondos de renta variable y fija mixta extraemos tres factores explicativos comunes, y dos en los fondos de renta variable mixta.

Segunda. Al realizar el contraste del modelo de acuerdo con la metodología de corte transversal con medias, sólo lo aceptamos en el caso de los fondos de renta variable, de manera individual si tomamos datos anuales, y de modo conjunto si tomamos datos trimestrales. En los fondos de renta variable mixta y fija mixta no podemos aceptar el modelo, puesto que las primas de riesgo no son significativas, aunque se acepta la igualdad de la ordenada a la rentabilidad del activo libre de riesgo.

Tercera. Al utilizar la metodología de corte transversal sin medias, para datos anuales de rentabilidad, para el contraste individual, aceptamos el modelo APT en los fondos de renta variable en todos los períodos, a excepción de 1994; en los fondos de renta variable mixta en todos los años, excepto en 1992, 1994 y 1995; y en los fondos de renta fija mixta, en todos los períodos excepto en 1990, 1991 y 1995. De manera conjunta se acepta tanto que existe alguna prima de riesgo significativa como la igualdad de la ordenada al tipo de rentabilidad del activo libre de riesgo para cada período, en los fondos de renta variable y variable mixta, pero no en los de renta fija mixta.

Cuarta. Al utilizar la metodología de corte transversal sin medias, para datos trimestrales de rentabilidad, de manera individual, en los fondos de renta variable aceptamos el modelo APT en todos los períodos, excepto en 1991:4, 1992:1, 1993:2, 1994:1, 1994:2, 1995:1, 1996:1 y 1996:3. En los fondos de renta variable mixta se acepta el APT en todos los períodos, excepto en 1990:3, 1991:2, 1991:3, 1992:4, 1993:1, 1994:2, 1994:3, 1994:4, 1995:3, 1995:4, 1996:1, 1996:3, 1997:3 y 1997:4. Y en los fondos de renta fija mixta aceptamos el modelo APT en todos los períodos, excepto en 1990:1, 1990:2, 1990:3, 1990:4, 1993:4, 1995:1, 1995:3, 1995:4 y 1996:3. De manera conjunta en los fondos de renta variable aceptamos el APT. En cambio, en los fondos de renta variable mixta y en los de renta fija mixta existe alguna prima de riesgo significativa, rechazándose la igualdad de la ordenada al tipo de rentabilidad

del activo libre de riesgo para cada período, por lo que no aceptamos el cumplimiento del modelo APT.

Quinta. Para tratar de identificar los dos factores extraídos al tomar datos anuales, calculamos los coeficientes de correlación entre las variables señaladas y las puntuaciones factoriales. Para los fondos de renta variable y variable mixta, no es posible identificar factor alguno, pues los coeficientes de correlación lineal son bajos o negativos, y en ningún caso permiten rechazar la hipótesis nula de incorrelación. En los fondos de renta fija mixta hemos podido identificar el factor 1 con la variable representativa de los cambios no anticipados en la inflación, con la que tiene un grado de correlación del 90,81%. También identificamos el factor 2 con la cartera de mercado, representada por el Ibex-35, con un coeficiente de correlación del 71,4%. En ambos casos los citados valores del coeficiente de correlación son estadísticamente significativos.

Sexta. Al tratar de identificar los factores extraídos, con datos trimestrales y con las mismas variables, en los fondos de renta variable, de los tres factores extraídos, sólo hemos podido identificar el factor 1 con la cartera de mercado, siendo el coeficiente de correlación del 69,52% y significativo estadísticamente. En los fondos de renta variable mixta, no es posible identificar el factor 1, mientras que el factor 2 se identifica con la cartera de mercado, con un coeficiente de correlación significativo del 63,46%. En los fondos de renta fija mixta, el factor 1 corresponde

a los cambios no anticipados en la inflación, con un coeficiente de correlación del 35,49%, y el factor 2 se identifica con la cartera de mercado, con un coeficiente de correlación del 68,08%, mientras que el factor 3 no lo hemos podido identificar.

**e) En la estimación del modelo de múltiples índices:**

Primera. Al realizar la estimación con datos anuales de rentabilidad y aplicar el método del coeficiente de determinación corregido, consideramos conjuntamente a las variables independientes rentabilidad de la Deuda del Estado con vencimiento entre uno y dos años y rentabilidad de las Letras del Tesoro a 12 meses, explicativas de los tres tipos de fondos analizados. Así, en el 79% de los fondos de renta variable, más del 90% de la variación de la rentabilidad de los mismos queda explicada por estas dos variables, y en el 21% restante, entre el 70 y el 90%. En dieciséis de los diecinueve fondos de renta variable mixta seleccionados, las variaciones en sus rentabilidades son explicadas en más del 80% por estas dos variables; en los fondos F15 y F16 en un 74,43% y un 65,61% respectivamente, siendo en todos los casos significativas estadísticamente; en cambio en el fondo F17 no podemos considerar a estas variables como causantes de sus variaciones de rentabilidad. Por otra parte, en más del 82% de los fondos de renta fija mixta seleccionados, más del 70% de las variaciones en la rentabilidad son explicadas por estos dos índices. En los fondos F1 y F7 estas variables explican más del 60%, no siendo significativas en los fondos F13 y F22.

Segunda. Al realizar las estimaciones con datos trimestrales y aplicando el método del coeficiente de determinación corregido, en los fondos de renta variable hemos obtenido que en siete fondos, F1, F3, F4, F5, F5, F8 y F9, las variables independientes Ibex-35, Letras del Tesoro y Deuda del Estado con vencimiento entre uno y dos años retardada un período, explican más del 70% de las variaciones de sus respectivas rentabilidades. En otros tres fondos, concretamente los fondos F11, F14 y F19, las variables Ibex-35, Letras del Tesoro retardada un período y el tipo de interés de las operaciones con pacto de recompra a tres meses, explican conjuntamente, respectivamente el 62,79%, el 75,74% y el 70,99% de las variaciones de sus rentabilidades. Por otro lado, en siete fondos, F2, F7, F10, F13, F15, F16 y F17, la mejor variable explicativa encontrada es el Ibex-35, explicando alrededor del 60% en estos fondos, excepto en el fondo F15 donde sólo explica el 49,83%, y el fondo F18 donde llega a explicar el 75,32%. En el fondo restante, F12, las variables Ibex-35, Deuda del Estado con vencimiento entre uno y dos años, Deuda del Estado con vencimiento a cinco años y las Obligaciones del Estado a diez años, explican conjuntamente el 59,88% de las variaciones de su rentabilidad.

Tercera. En los fondos de renta variable mixta al utilizar el método del coeficiente de determinación corregido, sólo encontramos mejores resultados a los obtenidos por el método de pasos sucesivos en cuatro fondos, F3, F4, F9 y F18. En los restantes fondos, la variable independiente Ibex-35, de forma individual, representa mayor porcentaje de explicación que cualquier otra posible combinación

de variables, así como superior valor del coeficiente de determinación corregido. En los fondos F16 y F17, el coeficiente de determinación, en relación con el Ibex-35, es del 45%, no encontrándose otras variables significativas explicativas de un mayor porcentaje.

Cuarta. En los fondos de renta fija mixta al utilizar el método del coeficiente de determinación corregido, y plantear todas las posibles combinaciones entre las variables explicativas, en un conjunto de fondos las variaciones vienen explicadas principalmente por índices de renta fija. Así, en los fondos F1, F2 y F11, las variables explicativas son la rentabilidad de la Deuda del Estado con vencimiento a cinco años y la rentabilidad de las Obligaciones del Estado a diez años retardada un período; en los fondos F3 y F4, la rentabilidad de los Bonos del Estado a tres años, la de las Letras del Tesoro y de la Deuda del Estado con vencimiento entre uno y dos años; y en el fondo F19, la rentabilidad de las Letras del Tesoro y la correspondiente a la Deuda del Estado con vencimiento entre uno y dos años. En cinco fondos, F6, F7, F13, F21 y F22, la mejor variable explicativa es Ibex-35. En los restantes, una combinación entre la variable Ibex-35 y otras variables representativas de renta fija.

#### **f) Conclusiones finales:**

Primera. Tomando como cartera del mercado el Ibex-35, no podemos aceptar el CAPM como modelo de valoración óptimo en los Fondos de Inversión. El modelo

de un solo índice deja, dependiendo de la clase de fondos y de la metodología utilizada, una gran proporción de las variaciones de la rentabilidad de los mismos sin explicar, no cumpliendo en todos los casos los parámetros obtenidos las restricciones del modelo en cuanto a significación e igualdad a los respectivos valores.

Segunda. A pesar de que el porcentaje de explicación proporcionado por los factores obtenidos en la estimación del modelo APT, es superior al ofrecido por la cartera de mercado, es decir por el Ibex-35, tampoco podemos aceptar el modelo APT de manera rotunda puesto que no se cumplen, en la mayoría de los períodos, las restricciones planteadas.

Tercera. Un modelo de múltiples índices basado en diversas variables representativas de las distintas materializaciones de las inversiones del patrimonio de los Fondos de Inversión, nos proporciona mayor explicación de las variaciones de la rentabilidad de los mismos, que las aportadas por los modelos CAPM y APT, siendo estas variables principalmente representativas de activos de renta fija.

Cuarta. En general, en el modelo de múltiples índices, al tomar datos anuales de rentabilidad, las variables que mayor porcentaje de explicación de las variaciones de rentabilidad de los Fondos de Inversión proporcionan, son la rentabilidad de las Letras del Tesoro a 12 meses, y la rentabilidad de la Deuda del Estado emitida entre uno y dos años.

Quinta. Al tomar datos trimestrales de rentabilidad, en un modelo de múltiples índices, en los fondos de renta variable y renta variable mixta, podemos considerar como explicativas al Ibex-35 junto a otras variables representativas de renta fija, principalmente Letras del Tesoro, Deuda del Estado con vencimiento entre uno y dos años y el tipo de interés de las operaciones con pacto de recompra a tres meses. En los fondos de renta fija mixta, las variables explicativas referidas a renta fija son las que mejor explican las rentabilidades de este tipo de fondos.

## ***BIBLIOGRAFÍA***

---

Abeyssekera, S., Mahajan, A. (1987): A test of the APT in pricing UK stocks. *Journal of Business Finance & Accounting*, vol. 14, nº 3, otoño, pp. 377-391.

Alcaide, A. (1972): *Lecturas de Econometría*. Madrid, Ed. Gredos.

Alexander, G.J., Sharpe, W.F., Bailey, J.V. (1993): *Fundamentals of Investments*. Nueva Jersey, Ed. Prentice-Hall International.

Antoniou, A., Garret, I., 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, pp. 221-240.

Araguas Terrén, J. M. (1991): Teoría de formación de precios por arbitraje APT. Una aproximación al caso español. *Actualidad Financiera*, nº 26, pp. 513-529.

Aznar, A., Trivez, F.J. (1993): *Métodos de predicción en economía*, vol. I y II. Barcelona, Ed. Ariel, S.A.

Banco de España: *Boletín Estadístico*. Años 1989 a 1998. Madrid.

Bergés, A. (1984): El mercado español de capitales en un contexto internacional. Serie: Economía Española, vol. 7. Ministerio de Economía y Hacienda. Madrid.

Bessembinder, H., Chan, K. (1998): Market Efficiency and the Returns to Technical Analysis. *Financial Management*, vol. 27, nº 2, pp. 5-17.

Black, F. (1972): Capital Market Equilibrium with Restricted Borrowing. *Journal of Business*, vol. 45, nº 3, julio, pp.444-455.

Black, F., Jensen, M. C., Scholes, M. (1972): The Capital Asset Pricing Model: Some Empirical Tests; en Jensen, M., Ed. (1972a), pp.79-121.

Blume, M. E., Friend, I. (1973): A new Look at the Capital Asset Pricing Model. *The Journal of Finance*, vol. 28, nº 1, marzo, pp. 19-33.

Borrell, M., Murillo, C., Pérez, J., Torra, S. (1997): Estadística Financiera. Aplicación a la formación y gestión de carteras de renta variable. Madrid, Ed. Centro de Estudios Ramón Areces. S.A.

Brennan, M. (1971a): Capital Asset Pricing and the Structure of Security Returns. Trabajo no publicado, University of British Columbia.

---

Brennan, M. (1971b): Capital Market Equilibrium with Divergent Borrowing and Lending Rates. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, nº 6, diciembre, pp. 1197-1205.

Brennan, M. J., Chordia, T., Subrahmanyam, A. (1998): Alternative factor specifications, security characteristics, and the cross-section of expected stock returns. *Journal of Financial Economics*, nº 49, pp. 345-373.

Brown, S. J. (1989): The Number of Factors in Security Returns. *The Journal of Finance*, vol. 44, nº 5, pp. 1247-1262.

Brown, S., Weinstein, M. (1983): A New Approach to Testing Arbitrage Pricing Models: The Bilinear Paradigm. *The Journal of Finance*, nº 38, pp. 711-743.

Burmeister, E., McElroy, M. (1988): Joint Estimation of Factor Sensitivities and Risk Premia for the Arbitrage Pricing Theory. *The Journal of Finance*, vol. 43, nº 3, pp. 721-735.

Burmeister, E., Wall, K. D. (1986): The Arbitrage Pricing Theory and Macroeconomic Factor Measures. *The Financial Review*, vol. 21, nº 1, pp. 1-20.

---

Chamberlain, G. (1983): Funds, Factors, and Diversification in Arbitrage Pricing Models. *Econometrica*, vol. 51, n° 5, pp. 1305-1323.

Chamberlain, G., Rothschild, M. (1983): Arbitrage, factor structure and mean-variance analysis on large asset markets. *Econometrica*, vol. 51, n° 5, pp.1281-1304.

Chan, L., Karceski, J., Lakonishok, J. (1998): The Risk and Return from Factors. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, vol 33, n° 2, junio, pp. 159-188.

Chang, S. J. (1991): A study of empirical return generating models: a market model, a multifactor model, and unified model. *Journal of Business Finance and Accounting*, vol. 18, n° 3, abril, pp. 377-391.

Chen, N. (1983): Some Empirical Test of the Theory of Arbitrage Pricing. *The Journal of Finance*, vol. 38, n° 5, diciembre, pp. 1393-1414.

Chen, N., Ingersoll, J. (1983): Exact Pricing in Linear Factor Models with Finitely Many Assets: A note. *The Journal of Finance*, vol. 38, n° 3, pp. 985-988.

Chen, N. F., Roll, R. W. , Ross, S.A. (1986): Economic Forces and the Stock Market: Testing the APT and Alternative Asset Pricing Theories. *Journal of Business*, vol. 59, n° 3, pp. 383-403.

Chen, S., Jordan, B. (1993): Some empirical tests in the Arbitrage Pricing Theory: Macrovariables vs. derived factors. *Journal of Banking and Finance*, nº 17, pp. 65-89.

Cho, D. Ch., Elton, E., Gruber, M. (1984): On the Robustness of the Roll and Ross Arbitrage Pricing Theory. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, vol. 19, nº 1, pp. 1-10.

Clare, A., Priestley, R. (1998): Risk factors in the Malaysian stock market. *Pacific-Basin Finance Journal*, vol. 6, nº 1-2, pp. 103-114.

Clare, A., Priestley, R., Thomas, S. (1997): The robustness of the APT to alternative estimators. *Journal of Business Finance & Accounting*, vol. 24, nº 5, junio, pp. 645-655.

Clare, A. D., Thomas, S.H. (1994): Macroeconomic factors, the APT and the UK stock-market. *Journal of Business Finance & Accounting*, vol. 21, nº 3, abril, pp. 309-330.

Comisión Nacional del Mercado de Valores: Informe Anual. Años 1989 a 1997. Madrid.

Comisión Nacional del Mercado de Valores: Informe sobre Instituciones de Inversión Colectiva. Informes trimestrales años 1990 a 1997. Madrid.

Comisión Nacional del Mercado de Valores (1993): Nueva Legislación del Mercado de Valores. Madrid.

Connor, G., Korajczyk, R. (1988): Risk and return in an equilibrium APT. Application of a New Test Methodology. *Journal of Financial Economics*, nº 21, pp. 255-289.

Connor, G., Korajczyk, R. (1993): A Test for the Number of Factors in an Approximate Factor Model. *The Journal of Finance*, vol. 48, nº 4, pp.1263-1291.

Connover, T. (1997): A Comparative Analysis of the Market Model and the Multiple-Factor Market Model. *Journal of Business Finance & Accounting*, vol. 24, nº 5, pp. 657-665.

Corzo, T. (1996): Eficiencia Semifuerte y CAPM en la Bolsa de Madrid: 1998-1994. Tesis Doctoral. Universidad de Navarra.

Cuadras, C., Echeverría, B., Mateo, J., Sánchez, P. (1996): Fundamentos de Estadística. Aplicación a las Ciencias Humanas. Barcelona, Ed. EUB.

---

Dhrymes, P., Friend, I., Gultekin, N. (1984): A Critical Reexamination of the Empirical Evidence on the Arbitrage Pricing Theory. *The Journal of Finance*, vol. 39, n° 2, pp. 323-346.

Diacogiannis, G. P. (1986): Arbitrage Pricing Model: A critical examination of its empirical applicability for the London Stock Exchange. *Journal of Business Finance & Accounting*, vol. 13, n° 4, pp.489-504.

Diacogiannis, G., Diamandis, P. (1997): Multi-factor risk-return relationships. *Journal of Business Finance & Accounting*, vol. 24, 3, pp. 559-570.

Díaz Fernández, M., Llorente Marrón, M. (1998): *Econometría*. Madrid, Ed. Pirámide.

Douglas, G. W. (1969): Risk in the Equity Markets: An Empirical Appraisal of Market Efficiency. *Yale Economic Essays*, vol. 9, pp. 3-45.

Durbin, J., Watson, G. S. (1972): Contraste de la correlación serial en la regresión minimocuadrática; en Alcaide, A. (1972), pp. 161-186.

Elton, E. J., Gruber, M. J., (1978): Taxes and Portfolio Composition; *Journal of Financial Economics*, n° 6, pp. 399-410.

Elton, E. J., Gruber, M. J. (1991): *Modern Portfolio Theory and Investment Analysis*. Nueva York, Ed. John Wiley.

Elton, E. J., Gruber, M. J. (1997): *Modern Portfolio Theory, 1950 to date*. *Journal of Banking and Finance*, nº 21, p. 1743-1759.

Esteve, S. (1995): *La Teoría de Cartera enfocada desde los Modelos Lineales de Índices. Aplicación a los fondos de inversión mobiliaria españoles*. Tesis Doctoral. Universidad de Barcelona.

Evans, J., Archer, S. (1968): *Diversification and the Reduction of Dispersion: An Empirical Analysis*. *The Journal of Finance*, diciembre, pp. 761-767.

Faff, R. W. (1988): *An Empirical Test of the Arbitrage Pricing Theory on Australian Stock Returns 1974-85*. *Accounting and Finance*, nº 28, noviembre, pp.23-43.

Fama, E. (1965): *The Behavior of Stock-Market Prices*. *Journal of Business*, vol. 38, nº 1, pp. 34-105.

Fama, E. (1968): *Risk, Return and Equilibrium: Some Clarifying Comments*. *The Journal of Finance*, vol. 23, nº 1, pp. 29-40.

---

Fama, E. (1971): Risk, Return, and Equilibrium. *Journal of Political Economy*, enero-febrero, pp. 30-55.

Fama, E. (1973): Risk, Return, and Portfolio Analysis: Reply. *Journal of Political Economy*, vol. 81, n° 3, pp. 753-755.

Fama, E. (1976): *Foundations of Finance*. Oxford, Ed. Basil Blackwell.

Fama, E. (1991): Efficient Capital Markets: II. *The Journal of Finance*, vol. 46, n° 5, diciembre, pp. 1575-1617.

Fama, E. (1996): Multifactor Portfolio Efficiency and Multifactor Asset Pricing. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, vol. 31, n° 4, diciembre, pp. 441-465.

Fama, E., French, K. R. (1992): The Cross-Section of Expected Stock Returns. *The Journal of Finance*, vol. 47, n° 2, junio, pp. 427-465.

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

Fama, E., French, K. (1996): Multifactor Explanations of Asset Pricing Anomalies. *The Journal of Finance*, vol. 51, n° 1, pp. 55-84.

Fama, E., MacBeth, J. D. (1973): Risk, Return, and Equilibrium: Empirical Tests. *Journal of Political Economy*, vol. 81, nº 3, pp. 607-636.

Ferrán Aranz, M. (1997): SPSS para Windows. Programación y análisis estadístico. Madrid, Ed. McGraw-Hill.

Fisher, L., Lorie, J. (1970): Some Studies of Variability of Returns Investments In Common Stock. *Journal of Business*, pp. 99-134.

Francis, J. C., Archer, S. H. (1977): Análisis y Gestión de Carteras de Valores. Madrid, Ed. ICE.

Fuller, R. J., Farrell, Jr. (1987): Modern Investments and Security Analysis. Nueva York, Ed. McGraw-Hill.

García Barbancho, A. (1992): Estadística Teórica Básica. Barcelona. Ed. Ariel.

Garven, J. R. (1988): CML to SML: An Alternative Approach. *Journal of Business Finance & Accounting*, vol. 15, nº 2, pp. 283-287.

Gehr, A. (1975): Some tests of the arbitraje pricing theory. *Journal of the Midwest Finance Association*, pp. 91-105.

Gibbons, M., Ross, S., Shanken, J. (1989): A tests of the efficiency of a given portfolio. *Econometrica*, vol. 57, nº 5, pp. 1121-1152.

Gómez-Bezares, F. (1993): *Gestión de Carteras*. Bilbao, Ed. Desclee de Brouwer.

Gómez-Bezares, F., Madariaga, J. A., Santibáñez, J. (1994): *Valoración de acciones en la Bolsa Española*. Bilbao, Biblioteca de Gestión, Ed. Desclee de Brouwer.

Greene, W. (1999): *Análisis econométrico*. Madrid, Ed. Prentice Hall.

Groenewold, N., Fraser, P. (1997): Share prices and macroeconomic factors. *Journal of Business Finance & Accounting*, vol. 24, nº 9, pp. 1367-1383.

Guisán, M. C. (1997): *Econometría*. Madrid, Ed. McGraw-Hill.

Gultekin, M., Gultekin, N. B. (1987): Stock Return Anomalies and the Tests of the APT. *The Journal of Finance*, vol. 42, nº 5, pp. 1213-1224.

Haugen, R. A. (1990): *Modern Investment Theory*. Nueva Jersey, Ed. Prentice-Hall International.

Huberman G. (1982): A Simple Approach to Arbitrage Pricing Theory. *Journal of Economic Theory*, nº 28, pp. 183-191.

Ingersoll, J. (1984): Some Results in the Theory of Arbitrage Pricing. *The Journal of Finance*, nº 39, pp. 1021-1039.

Jacquillat, B., Solnik, B. (1975): *Mercados financieros y gestión de carteras de valores*. Madrid, Ed. Tecniban.

Jagannathan, R., Wang, Z. (1996): The Conditional CAPM and the Cross-Section of Expected Returns. *The Journal of Finance*, vol. 51, nº 1, pp. 3-53.

Jensen, M. (1969): Risk, the Pricing of Capital Assets, and the Evaluation of Investment Portfolios. *Journal of Business*, vol. 42, nº 2, pp. 167-247.

Jensen, M., Ed. (1972a): *Studies in the Theory of Capital Markets*. Nueva York, Praeger Publishers Inc.

Jensen, M. (1972b): Capital markets: theory and evidence. *Bell Journal of Economics and Management*, nº 3, p. 357-398.

Jobson, J. D., Korkie, B. (1980): Estimation for Markowitz Efficient Portfolios. *Journal of The American Statistical Association*, vol. 75, n° 371, pp. 544-554.

John, K., Reisman, H. (1991): Fundamentals, Factor Structure, and Multibeta Models in Large Asset Markets. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, vol. 26, n° 1, pp. 1-10.

Johnston, J. (1975): *Métodos de Econometría*. Barcelona, Ed. Vicens-Vives.

Jorion, P. (1999): *Valor en riesgo*. México, Ed. Limusa.

Keim, D. (1983): Size-Related Anomalies and Stock Market Seasonality: Further Empirical Evidence. *Journal of Financial Economics*, junio, pp. 13-32.

Kim, M. K., Wu, Ch. (1987): Macro-economic factors and stock returns. *The Journal of Financial Research*, vol. 10, n° 2, pp. 87-98.

Kryzanowski, L., To, M. Ch. (1983): General Factor Models and the Structure of Security Returns. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, vol. 18, n° 1, pp. 31-52.

Lehmann, B., Modest, D. (1988): The empirical foundations of the arbitrage pricing theory. *Journal of Financial Economics*, nº 21, pp. 213-254.

Lintner, J. (1965): The Valuation of Risk Assets and the Selection of Risky Investments in Stock Portfolios and Capital Budgets. *The Review of Economics and Statistics*, vol. 47, nº 4, febrero, pp. 13-37.

Lintner, J. (1971): The Effect of Short Selling and Margin Requirements in Perfect Capital Markets. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, vol. 6, nº 5, diciembre, pp. 1173-1195.

Litzenberger, R. H., Ramaswamy, K. (1979): The effect of personal taxes and dividends on capital asset prices. *Journal of Financial Economics*, nº 7, pp. 163-195.

MacKinlay, A. C. (1987): On Multivariate Tests of the CAPM. *Journal of Financial Economics*, nº 18, pp. 341-371.

MacKinlay, A. C. (1995): Multifactor models do not explain deviations from the CAPM. *Journal of Financial Economics*, nº 38, pp. 3-28.

Marhuenda Fructuoso, J. (1997): Anomalías en los modelos de valoración de activos. Secretariado de Publicaciones. Universidad de Alicante.

- 
- Markowitz, H. (1952): Portfolio Selection. *The Journal of Finance*, pp.77-91.
- Markowitz, H. (1987): *Mean-Variance Analysis in Portfolio Choice and Capital Markets*. Oxford, Basil Blackwell.
- Markowitz, H. (1991): *Portfolio Selection*. Oxford, Basil Blackwell.
- Martín Pliego, F. J. (1987): *Curso práctico de Estadística económica*. Madrid, Ed. AC.
- Mateos Aparicio, P. (1977): *Inversión Mobiliaria Colectiva. Test sobre la eficiencia del Mercado de Valores en España*. Servicio de Estudios de la Bolsa de Madrid.
- Mayers, D. (1972): Nonmarketable Asset and Capital Market Equilibrium under Uncertainty; en Jensen, M., Ed. (1972a).
- Mei, J. (1993): Explaining the Cross-Section of Returns via a Multi-Factor APT Model. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, vol. 28, nº 3, pp. 331-345.
- Merton, R. (1971): Optimum Consumption and Portfolio Rules in a Continuous-Time Model. *Journal of Economic Theory*, vol. 3, nº 4, diciembre, pp. 373-413.

Merton, R. (1973): An intertemporal Capital Asset Pricing Model. *Econometrica*, vol. 41, n° 5, septiembre, pp. 867-887.

Miller, M., Scholes, M. (1972): Rates of Return in Relation to Risk: An Re-examination of some Recent Findings; en Jensen Ed. (1972a), pp. 47-78.

Modigliani, F., Pogue, G. (1974): An Introduction to risk and return. *Financial Analysts Journal*, n° 30, pp. 68-80.

Mossin, J. (1966): Equilibrium in a Capital Asset Market. *Econometrica*, vol. 34, n° 4, octubre, pp. 768-783.

Novalés, A. (1993): *Econometría*. Madrid, Ed. McGraw-Hill.

Palacios, J. (1973): *The Stock Market in Spain: Test of Efficiency and Capital Market Theory*. Tesis Doctoral no publicada. Stanford University.

Pérez Suárez, R., López Menéndez, A.J. (1997): *Análisis de datos económicos II: Métodos inferenciales*. Madrid, Ed. Pirámide S.A.

---

Priestley, R. (1996): The arbitrage pricing theory, macroeconomic and financial factors, and expectations generating processes. *Journal of Banking & Finance*, n° 20, pp. 869-890.

Reinganum, M. (1981a): Misspecification of Capital Asset Pricing: Empirical Anomalies Based on Earnings' Yields and Market Values. *Journal of Financial Economics*, n° 9, marzo, pp.19-46.

Reinganum, M. (1981b): Empirical Tests of Multi-factor Pricing Model. The Arbitrage Pricing Theory: Some Empirical Results. *The Journal of Finance*, vol. 36, n° 2, mayo, pp. 313-321.

Reisman, H. (1988): A General Approach to the Arbitrage Pricing Theory (APT). *Econometrica*, vol. 56, n° 2, pp. 473-476.

Reisman, H. (1992): Reference Variables, Factor Structure, and the Approximate Multibeta Representation. *The Journal of Finance*, vol. 47, n° 4, pp. 1303-1314.

Roll, R. (1977): A Critique of the Asset Pricing Theory's Tests. Part I: On Past and Potential Testability of the Theory. *Journal of Financial Economics*, vol. 4, pp.129-176

---

Roll, R., Ross, S. (1980): An Empirical Investigation of the Arbitrage Pricing Theory. *The Journal of Finance*, vol. 35, nº 5, diciembre, pp.1073-1103.

Roll, R., Ross S. (1984): The Arbitrage Pricing Theory Approach to Strategic Portfolio Planning. *Financial Analysts Journal*, mayo-junio, pp.14-26.

Roll, R., Ross, S., (1994): On the Cross-sectional Relation between Expected Returns and Betas. *The Journal of Finance*, vol. 49, nº 1, pp. 101-121.

Ross, S. (1976): The Arbitrage Theory of Capital Asset Pricing. *Journal of Economic Theory*, nº 13, pp. 341-360.

Ross, S. (1977): The Capital Asset Pricing Model (CAPM), Short-Sale Restrictions and Related Issues. *The Journal of Finance*, vol. 32, nº 1, pp. 177-183.

Rubio, G. (1986): Análisis multivariante del cero-beta CAPM: el Mercado Español de Capitales. *Revista Española de Economía*, nº 3, pp. 344-365.

Rubio, G. (1988): Further International Evidence on Asset Pricing. The case of the Spanish Capital Market. *Journal of Banking and Finance*, nº 12, pp. 221-242.

Rubio, G. (1989): An Empirical Evaluation of the Intertemporal Capital Asset Pricing Model: The Stock Market in Spain. *Journal of Business Finance & Accounting*, vol. 16, nº 5, pp. 729-743.

Ruiz-Maya, L., Martín Pliego, F. J. (1995): *Estadística II: Inferencia*. Madrid, Ed. AC.

Shanken, J. (1982): The Arbitrage Pricing Theory: Is it Testable?. *The Journal of Finance*, volumen 37, nº 5, diciembre, pp. 1129-1140.

Shanken, J. (1985a): Multivariate Tests of the zero-beta CAPM. *Journal of Financial Economics*, nº 14, pp. 327-348.

Shanken, J. (1985b): Multi-Beta CAPM or Equilibrium-APT?: A Reply. *The Journal of Finance*, vol. 40, nº 4, septiembre, pp. 1189-1195.

Shanken, J. (1987): Multivariate proxies and Asset Pricing Relations. Living with the Roll Critique. *Journal of Financial Economics*, nº 18, pp. 91-110.

Shanken, J. (1992): The Current State of the Arbitrage Pricing Theory. *The Journal of Finance*, vol. 47, nº 4, pp. 1569-1574.

Sharpe, W. (1963): A Simplified Model for Portfolio Analysis. *Management Science*, vol 9, nº 2, enero, pp. 277-293.

Sharpe, W. (1964). Capital Asset Prices. A Theory of Market Equilibrium Under Conditions of Risk. *The Journal of Finance*, vol. 19, nº 3, septiembre, pp. 425-442.

Sharpe, W. (1965): Risk-Aversion in the Stock Market: Some Empirical Evidence. *The Journal of Finance*, vol. 20, nº 3, pp. 416-422.

Sharpe (1976): Teoría de cartera y del mercado de capitales. Bilbao, Ed. Deusto.

Sharpe, W. (1991): Capital Asset Prices With and Without Negative Holding. *The Journal of Finance*, vol. 46, nº 2, pp. 489-509.

Sharpe, W., Alexander, G. (1990): *Investments*. Nueva Jersey, Ed. Prentice-Hall International.

Shukla, R., Trzcinka, Ch. (1990): Sequential Tests of the Arbitrage Pricing Theory: A Comparison of Principal Components and Maximum Likelihood Factors. *The Journal of Finance*, vol. 45, nº 5, pp. 1541-1564.

- Suárez Suárez, A. (1993): Decisiones óptimas de inversión y financiación en la empresa. Madrid, Ed. Pirámide.
- Szegö, G. P. (1980): Portfolio Theory with Application to Bank Asset Management. Nueva York, Ed. Academic Press Inc.
- Tobin, J. (1958): Liquidity Preference as Behavior Towards Risk. *The Review of Economic Studies*, vol. 25, febrero, pp.65-86.
- Torrecilla Fradejas, A. (1992): La inversión colectiva; en *Curso de Bolsa II*, Instituto de Analistas Financieros, Barcelona, Ed. Ariel, S.A., pp. 301-320.
- Treynor, J. L. (1965): How to Rate Management of Investment Funds. *Harvard Business Review*, enero-febrero, pp. 63-75.
- Trzcinka, Ch. (1986): On the Number of Factors in the Arbitrage Pricing Model. *The Journal of Finance*, vol. 41, nº 2, pp. 347-368.
- Uriel Jiménez, E., Gea Rosat, I. (1997): *Econometría aplicada*. Madrid, Ed. AC.
- Velu, R., Zhou, G. (1999): Testing multi-beta asset pricing models. *Journal of Empirical Finance*, nº 6, pp. 219-241.

Wei, K. C.J. (1988): An Asset Pricing Theory Unifying the CAPM and APT. The Journal of Finance, vol. 43, n° 4, pp. 881-892.

Zhou, G. (1999): Security factors as linear combinations of economic variables. Journal of Financial Markets, vol. 2, n° 4, pp.403-432.