

# RIESGO Y RENTABILIDAD EN MERCADOS DE TAMAÑO INTERMEDIO (el caso español)<sup>1</sup>

por Fernando Gómez-Bezares, José Antonio Madariaga y Javier Santibáñez  
Comunicación presentada al *III Foro de Finanzas*, Universidad Comercial de Deusto, Bilbao,  
Nov.-Dic. de 1.995

Publicado en Gómez-Bezares, F. y J. V. Ugarte, ed., *III Foro de Finanzas*, 1.995,  
págs. 697-731 y en *Análisis Financiero*, n° 78, Segundo cuatrimestre, 1.999, págs. 52-74

## I. Introducción

A la hora de adquirir un valor, existen tres características clásicas en las que nos hemos de fijar: Rentabilidad, riesgo y liquidez; supuesta la última<sup>2</sup>, la teoría financiera se ha centrado en la relación entre el riesgo y la rentabilidad. Trabajos pioneros en este campo pueden considerarse el de Markowitz (1952) y el de Arrow (1964)<sup>3</sup>. En los años sesenta se desarrolló el Modelo de Valoración de Activos de Capital, CAPM, de la mano de autores como Sharpe (1964), Lintner (1965) o Mossin (1966). Es bien conocido que este modelo defiende que, en equilibrio, los títulos deben rendir en función de su beta: la rentabilidad esperada ha de ser una función lineal positiva de la beta, que será la única medida del riesgo; además, el término independiente debe coincidir con el tipo de rentabilidad sin riesgo, y la pendiente con el premio por riesgo (diferencia entre la rentabilidad esperada del mercado y el tipo sin riesgo). Los estudios de principios de los setenta -Black, Jensen y Scholes (1972), Blume y Friend (1973), Fama y MacBeth (1973)- fueron coherentes con las principales predicciones del modelo: existe una relación lineal positiva entre las rentabilidades esperadas y el riesgo, cuya medida es la beta. Es cierto que la estimación del tipo sin riesgo o del premio por riesgo daba más problemas, pero éstos podían solucionarse gracias a la versión del CAPM aportada por Black

---

<sup>1</sup> Esta investigación se ha realizado con el apoyo de la Fundación Luis Bernaola y Bilbao Plaza Financiera.

<sup>2</sup> Tradicionalmente, en los modelos de valoración de activos, se ha supuesto que los títulos eran suficientemente líquidos, lo que no siempre es real, sobre todo en mercados pequeños y medianos. Luego volveremos sobre esto.

<sup>3</sup> Cuya primera versión se expuso en 1952.

(1972). En consecuencia, nos encontramos en una época de optimismo en cuanto al funcionamiento del modelo y a la eficiencia del mercado.

Pero pronto comenzaron las críticas al modelo, como la de Roll (1977), que pone en duda la posibilidad práctica de testar el CAPM. Por otro lado, estudios empíricos encuentran variables, que denominaremos “fundamentales”, que ayudan a estudiar la evolución de las rentabilidades, y por lo tanto, parecen aproximaciones interesantes al riesgo: así, Banz (1981) encontró que el valor de mercado de una empresa (efecto tamaño), completaba la explicación de las rentabilidades medias cross-seccionales dada por las betas. Basu (1983) muestra que el PER ayuda a la explicación de las citadas rentabilidades, en tests que incluyen el tamaño y la beta. Bhandari (1988) observa que el leverage es una variable explicativa de las rentabilidades, incluso introduciendo en los tests el tamaño y la beta. Ya en los noventa, Chan, Hamao y Lakonishok (1991) encuentran un papel relevante de las variables “valor en libros entre valor de mercado” y “cash-flow entre precio” a la hora de explicar las rentabilidades medias, mientras Fama y French (1992) observan que las variables “valor en libros entre valor de mercado” y “valor de la empresa” son interesantes para explicar las rentabilidades medias.

La aparición de medidas del riesgo diferentes de la beta nos lleva, forzosamente, a recordar la teoría de valoración por arbitraje, APT, de Ross (1976), que propone que la rentabilidad esperada de un activo será función de varias betas (que medirán diferentes riesgos). El APT ha tenido contrastaciones empíricas favorables, como la de Roll y Ross (1980), y algunas críticas, como las de Shanken (1982b y 1985), sin que esté todavía muy clara su utilidad práctica. Sin embargo, la idea de riesgo multidimensional coincide con los planteamientos de Chan, Hamao y Lakonishok (1991) o Fama y French (1992).

El trabajo de Fama y French (1992) ha tenido una importante repercusión, tanto en el mundo académico como entre los profesionales de la gestión de carteras, aunque también ha sido criticado. Así, Kothari, Shanken y Sloan (1992), ponen en duda sus resultados. Sin embargo, Fama y French (1993a y 1993b) han seguido trabajando en la línea del riesgo multidimensional.

Otra línea de crítica al CAPM, muy relacionada con todo lo anterior, es que numerosos estudios han encontrado que la relación entre las betas y las rentabilidades medias es demasiado baja, prácticamente nula. El tema no es nuevo, pues ya lo detectó, por ejemplo, Reinganum (1981), y ha sido confirmado por Fama y French (1992). La cuestión es de suma importancia, puesto que si no hay relación entre las rentabilidades medias y las betas, el CAPM no tiene ningún sentido<sup>4</sup>. Kothari, Shanken y Sloan (1992) han criticado también en este punto las conclusiones de Fama y French (1992), debido al bajo poder de los tests utilizados. Por otro lado, en nuestra opinión, la propia estimación que estos estudios hacen de las betas no tiene por qué coincidir con la que hacen los agentes económicos, lo que justificaría algunos malos resultados<sup>5</sup>. También Roll y Ross (1994) comentan los resultados de Fama y French (1992), y

---

<sup>4</sup> Podría alegarse que el problema no viene del CAPM, sino de la falta de eficiencia del mercado; pero, en cualquier caso, llegaríamos a que el CAPM no sirve.

<sup>5</sup> Aunque somos conscientes de que esta opinión, llevada al extremo, nos conduciría a una situación de práctica incontrastabilidad del CAPM, al no poder conocer nunca la estimación de las betas que utilizan los agentes.

no les parecen extraños, al utilizarse aproximaciones a la cartera de mercado que no son eficientes ex-ante.

Vemos, tras este rápido repaso de algunos trabajos fundamentales, que en el mundo académico existe la polémica, que podríamos resumir de la siguiente manera: ¿son las betas del Modelo de Mercado una buena medida del riesgo? ¿existen otras medidas alternativas? Y, en caso de que la beta sea una buena medida, ¿se cumplen el resto de predicciones del CAPM? Y si hay varias betas, ¿podemos aceptar el APT? A estas preguntas se ha tratado de responder con numerosos estudios, algunos de ellos citados anteriormente, y la mayoría se han realizado en las bolsas más importantes del mundo. En los mercados grandes es posible coger un número importante de títulos para estudiar la relación entre riesgo y rentabilidad, pero en los pequeños esto no es posible. En mercados de tamaño intermedio, como el español, el número de títulos con cotización frecuente y volumen de contratación aceptable es bastante reducido, como luego veremos, lo que obliga a adaptar la metodología usual en este tipo de contrastes. En nuestra opinión, sólo si los títulos cotizan con frecuencia y se contratan en un volumen importante podemos hablar realmente de títulos valorados con eficiencia, y sólo en esos casos merece la pena hacerse preguntas en torno al CAPM o APT.

Ante lo intenso de la polémica, el importante desarrollo de las diferentes metodologías y la escasez de estudios que apliquen esas metodologías a mercados intermedios, y concretamente al caso español<sup>6</sup>, nos animamos a realizar un estudio suficientemente completo, cuyo resumen puede encontrarse en Gómez-Bezares, Madariaga y Santibáñez (1994), y del que comentaremos a continuación sus elementos más importantes. Pero antes nos gustaría adelantar las conclusiones más relevantes de nuestro estudio: en el caso español, y con una muestra de las principales empresas de ese mercado, en un periodo que va desde 1959 hasta 1993, podemos concluir que existe relación entre las rentabilidades medias y las betas, sobre todo en los últimos periodos, y que no podemos rechazar el CAPM. La búsqueda de otras variables para medir el riesgo ha sido infructuosa, y parece que tendríamos que rechazar el APT. Finalmente, utilizando rentabilidades anuales, los resultados son esperanzadores, y el funcionamiento del CAPM mejora considerablemente. Esto nos lleva a confirmar el fenómeno, ya observado entre otros por Kothari, Shanken y Sloan (1992), de que el periodo anual da buenos resultados en el contraste del CAPM, y habrá que seguir investigando sobre cuál es el horizonte de inversión más adecuado, así como en la influencia que las fricciones tienen en los periodos cortos.

## II. Los datos

En nuestro estudio, hemos considerado dos periodos diferentes para el análisis, el que va desde 1959 a 1988, y el que va de Agosto de 1990 a Agosto de 1993. La razón de la elección de estos dos periodos es bastante clara: comenzamos nuestro análisis en 1959, dado que en ese año comenzó una época nueva para la economía española, que la llevó por una senda de desarrollo bastante importante; y terminamos en 1988, pues ese es el último año en el que los títulos más importantes del mercado español se contrataban de viva voz. En 1989 comenzó a

---

<sup>6</sup> Aunque sí ha habido algunos interesantes, como el de Palacios (1973), Bergés (1984) o Rubio (1988).

funcionar el “mercado continuo”, que conecta informáticamente las diferentes bolsas españolas. Los títulos se fueron incorporando de manera paulatina a este mercado, así en Agosto de 1990 ya había una muestra suficientemente representativa. Es por eso que el último periodo de análisis va de Agosto del noventa a ese mismo mes de 1993. Sin duda, en estudios posteriores este análisis del “mercado continuo” podrá ampliarse temporalmente.

Respecto a la elección de los títulos, hemos considerado de suma importancia que tales valores reflejaran en su cotización lo más rápidamente posible la información disponible (Fama, 1970), y para ello es importante que tengan alta frecuencia de contratación y con elevados volúmenes; también es interesante que el valor de capitalización bursátil sea importante. Para conseguir esto, partimos, para el periodo 1959-1988, de la selección efectuada para construir el “Índice largo de la Bolsa de Madrid”. Los valores que componen dicho índice cumplen con exigentes condiciones respecto a volumen y frecuencia de contratación, y representan, según los años, aproximadamente un 80% del valor de capitalización bursátil de la Bolsa de Madrid (que, a su vez, en 1989 representaba alrededor del 80% de la capitalización bursátil española). Finalmente, se seleccionaron 42 títulos, los que aparecían con mayor frecuencia en el citado índice durante el periodo considerado<sup>7</sup>. Los títulos escogidos pueden verse en el cuadro 1.

Para el periodo 1990-1993, se hizo una nueva selección, partiendo de los 200 títulos con mayor volumen de contratación, y haciendo una segunda selección según su frecuencia de contratación. Así, llamando  $n_i$  al número de días hábiles de cada año, se formaron dos grupos:

- Grupo 1, compuesto por los títulos que cotizaron más de  $n_i - 4$  días.
- Grupo 2, compuesto por los títulos que cotizaron más de  $n_i - 20$  días<sup>8</sup>.

Los títulos escogidos pueden verse en el cuadro 2, y son 35 en el primer grupo, y 29 en el segundo.

A la vista de todo lo anterior, puede verse con claridad que el número de títulos es relativamente pequeño, sobre todo si lo comparamos con el número utilizado en los contrastes más conocidos. Pensamos que en un mercado “de tamaño intermedio” como el español, es difícil encontrar más títulos “realmente valorados por las fuerzas del mercado con la suficiente frecuencia”.

Dados los títulos, pasamos a calcular las rentabilidades mensuales para el primer periodo (360 en total), y las mensuales (36) y semanales (160) para el segundo. También se recogió información sobre datos de los balances y cuentas de resultados de las citadas empresas para construir el banco de “variables fundamentales”. Estos datos contables se tomaron con

---

<sup>7</sup> Para más detalles sobre la selección, puede acudirse a Gómez-Bezales, Madariaga y Santibáñez (1994), o a las fuentes que allí se citan. Puede ser interesante señalar que los títulos seleccionados representan, como promedio, el 80% del valor de capitalización del índice. Puede argumentarse que este sistema de selección da lugar a un “sesgo de supervivencia”, lo que es cierto. Realmente, nuestras conclusiones son “realmente aplicables” a los títulos más importantes de la bolsa española, que permanecen en el mercado durante un tiempo suficientemente largo.

<sup>8</sup> Y no están en el primer grupo.

periodicidad anual, y se supusieron disponibles para los inversores en julio del año siguiente al que corresponden los datos<sup>9</sup>. Las variables construidas, inspiradas en las empleadas por Chan, Hamao y Lakonishok (1991) y Fama y French (1992), fueron: Activo/Libros<sup>10</sup>, Bº/Precio<sup>11</sup>, Libros/Mercado<sup>12</sup>, Valor<sup>13</sup> y Cash/Precio<sup>14</sup>. También se recogieron datos del tipo de interés sin riesgo y de variables económicas, inspiradas en el trabajo de Roll y Ross (1984)<sup>15</sup>. La utilidad de cada una de estas variables se irá viendo en las siguientes páginas.

### III. Estudio con las rentabilidades

Dado que el primer periodo de estudio era demasiado largo (30 años), lo dividimos en seis subperiodos de cinco años cada uno<sup>16</sup>. Con estos seis subperiodos, el periodo total (59-88) y el último periodo (90-93), hicimos algunos estudios con las rentabilidades, que empiezan con el estudio de la forma de la distribución, siguen con el análisis de la diversificación, y terminan con el Modelo de Mercado.

La forma de las distribuciones de rentabilidad resulta bastante crítica en muchos modelos financieros, que se basan implícita o explícitamente en su normalidad. Es por eso que comenzamos nuestro estudio preguntándonos si se podía aceptar que las distribuciones de rentabilidad eran normales para los títulos y el periodo considerados. Aplicamos tests de asimetría, curtosis, rango estudentizado y Shapiro-Wilk (1965). La conclusión es que con rentabilidades mensuales se da cierta asimetría a la derecha y cierta leptocurtosis, lo que es coherente con otros estudios sobre el tema, sin embargo, aunque con ciertas dificultades, podemos aceptar la normalidad de dichas distribuciones, como también hace Fama (1976). Para el caso de rentabilidades semanales (periodo 90-93), las dificultades para aceptar la normalidad son mayores, pero no insalvables.

En los actuales modelos financieros de valoración de activos (tanto CAPM como APT), juega un papel fundamental la existencia de un riesgo diversificable. Es por eso que nos

<sup>9</sup> Véase Fama y French (1992).

<sup>10</sup> Cociente entre los valores contables del Activo de la empresa y de sus fondos propios. En el periodo 1990-1993 se utilizó el ratio Activo/Mercado, donde el denominador es el valor de mercado de los fondos propios.

<sup>11</sup> Cociente entre el beneficio y el valor de mercado de los fondos propios.

<sup>12</sup> Cociente entre los valores contable y de mercado de los fondos propios.

<sup>13</sup> Valor de Capitalización bursátil, frecuentemente denominado "tamaño". En la práctica, trabajamos con el logaritmo neperiano de esta variable, dada su importante asimetría.

<sup>14</sup> Cociente entre el cash-flow y el valor de los fondos propios en el mercado.

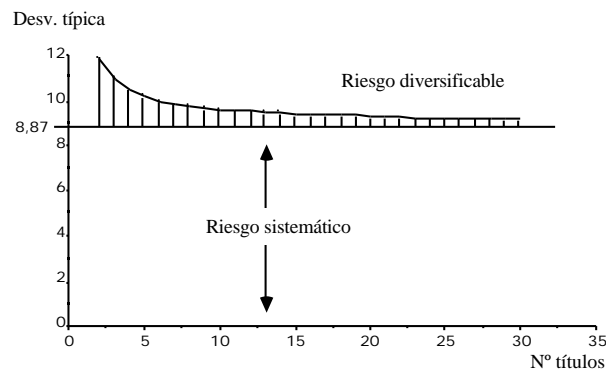
<sup>15</sup> Roll y Ross hablan de variables como: cambios no anticipados en la inflación, cambios no anticipados en la producción industrial, cambios no anticipados en el diferencial de rentabilidad entre los bonos de alto y bajo riesgo, cambios no anticipados en el diferencial entre tipos a largo y corto plazo; que luego pueden utilizarse para identificar los factores del APT. Nosotros las aproximamos de diferentes maneras, según los datos disponibles, pero no descenderemos a más detalles, dado que su utilidad práctica fue muy pequeña.

<sup>16</sup> Fama (1976) considera que con rentabilidades mensuales, y para el estudio del CAPM, el periodo ideal es de 5 a 7 años, debido a los problemas de estabilidad de la beta para periodos más largos.

preguntamos con cuántos títulos era posible conseguir la eliminación de ese riesgo. Fama (1976) señala que en el mercado norteamericano, con unos 20 títulos tomados al azar, el riesgo diversificable puede considerarse eliminado. Para estudiar este tema en nuestro caso, nos centramos primero en el subperiodo 84-88, comparando el promedio de riesgo de carteras de 2, 3, 4, ... hasta 39 títulos, con el riesgo de la cartera de mercado no ponderada, cuyos resultados pueden verse en la Figura 1. La diferencia entre el promedio de riesgo y el riesgo de la cartera de mercado es nuestra estimación del riesgo diversificable. Como puede verse, la disminución del riesgo por diversificación es pequeña a partir de 5 ó 6 valores, y mínima a partir de 10.

Figura 1

Mercado de corros: Diversificación del riesgo en el periodo 84-88 (rentabilidades mensuales). Se considera como "riesgo sistemático" el asociado a la cartera de mercado no ponderada.



En el análisis para el periodo 90-93, las conclusiones son similares, tal como puede verse en la Figura 2.

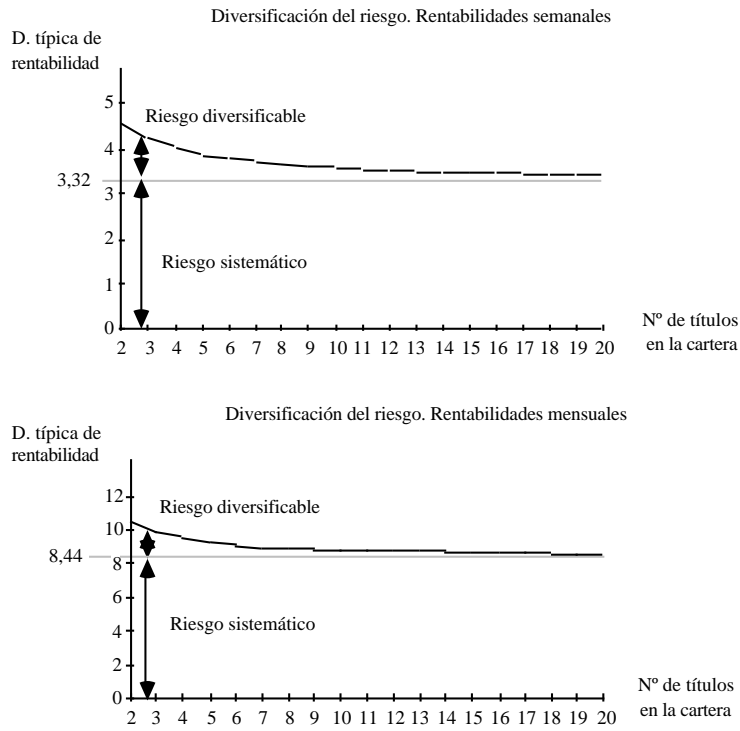
Muy relacionado con la idea de la existencia de un riesgo diversificable, y, por lo tanto, también de un riesgo sistemático, está el Modelo de Mercado. Este modelo, en su versión más simple y también más utilizada, propone una regresión entre la rentabilidad del título y la del mercado, que nosotros mediremos por la rentabilidad de la cartera compuesta por el conjunto de los títulos que manejamos igualmente ponderados ( $R^*$ . Llamaremos a la cartera así construida "cartera de mercado no ponderada"). Aplicando la siguiente fórmula:

$$R_{it} = \alpha_i + \beta_i R_t^* + \epsilon_{it} \quad [1]$$

estimamos los parámetros de regresión ( $\alpha$  y  $\beta$ ), donde los segundos, las betas, representan la medición del riesgo sistemático de los títulos. En el cuadro 1 pueden verse los resultados para el periodo 59-88, y en el cuadro 2 los del 90-93<sup>17</sup>, obtenidos siempre por mínimos cuadrados ordinarios.

Figura 2

Mercado Continuo: Diversificación del riesgo en el periodo 90-93 (rentabilidades semanales y mensuales). Se considera como “riesgo sistemático” el asociado a la cartera de mercado no ponderada.



<sup>17</sup> Se hicieron diferentes aproximaciones, con distintas carteras de mercado, definiendo el modelo en rentabilidades o en excesos sobre el tipo sin riesgo, etc. Con resultados muy similares.

Posteriormente, realizamos pruebas sobre la significación de las betas (normalmente bastante alta) y sobre su estabilidad (Chow, 1960), que en periodos cortos puede considerarse suficiente, pudiendo llegar a aceptarse en las tres cuartas partes de los títulos en el periodo largo: 1959-1988. Por lo que se refiere a la capacidad explicativa del modelo, ronda el 35% en el periodo 59-88, y es superior en el 90-93.

Para analizar el fenómeno de la negociación asincrónica se compararon las betas que subían o bajaban según si la estimación era semanal o mensual (sólo en el segundo periodo). Parecería lógico que las betas semanales sean inferiores a las mensuales en los títulos con menor movimiento (grupo 2)<sup>18</sup>.

Y así sucede, aunque dado que las diferencias son pequeñas, habrá que pensar que el fenómeno de negociación asincrónica no es importante. Lo que no nos sorprende, dadas las exigentes condiciones impuestas en la selección de los títulos.

#### IV. Contraste del CAPM

El Capital Asset Pricing Model -CAPM-, también conocido como modelo de Sharpe-Lintner<sup>19</sup>, propugna que la rentabilidad esperada de un título es una función lineal de su beta (que será la única medida del riesgo); concretamente, se dará la siguiente función lineal:

$$E(R_i) = R_0 + [E(R^*) - R_0] \beta_i \quad [2]$$

donde  $E(R_i)$  es el valor esperado de rentabilidad para el título  $i$  en el periodo considerado, y  $\beta_i$  su riesgo sistemático medido por beta;  $R_0$  es la rentabilidad del título sin riesgo y  $E(R^*)$  el valor esperado de rentabilidad de la cartera de mercado. El modelo se obtiene fácilmente de una deducción matemática<sup>20</sup>, el problema viene a la hora de comprobar si la realidad responde a las predicciones del modelo.

El primer problema que se presenta para el contraste con datos reales es que la fórmula [2] es un modelo de expectativas, si introducimos la hipótesis de expectativas racionales, podemos testar en base a datos del pasado. Otro problema es la elección del periodo sobre el que medir las rentabilidades (día, semana, mes, año), así como el conjunto de periodos sobre los que vamos a aplicar el test. En este campo pensamos que queda bastante por investigar, y que hasta el momento la elección se ha hecho, normalmente, por conveniencia del analista. En nuestro caso, trabajamos con rentabilidades mensuales, que estudiábamos en seis grupos de cinco años (de 1959 a 1988); dejamos de momento el periodo 90-93. Un tercer problema es la elección de  $R^*$ . Ya hemos comentado que la aproximaremos por la cartera formada por los títulos que

<sup>18</sup> Hawawini (1983), Reilly y Wright (1988).

<sup>19</sup> Puede verse en Fama (1976) esta denominación.

<sup>20</sup> Puede encontrarse en cualquier manual sobre el tema, como el de Copeland y Weston (1988).



poseemos, introducidos con igual ponderación<sup>21</sup>. Otra dificultad viene por los numerosos problemas econométricos a los que da lugar la contrastación del modelo, pero esos ya los iremos viendo al comentar las distintas metodologías de contraste.

Comenzaremos por la metodología que Black, Jensen y Scholes (1972) denominan de Serie Temporal. Es fácil demostrar que, si se cumple el CAPM, y definimos el Modelo de Mercado en excesos sobre el tipo sin riesgo:

$$(R_{it} - R_{0t}) = \beta_i + \epsilon_i (R_t^* - R_{0t}) + \eta_{it} \quad [3]$$

los valores de  $\beta_i$ , para todos los títulos, deben ser cero. En su estudio, Black, Jensen y Scholes (1972), realizan una agrupación de títulos en carteras y luego proceden al contraste; en nuestro caso, y luego comentaremos esto con más detalle, no parecía conveniente la agrupación, dado el número total de títulos con los que contábamos (42 en total), por lo que optamos por un contraste individual para ver si se puede aceptar que las  $\beta_i$  son cero, y un contraste multivariante para ver si todas, simultáneamente, puede aceptarse que son cero. Los resultados del primero pueden verse en el cuadro 3, y los del multivariante, en el 4. A la vista de los mismos, podemos concluir que sólo algunos títulos se comportan fuera de lo previsto por el CAPM. Atendiendo a los resultados del test multivariante, éstos son más pesimistas, pero apoyarían la hipótesis de Sharpe-Lintner para los últimos periodos (para  $\alpha = 1\%$ ); y en cualquier caso, podrían ser coherentes con la hipótesis de Black (1972).

El contraste cross-seccional con medias, utilizado, entre otros, por Miller y Scholes (1972), consiste en estimar las betas para un periodo de tiempo  $y$ , después, realizar una regresión entre las rentabilidades medias y las betas:

$$\bar{R}_i = \alpha_0 + \beta_1 \beta_i + \epsilon_i \quad [4]$$

donde debe suceder, según la hipótesis de Sharpe-Lintner, que  $\alpha_0$  sea el tipo sin riesgo, y  $\beta_1$  el premio por riesgo de la cartera de mercado. Al aplicar la regresión propuesta [4] aparecen algunos problemas econométricos bien conocidos en la literatura: Heteroscedasticidad, Autocorrelación y Errores en las variables<sup>22</sup>. Para resolver este último problema, la existencia de errores de medición en las betas, Black, Jensen y Scholes (1972) propusieron una solución que se ha hecho clásica: la agrupación de títulos en carteras<sup>23</sup>. En nuestro caso, esta solución no era interesante, debido al reducido número de títulos de los que partíamos.

<sup>21</sup> Aparece aquí la conocida crítica de Roll (1977); si la cartera de mercado es eficiente, el CAPM funcionará, y no lo hará en caso contrario; al tener que usar aproximaciones, no debe extrañarnos que el CAPM funcione mal (Roll y Ross, 1994). Con todo, otros autores sostienen que los contrastes del CAPM son poco sensibles a la aproximación de cartera de mercado utilizada (por ejemplo, Stambaugh, 1982). Nosotros hemos utilizado diferentes aproximaciones, con resultados bastante similares.

<sup>22</sup> Black, Jensen y Scholes (1972) introducen otro que se ha comentado menos: los coeficientes aleatorios.

<sup>23</sup> Aunque también ha tenido, posteriormente, críticas (Lo y MacKinlay, 1990).

La consideración de los problemas econométricos citados nos llevó a emplear diferentes técnicas de estimación, como Mínimos Cuadrados Ordinarios (MCO)<sup>24</sup>, Mínimos Cuadrados Generalizados (MCG), que tiene en cuenta los problemas de heteroscedasticidad y autocorrelación, y Máxima Verosimilitud (MV), que considera la heteroscedasticidad y los errores en las variables<sup>25</sup>. En el cuadro 5 se presentan los principales resultados del contraste por las diferentes técnicas.

Para aceptar el CAPM en su versión clásica (Sharpe-Lintner) ha de cumplirse que el término independiente ( $\beta_0$ ) sea distinto de cero e igual al tipo sin riesgo, simultáneamente la pendiente ( $\beta_1$ ) también ha de ser distinta de cero e igual al premio por riesgo. Esto sólo sucede para la técnica de MCO (la más imperfecta), y en el periodo 84-88. Sin embargo, si sólo nos fijamos en la significatividad de la pendiente (lo que significa que existe un premio por riesgo, medido por beta), hay bastantes más casos en los que se acepta el CAPM<sup>26</sup>. Por otro lado, la no significatividad puede deberse a problemas de potencia de las pruebas (Kothari, Shanken y Sloan, 1992).

Frente a la metodología cross-seccional con medias, aparece la alternativa sin medias (Fama y MacBeth, 1973), que estima el siguiente modelo para cada mes:

$$R_{it} = \beta_0 + \beta_1 r_{ft} + \epsilon_{it} \quad [5]$$

Se realiza así un ajuste para cada mes, relacionando la rentabilidad  $R_{it}$  con la beta calculada en base a los cinco años anteriores. Dada la alta variabilidad de las estimaciones  $\beta$ , se realiza un promedio de las mismas para cada periodo de cinco años, lo que puede dar lugar a nuevos problemas de heteroscedasticidad y autocorrelación. En nuestro caso sí se da la heteroscedasticidad, pero no la autocorrelación. Por otro lado, la estimación de los parámetros de la ecuación [5] tiene los ya conocidos problemas de heteroscedasticidad, autocorrelación y errores en las variables<sup>27</sup>, que se podrían tratar por los métodos MCG y MV, sin embargo, nosotros hemos optado en este caso por utilizar MCO. El resultado debe dar  $\beta_0$  igual al tipo sin riesgo, y  $\beta_1$  igual al premio por riesgo, para que se cumpla la hipótesis de Sharpe-Lintner. Los resultados pueden verse en el cuadro 6.

Desde un punto de vista estricto (es necesaria la significatividad e igualdad de los parámetros a sus valores teóricos), no se cumpliría el CAPM. También aplicamos la metodología de Litzenberger y Ramaswamy (1979) para el cálculo de las medias, con resultados similares.

En resumen, la metodología de Serie Temporal, que es la que menos problemas econométricos tiene, da resultados relativamente buenos, siendo peores los de la cross-seccional con medias, y todavía peores cuando aplicamos la metodología de Fama y MacBeth. Detrás de todo esto puede estar, sin duda, el problema de la “potencia estadística” de las

<sup>24</sup> Que no considera ninguno de los problemas citados.

<sup>25</sup> Inspirada en la idea de Litzenberger y Ramaswamy (1979).

<sup>26</sup> Nuestros resultados resultan bastante coherentes con la hipótesis de Black (1972).

<sup>27</sup> El problema de los coeficientes aleatorios se resuelve implícitamente en la metodología de Fama y MacBeth (1973).

pruebas utilizadas, que lleva a aceptar con mucha facilidad la no significatividad de los parámetros. Por otro lado, la forma de cálculo de la beta (contemporánea en el contraste con medias y con datos del pasado en el de sin medias) es en cualquier caso discutible, e influye sin duda en el resultado del contraste.

En el contraste para el periodo 90-93 se utilizaron idénticas metodologías a las ya descritas para el contraste de Serie Temporal, con resultados muy similares. Para los contrastes cross-seccionales, se amplió el aparato econométrico con nuevos estimadores, como el Estimador Máximo Verosímil suponiendo Betas Fijas<sup>28</sup>, el Estimador por Mínimos Cuadrados Generalizados Corregido<sup>29</sup> y el de Shanken<sup>30</sup>. La utilización de las diferentes metodologías con distintos sistemas de estimación, dos grupos distintos de títulos y el conjunto de ambos, y rentabilidades semanales y mensuales, da lugar a muchas páginas de cuadros, imposibles de reproducir aquí, y que aparecen resumidas en Gómez-Bezares, Madariaga y Santibáñez (1994). Las conclusiones son que la metodología con medias nos lleva a rechazar la versión de Sharpe-Lintner, pero sus resultados pueden ser más coherentes con la versión de Black (1972). La metodología sin medias, dada la escasa potencia estadística de los estimadores, nos lleva a aceptar cualquier hipótesis.

Para concluir esta parte queremos comentar que realizamos un contraste en base a datos anuales para el periodo 59-88. Calculadas las rentabilidades anuales y sus betas, se procedió al contraste del CAPM por la metodología cross-seccional y por Serie Temporal, con resultados que confirman claramente el CAPM.

## V. Utilización de otras variables explicativas

Incluiremos en este punto un resumen muy breve de un trabajo muy amplio de búsqueda de variables que completaran la explicación de las rentabilidades medias ofrecida por las betas, y que ya adelantamos que resultó infructuosa.

Estudios clásicos sobre la materia han introducido el cuadrado de beta y el riesgo diversificable como variables explicativas de las rentabilidades medias (lo que pondría en duda la linealidad del modelo, si la primera fuera significativa, o la retribución sólo del riesgo sistemático, si lo fuera la segunda). La conclusión es que se puede rechazar la significatividad del cuadrado de beta en nuestro caso, pero no la del riesgo diversificable. Sin embargo, entendemos que esto puede explicarse por la elevada correlación entre el riesgo sistemático y el diversificable, lo que provocaría problemas de multicolinealidad; además de la explicación que a este fenómeno dan Miller y Scholes (1972) en base a la asimetría de las distribuciones.

---

<sup>28</sup> Que aborda los problemas de errores en las variables y de heteroscedasticidad, suponiendo betas fijas. Puede verse, entre otros, en Fuller (1987, págs. 124 y ss).

<sup>29</sup> Este estimador aborda, con la estimación puntual MCG, la heteroscedasticidad y la autocorrelación, e introduce una corrección en la varianza de los estimadores para considerar los problemas de errores en las variables y coeficientes aleatorios.

<sup>30</sup> Que aborda los mismos problemas que el anterior, excepto el de los coeficientes aleatorios, que se elimina en la metodología de Fama y MacBeth (1973). Véase Shanken (1982a).

La segunda opción fue la introducción de las que antes hemos denominado variables fundamentales. Con estas variables hemos utilizado metodologías tanto de Serie Temporal como cross-seccionales. Para la primera se ajustó la siguiente ecuación:

$$R_{it} - R_{0t} = \alpha_i + \beta_i (R_t^* - R_{0t}) + \beta_{1i} (\text{Fundamental}_{1it}) + \beta_{2i} (\text{Fundamental}_{2it}) + \dots + \beta_{ki} \text{it} \quad [6]$$

donde hay que estudiar si los parámetros  $\beta_{ji}$  son significativos. El método econométrico utilizado fue la metodología SUR (Seemingly Unrelated Regression), con y sin restricciones<sup>31</sup>. También se aplicaron contrastes cross-seccionales, con y sin medias, por diferentes metodologías. Los resultados para el periodo 59-88 pueden verse en el cuadro 7.

A la vista del cuadro podemos ver que hay variables que influyen en determinados periodos, e incluso que se mantienen por las diferentes metodologías, pero ninguna tiene una suficiente constancia temporal como para pensar que va a seguir influyendo en el futuro. Por otro lado, los signos son en general poco coherentes con la lógica y con los obtenidos por Chan, Hamao y Lakonishok (1991) o Fama y French (1992)<sup>32</sup>. La conclusión de todo esto es que las variables fundamentales no nos ayudan a mejorar la explicación dada por el CAPM clásico.

Una tercera opción de mejora de la explicación dada por el CAPM es la utilización del APT, desarrollado por Ross (1976). Partiendo del Modelo Factorial:

$$R_{it} = E(R_i) + \beta_{1i} F_{1t} + \beta_{2i} F_{2t} + \dots + \beta_{ki} F_{kt} + \text{it} \quad [7]$$

(donde llamamos  $F_{jt}$  al valor que toma el factor  $j$  en el momento  $t$ , y las betas son los coeficientes), éste se obtiene normalmente por análisis factorial (Roll y Ross, 1980), aunque también puede aplicarse, como hemos hecho nosotros, la técnica de componentes principales (Shukla y Trzcinka, 1990). Del Modelo Factorial, y aplicando el argumento de arbitraje, puede llegarse a la ecuación [8]<sup>33</sup>.

$$E(R_i) = r_f + \beta_{1i} \lambda_1 + \beta_{2i} \lambda_2 + \dots + \beta_{ki} \lambda_k \quad [8]$$

donde  $r_f$  debe ser el tipo sin riesgo, y el resto de  $\lambda_j$  serán premios por riesgo.

Para contrastar el APT hay que volver a apelar, como hacíamos en el caso del CAPM, a la hipótesis de expectativas racionales, pues así puede testarse en base a datos del pasado. Supuesto esto, procederemos a estimar el Modelo Factorial [7], para después hacer un estudio

<sup>31</sup> La utilización de SUR con restricciones, que es la que aplican Chan, Hamao y Lakonishok (1991), supone que la influencia de cada variable fundamental en todos los títulos es la misma. En nuestro caso, aceptar eso no parece lógico, al aplicar pruebas de hipótesis, pero los resultados de la metodología SUR sin restricciones llevan a resultados confusos e inutilizables, pues la influencia de las fundamentales no es consistente ni entre títulos, ni entre sectores, ni entre periodos. Esto nos lleva a aplicar SUR con restricciones.

<sup>32</sup> El estudio del periodo 90-93 no mejora la situación.

<sup>33</sup> Puede verse esto en cualquier manual de teoría financiera, como el conocido de Copeland y Weston (1988).

cross-seccional. En el periodo 59-88, (con sus seis subperiodos), optamos por usar la metodología con medias (Miller y Scholes, 1972) y en el periodo 90-93, utilizamos, además, la metodología sin medias (Fama y MacBeth, 1973). En ambos casos conservamos cuatro factores y al proceder al estudio cross-seccional, vimos que a lo más que podríamos llegar es a una aceptación unibeta del APT, lo que nos devolvería al CAPM. Por otro lado, respecto a la interpretación de los factores, sólo el primero es claro, pues casi coincide con la rentabilidad de la cartera de mercado (lo que nuevamente nos lleva al CAPM)<sup>34</sup>.

## VI. Conclusiones

Dos motivos nos animaron a realizar la investigación de la que este artículo es un breve resumen: en primer lugar, la intensa polémica entre investigadores favorables y no favorables al CAPM, que ha dado lugar a una intensa investigación sobre otras formas de medir el riesgo o los diferentes tipos de riesgo sistemático. Por otro lado, nos parecía interesante aplicar las diferentes metodologías a un mercado de tamaño intermedio como el español, y ver cómo respondía este mercado a las predicciones de los diferentes modelos.

Pero hay un segundo motivo, más práctico, y es que mercados como el español resultan cada vez más interesantes para la confección de carteras internacionales; sin embargo, los estudios empíricos son escasos. Tal vez estudios como el nuestro resulten útiles para los inversores extranjeros.

La conclusión fundamental de nuestro estudio es que no hay razones para rechazar el CAPM, y menos la utilización de beta como medida del riesgo. Con todo, los métodos de contraste que tenemos resultan muy poco precisos, aunque el aparato estadístico empleado sea muy importante. La utilización de “variables fundamentales” no parece clara en el mercado español, y aunque influyen, es difícil interpretar esa influencia. El APT, al nivel que nosotros lo hemos estudiado, tampoco parece interesante en este mercado.

En definitiva, parece que en el mercado español, el CAPM puede seguir utilizándose, al menos en la valoración de los títulos más importantes, dado que aunque los resultados distan mucho de ser convincentes, éstos parece que van mejorando en los últimos periodos y no existen modelos alternativos que den mejores resultados.

Para terminar, quizá sea de interés para el inversor extranjero conocer algunos resultados del mercado español. En los cuadros 1 y 2, ya se han proporcionado estimaciones de beta para distintos títulos y periodos. En el cuadro 8 resumimos las estimaciones de las betas anuales, los resultados de los tests que justifican que con datos anuales el CAPM se cumple en el periodo 59-88, y los valores teóricos y empíricos de la ordenada en el origen (tipo sin riesgo) y de la pendiente (premio por riesgo) para ese periodo.

---

<sup>34</sup> Habiendo resultado infructuosos los intentos de explicación de los factores en base a las variables de Roll y Ross (1984).

Además añadimos, en el cuadro 9 una relación de los títulos sobrevalorados e infravalorados en el mercado español, según el CAPM.

Para terminar, si posteriores estudios confirman el buen funcionamiento del CAPM con datos anuales, tendremos que replantearnos el periodo básico de análisis en el futuro.

## Bibliografía

- ARROW, K.J. (1964): "The role of securities in the optimal allocation of risk-bearing", *Review of economic studies*, Abril, págs. 91-96.
- BANZ, R.W. (1981): "The relationship between return and market value of common stocks", *Journal of financial economics*, Marzo, págs. 3-18.
- BASU, S. (1983): "The relationship between earnings yield, market value and return for NYSE common stocks: further evidence", *Journal of financial economics*, 12, págs. 129-156.
- BERGES, A. (1984): *El mercado español de capitales en un contexto internacional*, Ministerio de Economía y Hacienda, Madrid.
- BHANDARI, L.C. (1988): "Debt/equity ratio and expected common stock returns: empirical evidence", *Journal of finance*, 43, págs. 507-528.
- BLACK, F. (1972): "Capital market equilibrium with restricted borrowing", *Journal of business*, Julio, págs. 444-455.
- BLACK, F., M.C. JENSEN and M. SCHOLES (1972): "The capital asset pricing model: some empirical tests", en Jensen, ed., *Studies in the theory of capital markets*, Praeger, Nueva York, págs. 79-121.
- BLUME, M.E. and I. FRIEND (1973): "A new look at the capital asset pricing model", *Journal of finance*, Marzo, págs. 19-33.
- COPELAND, T.E. and J.F. WESTON (1988): *Financial theory and corporate policy*, Addison-Wesley, Reading, Massachusetts, 3ª ed.
- CHAN, L.K.C., Y. HAMAOKA and J. LAKONISHOK (1991): "Fundamentals and stock returns in Japan", *Journal of finance*, Diciembre, págs. 1739-1764.
- CHOW, G.C. (1960): "Tests of equality between sets of coefficients in two linear regressions", *Econometrica*, Vol. 28, nº 3, págs. 591-605.
- FAMA, E.F. (1970): "Efficient capital markets: a review of theory and empirical work", *Journal of finance*, Mayo, págs. 383-417.
- FAMA, E.F. (1976): *Foundations of finance*, Basic books, Nueva York.

- FAMA, E.F. and K.R. FRENCH (1992): "The cross-section of expected stock returns", *Journal of finance*, Junio, págs. 427-465.
- FAMA, E.F. and K.R. FRENCH (1993a): "Common risk factors in the returns on stocks and bonds", *Journal of financial economics*, 33, Febrero, págs. 3-56.
- FAMA, E.F. and K.R. FRENCH (1993b): *Size and book-to-market factors in earnings and returns*, Working paper, Center for research in security prices, Septiembre, Universidad de Chicago.
- FAMA, E.F. and J.D. MacBETH (1973): "Risk, return and equilibrium: empirical tests", *Journal of political economy*, Mayo-Junio, págs. 607-636.
- FULLER, W.A. (1987): *Measurement error models*, John Wiley & Sons, Nueva York.
- GOMEZ-BEZARES, F., J.A. MADARIAGA y J. SANTIBAÑEZ (1994): *Valoración de acciones en la bolsa española. Un análisis de la relación entre la rentabilidad y el riesgo*, Desclée de Brouwer, Bilbao.
- HAWAWINI, G.A. (1983): "Why beta shifts as the return interval changes", *Financial analysts journal*, Mayo-Junio, págs. 73-77.
- KOTHARI, S.P., J. SHANKEN and R.G. SLOAN (1992): *Another look at the cross-section of expected stock returns*, Working paper, Bradley policy research center, Diciembre, Universidad de Rochester, New York.
- LINTNER, J. (1965): "The valuation of risk assets and the selection of risky investments in stock portfolios and capital budgets", *Review of economics and statistics*, Febrero, págs. 13-37.
- LITZENBERGER, R.H. and K. RAMASWAMY (1979): "The effect of personal taxes and dividends on capital asset prices: theory and empirical evidence", *Journal of financial economics*, Junio, págs. 163-195.
- LO, A.W. and A.C. MacKINLAY (1990): "Data-snooping biases in tests of financial asset pricing models", *Review of financial studies*, 3, págs. 431-467.
- MARKOWITZ, H. (1952): "Portfolio selection", *Journal of finance*, Marzo, págs. 77-91.
- MILLER, M.H. and M. SCHOLLES (1972): "Rates of return in relation to risk: a re-examination of some recent findings", en Jensen, ed., *Studies in the theory of capital markets*, Praeger, Nueva York, págs. 47-78.
- MOSSIN, J. (1966): "Equilibrium in a capital asset market", *Econometrica*, Octubre, págs. 768-783.
- PALACIOS, J. (1973): *The stock market in Spain: test of efficiency and capital market theory*, Tesis doctoral no publicada, Stanford University.

- REILLY, F.K. and D.J. WRIGHT (1988): "A comparison of published betas", *Journal of portfolio management*, Primavera, págs. 64-69.
- REINGANUM, M.R. (1981): "A new empirical perspective on the CAPM", *Journal of financial and quantitative analysis*, 16, págs. 439-462.
- ROLL, R. (1977): "A critique of the asset pricing theory's tests", *Journal of financial economics*, Marzo, págs. 129-176.
- ROLL, R. and S.A. ROSS (1980): "An empirical investigation of the arbitrage pricing theory", *Journal of finance*, Diciembre, págs. 1073-1103.
- ROLL, R. and S.A. ROSS (1984): "The arbitrage pricing theory approach to strategic portfolio planning", *Financial analysts journal*, Mayo-Junio, págs. 14-26.
- ROLL, R. and S.A. ROSS (1994): "On the cross-sectional relation between expected returns and betas", *Journal of finance*, Marzo, págs. 101-121.
- ROSS, S.A. (1976): "The arbitrage theory of capital asset pricing", *Journal of economic theory*, Diciembre, págs. 341-360.
- RUBIO, G. (1988): "Further international evidence on asset pricing. The case of the Spanish Capital Market", *Journal of banking and finance*, 12, págs. 221-242.
- SHANKEN, J. (1982a): *An analysis of the traditional risk-return model*, Unpublished doctoral dissertation, Graduate School of Business, Carnegie-Mellon University, Pittsburgh, PA.
- SHANKEN, J. (1982b): "The arbitrage pricing theory: is it testable?", *Journal of finance*, Diciembre, págs. 1129-1140.
- SHANKEN, J. (1985): "Multi-beta CAPM or equilibrium-APT?: a reply", *Journal of finance*, Septiembre, págs. 1189-1196.
- SHAPIRO, S.S. and M.B. WILK (1965): "An analysis of variance test for normality", *Biometrika*, Diciembre, págs. 591-611.
- SHARPE, W.F. (1964): "Capital asset prices: A theory of market equilibrium under conditions of risk", *Journal of finance*, Septiembre, págs. 425-442.
- SHUKLA, R. and C. TRZCINKA (1990): "Sequential tests of the arbitrage pricing theory: a comparison of principal components and maximum likelihood factors", *Journal of finance*, Diciembre, págs. 1541-1564.
- STAMBAUGH, R.F. (1982): "On the exclusion of assets from tests of the two-parameter model: a sensitivity analysis", *Journal of financial economics*, Noviembre, págs. 237-268.



Cuadro 1

Mercado de corros (periodo 59-88): Modelo de Mercado. Estimación puntual de las betas con la técnica de Mínimos Cuadrados Ordinarios, a partir de la cartera de mercado no ponderada, y sobre el modelo definido en rentabilidades (mensuales).

Nº	TITULO	59-63	64-68	69-73	74-78	79-83	84-88	59-88
1	BANESTO	0,902	1,188	0,742	1,855	1,004	0,777	0,952
2	BILBAO	1,163	0,904	1,008	1,736	0,637	0,736	0,907
3	CENTRAL	0,638	0,866	0,772	1,445	0,833	0,662	0,804
4	EXTERIOR	1,386	1,475	1,046	1,256	0,546	0,885	0,905
5	HISPANO	0,946	1,294	0,751	1,263	0,562	1,088	0,946
6	POPULAR	0,831	1,498	1,056	1,521	1,056	0,960	1,059
7	VIZCAYA	1,045	0,860	1,068	1,719	0,810	0,882	0,997
8	FECSA	0,894	1,074	1,012	0,402	0,470	0,243	0,468
9	FENOSA	0,881	0,512	0,643	0,247	.	.	0,558
10	H.CANTABRICO	1,052	0,815	0,784	0,757	0,867	0,653	0,751
11	H.CATALUÑA	0,499	0,895	0,773	0,250	0,585	0,614	0,576
12	H.ESPAÑOLA	1,064	1,030	0,769	0,547	0,644	0,550	0,647
13	IBERDUERO	0,939	0,829	0,742	0,609	0,573	0,610	0,661
14	SEVILLANA	0,870	0,729	0,689	0,509	0,685	0,651	0,667
15	U.ELECTRICA	1,022	0,589	0,725	0,457	0,516	0,577	0,609
16	VIESGO	0,907	0,856	0,822	0,517	0,515	0,473	0,584
17	AGUILA	1,381	0,623	1,111	0,651	1,848	0,981	1,127
18	AZUCARERA	0,893	0,865	1,248	0,666	0,962	0,991	0,984
19	EBRO	1,248	1,575	0,640	0,508	0,570	0,623	0,714
20	CRISTALERIA	.	.	0,727	0,642	1,568	1,094	1,078
21	DRAGADOS	1,236	1,320	1,387	1,668	1,746	1,196	1,347
22	I.METROPOL.	1,036	0,692	0,823	0,933	0,719	0,709	0,796
23	URBIS	0,910	1,910	1,160	1,025	1,904	1,357	1,385
24	VALLEHERMOSO	0,736	1,168	0,856	0,719	1,259	1,531	1,224
25	VALDERRIVAS	1,037	1,066	1,132	1,073	0,734	0,806	0,921
26	G.INVERSIONES	0,558	0,417	1,336	2,163	1,424	1,204	1,307
27	DURO FELGUERA	0,995	1,890	1,429	0,814	1,210	1,144	1,144
28	RIOTINTO	.	0,704	.	.	.	.	0,704
29	CAMPSA	0,899	0,477	1,337	0,924	0,252	0,158	0,498
30	TABACALERA	0,425	0,264	0,610	0,865	0,568	0,998	0,821
31	TELEFONICA	1,141	0,739	0,696	0,770	0,767	0,812	0,809
32	ALTOS HORNOS	1,313	1,692	1,615	1,291	1,741	1,320	1,447
33	CAF	1,110	1,170	1,371	0,341	0,774	1,780	1,301
34	FASA	0,980	-0,104	1,010	0,677	0,472	1,372	0,976
35	SEAT	0,792	0,592	1,206	1,185	1,838	.	1,306
36	CEPSA	1,078	0,671	1,339	1,560	1,238	1,237	1,239
37	CROS	1,268	0,772	1,314	0,698	1,845	1,740	1,531
38	E.I.ARAGONES.	1,369	1,019	0,889	0,872	1,660	1,340	1,284
39	EXPLOSIVOS	1,401	1,536	1,412	1,276	1,930	1,695	1,629
40	PAPELERA	1,299	1,637	1,254	2,314	1,295	1,639	1,590
41	SNIACE	1,229	1,111	1,254	1,462	0,744	1,897	1,466
42	U. Y EL FENIX	0,626	1,779	0,446	0,815	0,628	1,016	0,846

∴ Título eliminado en el periodo considerado, por carecerse de la información completa referida al mismo

Cuadro 2

Mercado Continuo (periodo 90-93): Modelo de Mercado. Estimación puntual de las betas con la técnica de Mínimos Cuadrados Ordinarios, a partir de la cartera de mercado no ponderada, y sobre el modelo definido en excesos de rentabilidad sobre el tipo de interés sin riesgo (semanales y mensuales). Grupo 1.

Nº	TITULO	Datos semanales	Datos mensuales
		Beta	Beta
1	B. ALICANTE	0,065	0,066
2	B. ANDALUCIA	0,437	0,495
3	B. CENTRAL (CEN-HISP)	0,420	0,413
4	B. EXTERIOR	0,142	0,068
5	B. PASTOR	0,681	0,524
6	B. POPULAR	0,759	0,700
7	B. SANTANDER	1,097	0,846
8	BANESTO	1,189	1,133
9	BBV	0,979	0,849
10	B. FOMENTO	0,680	0,457
11	BANKINTER	0,968	1,020
12	E. R. ZARAGOZANAS	0,865	0,689
13	ENDESA	0,619	0,435
14	ENHER	0,470	0,559
15	GESA	0,793	0,924
16	H. CANTABRICO	0,720	0,693
17	U. E. FENOSA	0,693	0,534
18	TABACALERA	0,639	0,703
19	VISCOFAN	0,924	0,898
20	ASLAND	1,629	1,693
21	DRAGADOS	1,151	1,060
22	HUARTE	1,494	1,510
23	METROVACESA	0,872	0,816
24	URALITA	1,552	1,729
25	URBIS	1,621	1,508
26	VALLEHERMOSO	1,432	1,355
27	CORP. FIN. ALBA	0,925	0,976
28	SARRIO	1,205	1,168
29	ENCE	1,589	1,340
30	REPSOL	0,704	0,664
31	MAPFRE	1,085	1,125
32	ACERINOX	1,413	1,257
33	NISSAN	1,178	1,123
34	ACESA	0,663	0,543
35	TELEFONICA	0,451	0,430

Cuadro 2 (Continuación)

Mercado Continuo (periodo 90-93): Modelo de Mercado. Estimación puntual de las betas con la técnica de Mínimos Cuadrados Ordinarios, a partir de la cartera de mercado no ponderada, y sobre el modelo definido en excesos de rentabilidad sobre el tipo de interés sin riesgo (semanales y mensuales). Grupo 2.

Nº	TITULO	Datos semanales	Datos mensuales
		Beta	Beta
1	B. VALENCIA	0,724	0,637
2	FECSA	0,694	0,834
3	IBERDUERO (IBERDROLA I)	0,585	0,405
4	SEVILLANA	0,709	0,729
5	AGUILA	1,015	1,321
6	CAMPOFRIO	0,583	0,746
7	EBRO	1,256	1,273
8	AGROMAN	1,794	2,063
9	CRISTALERIA	1,506	1,658
10	HISALBA	1,710	1,687
11	SOTOGRADE	1,611	1,299
12	VALDERRIVAS	1,047	0,976
13	GRAL. DE INVERSIONES	0,749	0,861
14	ARGON	0,611	0,491
15	CARBUROS METALICOS	1,072	0,921
16	CEPSA	0,533	0,524
17	ERCROS	1,614	1,968
18	SNIACE	1,783	2,253
19	TAFISA	1,291	1,478
20	UNION Y EL FENIX	1,123	1,284
21	AMPER	1,332	1,589
22	ASTURIANA DEL ZINC	1,730	1,640
23	DURO FELGUERA	0,861	0,991
24	NUEVA MONTAÑA	1,394	1,189
25	TUBACEX	1,337	1,800
26	ZARDOYA-OTIS	0,709	0,620
27	TUDOR	0,823	1,081
28	AUT. DEL MARE NOSTRUM	0,652	0,381
29	PROSEGUR	1,047	0,995

Cuadro 3

Mercado de corros (periodo 59-88): Contraste del CAPM con la metodología de Serie Temporal. Estimación del modelo con la técnica de Mínimos Cuadrados Ordinarios, a partir de la cartera de mercado no ponderada, y sobre el modelo definido en excesos de rentabilidad sobre el tipo de interés sin riesgo (mensuales). N° de títulos para los que se rechaza el CAPM mediante tests univariantes (sobre el total analizado en cada periodo).

Periodo	error = 5%	error = 1%
1.959-63	7/40	4/40
1.964-68	8/41	2/41
1.969-73	4/41	1/41
1.974-78	7/41	2/41
1.979-83	1/40	0/40
1.984-88	0/39	0/39
1.959-88	1/42	0/42

Cuadro 4

Mercado de corros (periodo 59-88): Contraste del CAPM con la metodología de Serie Temporal. Estimación del modelo con la metodología SUR (Seemingly Unrelated Regression), a partir de la cartera de mercado no ponderada, y sobre el modelo definido en excesos de rentabilidad sobre el tipo de interés sin riesgo (mensuales). Periodos para los que se rechaza el CAPM mediante test multivariante.

Periodo*	error = 5%	error = 1%
59-63	R	R
64-68	R	R
69-73	R	R
74-78	R	R
79-83	R	
84-88	R	

**R:** Se rechaza la hipótesis de no significación de la ordenada en el origen de manera simultánea para todos los títulos (se rechaza el CAPM)

**En blanco:** Se acepta la hipótesis de no significación de la ordenada en el origen de manera simultánea para todos los títulos (se acepta el CAPM)

\* No presentamos el resultado del test multivariante correspondiente al periodo total debido a los problemas econométricos que plantea su aplicación

Cuadro 5

Mercado de corros (periodo 59-88): Contraste del CAPM con la metodología de Corte Transversal con medias. Estimación del modelo con diversas técnicas, con betas calculadas a partir de la cartera de mercado no ponderada, y sobre el modelo definido en rentabilidades (mensuales).

**Ordenada en el origen:  $\gamma_0$**

- Prueba sobre significación del parámetro ( $\gamma_0 = 0$ , para error = 5%)

Periodo	MCO	MCG	MV
59-63	NO	NO	NO
64-68	NO		
69-73		NO	
74-78	NO		NO
79-83	NO	NO	NO
84-88	NO		
59-88	NO	.	.

- Prueba sobre igualdad del parámetro al valor teórico ( $\gamma_0 = \bar{R}_0$ , para error = 5%)

Periodo	MCO	MCG	MV
59-63	NO		NO
64-68			
69-73			
74-78	NO	NO	NO
79-83			
84-88			
59-88		.	.

**MCO:** Mínimos Cuadrados Ordinarios

**MCG:** Mínimos Cuadrados Generalizados

**MV:** Máxima Verosimilitud

**$\bar{R}_0$ :** Promedio del tipo de interés sin riesgo en el periodo considerado

**NO:** Se rechaza la hipótesis nula

**En blanco:** Se acepta la hipótesis nula

∴ El contraste no se aplica al periodo total por problemas econométricos

Cuadro 5 (Continuación)

Mercado de corros (periodo 59-88): Contraste del CAPM con la metodología de Corte Transversal con medias. Estimación del modelo con diversas técnicas, con betas calculadas a partir de la cartera de mercado no ponderada, y sobre el modelo definido en rentabilidades (mensuales).

**Pendiente del ajuste:  $\gamma_1$**

- Prueba sobre significación del parámetro ( $\gamma_1 = 0$ , para error = 5%)

Periodo	MCO	MCG	MV
59-63			NO
64-68		NO	
69-73	NO		NO
74-78			
79-83			NO
84-88	NO	NO	NO
59-88		.	.

- Prueba sobre igualdad del parámetro al valor teórico ( $\gamma_1 = \bar{R}^* - \bar{R}_0$ , para error = 5%)

Periodo	MCO	MCG	MV
59-63	NO	NO	NO
64-68			
69-73			
74-78	NO	NO	NO
79-83	NO		NO
84-88			
59-88	NO	.	.

**MCO:** Mínimos Cuadrados Ordinarios

**MCG:** Mínimos Cuadrados Generalizados

**MV:** Máxima Verosimilitud

$\bar{R}^* - \bar{R}_0$ : Promedio del premio por riesgo en el periodo considerado

**NO:** Se rechaza la hipótesis nula

**En blanco:** Se acepta la hipótesis nula

∴ El contraste no se aplica al periodo total por problemas econométricos

Cuadro 6

Mercado de corros (periodo 59-88): Contraste del CAPM con la metodología de Corte Transversal sin medias. Estimación del modelo con la técnica de Mínimos Cuadrados Ordinarios, con betas calculadas a partir de la cartera de mercado no ponderada, y sobre el modelo definido en rentabilidades (mensuales).

• Metodología de Fama y MacBeth

Periodo	$\bar{g}_0$	Desv. $\bar{g}_0$	$H_0: \bar{r}_0 = 0$		$H_0: \bar{r}_0 = \bar{R}_0$		$\zeta$ Acepto?	
			$t_{\text{exper.}}$	=5% =1%	$\bar{R}_0$	$t_{\text{exper.}}$	=5% =1%	
64-68	1,569	0,450	3,487	NO NO	0,535	2,298	NO	
69-73	1,955	0,605	3,233	NO NO	0,694	2,085	NO	
74-78	-0,650	0,595	-1,092		0,929	-2,653	NO	
79-83	1,870	0,647	2,889	NO NO	1,214	1,014		
84-88	3,619	0,902	4,013	NO NO	1,035	2,866	NO NO	

Periodo	$\bar{g}_1$	Desv. $\bar{g}_1$	$H_0: \bar{r}_1 = 0$		$H_0: \bar{r}_1 = \bar{R}^* - \bar{R}_0$		$\zeta$ Acepto?	
			$t_{\text{exper.}}$	=5% =1%	$\bar{R}^* - \bar{R}_0$	$t_{\text{exper.}}$	=5% =1%	
64-68	-0,588	0,440	-1,337		0,389	-2,221	NO	
69-73	-0,217	0,495	-0,439		1,051	-2,563	NO	
74-78	-0,237	0,833	-0,285		-1,817	1,898		
79-83	-0,464	0,708	-0,656		0,179	-0,909		
84-88	0,580	0,954	0,608		3,152	-2,696	NO NO	

$\bar{g}_0$ : Valor estimado del tipo de interés sin riesgo       $\bar{g}_1$ : Valor estimado del premio por riesgo  
 $\bar{\gamma}_0$ : Valor teórico del tipo de interés sin riesgo       $\bar{\gamma}_1$ : Valor teórico del premio por riesgo

$\bar{R}_0$ : Promedio del tipo de interés sin riesgo en el periodo considerado  
 $\bar{R}^* - \bar{R}_0$ : Promedio del premio por riesgo en el periodo considerado

$t_{\text{exper.}}$ : Valor de la t de Student experimental       $H_0$ : Hipótesis nula

**NO**: Se rechaza la hipótesis nula      **En blanco**: Se acepta la hipótesis nula

Cuadro 7

Mercado de corros (periodo 59-88): Contraste de la influencia de las “variables fundamentales” en la formación de las rentabilidades (mensuales). Estimación del modelo con diversas técnicas, y a partir de la cartera de mercado no ponderada. Periodos en los que se acepta la influencia de cada “fundamental” (error = 1%) y signo de dicha influencia.

Metodología	Activo/Libros	B°/Precio	Libros/Mercado	Valor	Cash/Precio
SUR	59-63 (+)	74-78 (-)	59-63 (-)	59-63 (+)	84-88 (-)
(con restricciones)	64-68 (+)	84-88 (+)	69-73 (-)		
	74-78 (+)		74-78 (-)		
			79-83 (-)		
C.T. con medias	64-68 (+)		59-63 (-)		
C.T. sin medias (F y M)	64-68 (+)		79-83 (-)		84-88 (-)
C.T. sin medias (L y R)	64-68 (+)		79-83 (-)		84-88 (-)

**C.T.:** Metodología de Corte Transversal

**F y M:** Metodología de Fama y MacBeth      **L y R:** Metodología de Litzenberger y Ramaswamy

**+**: Influencia positiva

**-**: Influencia negativa



Cuadro 8

Mercado de corros (periodo 59-88): Modelo de Mercado y contraste del CAPM con la metodología de Serie Temporal con rentabilidades anuales. Estimación del modelo con la técnica de Mínimos Cuadrados Ordinarios, a partir de la cartera de mercado no ponderada, y sobre el modelo definido en excesos de rentabilidad sobre el tipo de interés sin riesgo.

Nº	TITULO	Ordenada	No significación (error = 1%)*	Beta
1	BANESTO	5,122	A	0,683
2	BILBAO	2,307	A	1,206
3	CENTRAL	5,300	A	0,964
4	EXTERIOR	2,974	A	0,648
5	HISPANO	1,991	A	0,983
6	POPULAR	4,059	A	1,341
7	VIZCAYA	1,081	A	1,054
8	FECSA	-3,656	A	0,436
9	FENOSA	.	.	.
10	H.CANTABRICO	-2,265	A	0,568
11	H.CATALUÑA	-3,519	A	0,332
12	H.ESPAÑOLA	-1,104	A	0,449
13	IBERDUERO	-1,378	A	0,627
14	SEVILLANA	-2,693	A	0,555
15	U.ELECTRICA	-3,692	A	0,563
16	VIESGO	-1,878	A	0,664
17	AGUILA	-4,645	A	0,786
18	AZUCARERA	2,568	A	0,847
19	EBRO	3,679	A	0,881
20	CRISTALERIA	.	.	.
21	DRAGADOS	4,797	A	1,220
22	I.METROPOL.	1,615	A	0,696
23	URBIS	-4,204	A	3,007
24	VALLEHERMOSO	-4,630	A	1,839
25	VALDERRIVAS	6,840	A	1,145
26	G.INVERSIONES	5,518	A	0,995
27	DURO FELGUERA	8,904	A	0,851
28	RIOTINTO	.	.	.
29	CAMPSA	0,827	A	0,510
30	TABACALERA	1,445	A	1,062
31	TELEFONICA	-2,269	A	0,578
32	ALTOS HORNOS	-10,038	A	0,910
33	CAF	3,802	A	1,032
34	FASA	18,528	A	2,442
35	SEAT	.	.	.
36	CEPSA	-3,452	A	1,110
37	CROS	-5,733	A	1,282
38	E.I.ARAGONES.	-3,175	A	1,056
39	EXPLOSIVOS	-10,004	A	2,030
40	PAPELERA	-6,051	A	2,278
41	SNIACE	-8,299	A	1,120
42	U. Y EL FENIX	4,995	A	0,642

A: Se acepta el CAPM

En blanco: Se rechaza el CAPM

.: Título eliminado en el periodo considerado, por carecerse de la información completa referida al mismo

\* También se acepta el CAPM considerando un error del 5%, así como mediante el test multivariante (para los dos niveles de error considerados)

Cuadro 8 (Continuación)

Mercado de corros (periodo 59-88): Contraste del CAPM con la metodología de Corte Transversal con medias con rentabilidades anuales. Estimación del modelo con la técnica de Mínimos Cuadrados Ordinarios, con betas calculadas a partir de la cartera de mercado no ponderada, y sobre el modelo definido en rentabilidades y en excesos sobre el tipo de interés sin riesgo.

Concepto	$g_0$	Desv. $g_0$	$H_0: \gamma_0 = 0$ ¿Acepto?		$H_0: \gamma_0 = \bar{R}_0$ ¿Acepto?	
			$t_{\text{exper.}}$	$\neq 5\%$ $\neq 1\%$	$\bar{R}_0$	$t_{\text{exper.}}$
Rentabilid.	9,665	1,864	5,185	NO	NO	10,382 -0,384
Excesos	-0,090	1,894	-0,047			.

Concepto	$g_1$	Desv. $g_1$	$H_0: \gamma_1 = 0$ ¿Acepto?		$H_0: \gamma_1 = \bar{R}^* - \bar{R}_0$ ¿Acepto?	
			$t_{\text{exper.}}$	$\neq 5\%$ $\neq 1\%$	$\bar{R}^* - \bar{R}_0$	$t_{\text{exper.}}$
Rentabilid.	10,340	1,582	6,536	NO	NO	10,567 -0,144
Excesos	10,747	1,596	6,734	NO	NO	10,567 0,113

$g_0$ : Valor estimado del tipo de interés sin riesgo       $g_1$ : Valor estimado del premio por riesgo  
 $\gamma_0$ : Valor teórico del tipo de interés sin riesgo       $\gamma_1$ : Valor teórico del premio por riesgo

$\bar{R}_0$ : Promedio del tipo de interés sin riesgo en el periodo considerado

$\bar{R}^* - \bar{R}_0$ : Promedio del premio por riesgo en el periodo considerado

$t_{\text{exper.}}$ : Valor de la t de Student experimental       $H_0$ : Hipótesis nula

**NO**: Se rechaza la hipótesis nula      **En blanco**: Se acepta la hipótesis nula

∴ La prueba de hipótesis propuesta carece de sentido en el modelo definido en excesos

Cuadro 9

Mercado de corros (periodo 59-88): Valoración de los títulos según su situación con respecto a la Línea del Mercado de Títulos teórica (mapa  $\mu-$ ). Estimación puntual de las betas con la técnica de Mínimos Cuadrados Ordinarios, a partir de la cartera de mercado no ponderada, y sobre el modelo definido en rentabilidades.

Nº	TITULO	Rentabilidades mensuales							R. anuales	
		59-63	64-68	69-73	74-78	79-83	84-88	59-88	59-88	
1	BANESTO	I	I	S	I	S	I	I	I	
2	BILBAO	S	I	I	I	S	I	I	I	
3	CENTRAL	I	I	I	I	S	I	I	I	
4	EXTERIOR	S	S	S	I	S	S	I	I	
5	HISPANO	I	I	S	I	S	S	I	I	
6	POPULAR	I	I	I	I	S	I	I	I	
7	VIZCAYA	S	I	I	I	S	S	I	S	
8	FECSA	I	S	S	S	S	S	S	S	
9	FENOSA	I	S	S	S	.	.	S	S	
10	H.CANTABRICO	S	S	I	S	I	S	S	S	
11	H.CATALUÑA	I	S	I	S	I	S	S	S	
12	H.ESPAÑOLA	I	S	S	S	S	S	S	S	
13	IBERDUERO	S	I	I	S	S	I	S	S	
14	SEVILLANA	S	I	S	S	S	S	S	S	
15	U.ELECTRICA	S	S	I	S	S	S	S	S	
16	VIESGO	S	S	I	S	I	S	I	S	
17	AGUILA	I	S	S	S	I	S	S	S	
18	AZUCARERA	S	S	S	S	I	I	I	I	
19	EBRO	S	I	S	S	I	I	I	I	
20	CRISTALERIA	.	.	I	S	S	I	I	I	
21	DRAGADOS	S	I	I	I	S	S	I	I	
22	I.METROPOL.	S	I	S	S	I	I	I	I	
23	URBIS	S	I	S	S	S	I	S	S	
24	VALLEHERMOSO	S	I	S	S	S	S	S	S	
25	VALDERRIVAS	I	S	I	S	I	I	I	I	
26	G.INVERSIONES	I	I	I	I	I	S	I	I	
27	DURO FELGUERA	S	S	I	I	I	S	I	I	
28	RIOTINTO	.	I	.	.	.	.	I	S	
29	CAMPSA	S	S	I	I	S	I	I	S	
30	TABACALERA	I	S	I	S	S	I	I	I	
31	TELEFONICA	S	I	I	S	I	S	S	S	
32	ALTOS HORNOS	S	S	I	S	S	S	S	S	
33	CAF	S	S	S	S	I	S	S	I	
34	FASA	I	I	I	S	I	S	I	I	
35	SEAT	S	I	S	S	S	.	S	S	
36	CEPSA	S	I	S	I	S	S	S	S	
37	CROS	S	S	S	S	S	I	S	S	
38	E.I.ARAGONES.	S	S	S	S	I	S	S	S	
39	EXPLOSIVOS	S	S	S	S	S	I	S	S	
40	PAPELERA	S	S	S	I	S	I	S	S	
41	SNIACE	S	S	S	I	S	S	S	S	
42	U. Y EL FENIX	I	S	S	I	I	I	I	I	

S: Título sobrevalorado

I: Título infravalorado

.: Título eliminado en el periodo considerado, por carecerse de la información completa referida al mismo