



Ciencia y Sociedad

ISSN: 0378-7680

dpc@mail.intec.edu.do

Instituto Tecnológico de Santo Domingo

República Dominicana

García Boza, Juan; Cáceres Apolinario, Rosa María
Influencia del riesgo sistemático en el mercado bursatil
Ciencia y Sociedad, vol. XXX, núm. 2, abril-junio, 2005, pp. 358-388
Instituto Tecnológico de Santo Domingo
Santo Domingo, República Dominicana

Disponible en: <http://www.redalyc.org/articulo.oa?id=87030207>

- Cómo citar el artículo
- Número completo
- Más información del artículo
- Página de la revista en redalyc.org

redalyc.org

Sistema de Información Científica

Red de Revistas Científicas de América Latina, el Caribe, España y Portugal

Proyecto académico sin fines de lucro, desarrollado bajo la iniciativa de acceso abierto

CIENCIA Y SOCIEDAD
Volumen XXX, Número 2
Abril-Junio 2005

INFLUENCIA DEL RIESGO SISTEMÁTICO EN EL MERCADO BURSÁTIL ESPAÑOL

Dra. Rosa María Cáceres Apolinario*

Dr. Juan García Boza**

RESUMEN

El objetivo del presente trabajo es analizar la influencia del riesgo sistemático en la rentabilidad del mercado bursátil español y el estudio de comportamiento estacional de la correspondiente prima de riesgo de mercado. Para ello se efectúa la estimación y contraste del modelo CAPM mediante la utilización de tres proxys de la cartera de mercado. Los resultados indican que el riesgo sistemático es incapaz de explicar las variaciones de rentabilidad de títulos y carteras del mercado español. No obstante, se pone de manifiesto la influencia de dicho riesgo en la rentabilidad de algún mes del año, obteniéndose evidencia de un cierto comportamiento estacional de la prima de riesgo.

PALABRAS CLAVE

CAPM, comportamiento estacional

1. Introducción

Como es conocido, el modelo CAPM (Capital Asset Pricing Model) es un modelo unifactorial que recoge la existencia de

* (rcaceres@defc.ulpgc.es).

** (jgboza@defc.ulpgc.es)

Universidad de Las Palmas de Gran Canaria

Departamento de Economía Financiera y Contabilidad

Saulo Torón, 4 Edificio Departamental D, 35017. Las Palmas de Gran Canaria (España)

un único factor explicativo de los rendimientos de los activos financieros al establecer que la rentabilidad esperada de un título es función lineal y positiva de su riesgo sistemático, medido este último a través de su coeficiente beta o sensibilidad de la rentabilidad del activo a los movimientos del mercado.

El CAPM, desarrollado inicialmente por Sharpe (1964), Lintner (1965) y Mossin (1966), analiza las implicaciones de la teoría de carteras eficientes en el equilibrio del mercado de capitales y establece que el inversor es remunerado exclusivamente por el riesgo sistemático. Por tanto, cuanto más alto es el riesgo sistemático de un activo o de una cartera, mayor será la rentabilidad que debería esperarse de la misma, poniéndose de manifiesto que lo fundamental en la valoración de activos es el riesgo sistemático o riesgo de mercado, no siendo relevante el riesgo idiosincrásico o específico.

Este sencillo modelo de valoración, que trae consigo una simplificación de la realidad, tiene importantes limitaciones que diversos autores han intentado paliar durante años. En este sentido, se han relajado diversas hipótesis de partida¹ desarrollándose distintas extensiones del modelo. En este sentido destacamos la introducción de la existencia de impuestos

1 Dichas hipótesis, según la versión de Sharpe-Lintner, se enumeran a continuación:

a) La decisión de los inversores se basa exclusivamente en la rentabilidad esperada y en la desviación típica; b) El objetivo de los inversores es maximizar su utilidad de la riqueza final, de manera que ante dos activos o carteras de igual riesgo preferirán la que presente una mayor rentabilidad esperada; c) Los inversores son adversos al riesgo, es decir, que ante dos activos o carteras de igual rentabilidad preferirán aquella con menor riesgo; d) Los inversores tienen expectativas homogéneas en cuanto al riesgo y a la rentabilidad esperada de los activos, por lo que el conjunto de oportunidades de inversión son las mismas para todos los individuos; e) Todos los inversores tienen el mismo horizonte temporal, existiendo un único período, por lo que se trata de un modelo estático; f) Existe un activo libre de riesgo a cuyo tipo de interés se puede prestar o pedir prestado de forma ilimitada; g) Los mercados son perfectamente competitivos; h) No existen costes de transacción, impuestos ni oportunidades de arbitraje; i) Los activos son perfectamente divisibles, no existiendo restricciones para la inversión.

[Brennan (1970), Elton y Gruber (1978), Litzenberger y Ramaswamy (1980), Constantinides (1983)], de costes de transacción [Brennan (1975), Goldsmith (1976), Stapleton y Subrahmanyam (1977), Levy (1978)], del fenómeno inflacionario [Lintner (1969) y Roll (1973), Chen y Boness (1975), Friend et al. (1976)], de un horizonte temporal multiperíodo [Stapleton y Subrahmanyam (1978), Merton (1973), Breeden (1979), Bergman (1985)] así como la relajación de la hipótesis del tipo de interés libre de riesgo [Brennan (1971) y Black (1972)].

A pesar de las limitaciones de este modelo de valoración de activos financieros, es evidente que el riesgo sistemático o coeficiente beta, aproximado como la covarianza entre la rentabilidad del activo y la de la cartera de mercado, se ha convertido en una importante herramienta para la toma de numerosas decisiones financieras. En este sentido, dicho coeficiente beta permite desarrollar estrategias de inversión y coste de capital, analizar coberturas de riesgo con activos derivados, gestionar y evaluar carteras, así como ser de utilidad en cualquier otra modalidad de análisis financiero donde se requiera una medida del riesgo. Por ello, el objetivo del presente trabajo de investigación es la contrastación empírica del modelo CAPM en el mercado bursátil español durante el período 1991-2000, con la finalidad de verificar si el riesgo sistemático es capaz de explicar las variaciones de rentabilidad de los distintos activos que cotizan en el mencionado mercado. Para alcanzar dicho objetivo, se efectúa la estimación y contraste del modelo, utilizando la metodología propuesta por Fama y MacBeth (1973), para todo el horizonte temporal analizado, así como para los distintos meses del año, con la finalidad de observar si existe algún comportamiento estacional en la relación rentabilidad-riesgo.

El trabajo se estructura de la forma siguiente. Después de esta introducción, en el epígrafe dos se efectúa una breve descripción de los estudios empíricos del CAPM realizados en

el mercado español. En el epígrafe tres se expone la muestra utilizada. En el epígrafe cuarto se describe la metodología. En el cinco se efectúa la estimación y contraste del CAPM y en el siguiente epígrafe se lleva a cabo un análisis estacional de la prima de riesgo. Finalmente se exponen las conclusiones más relevantes.

2. Evidencia empírica en el mercado español

En cuanto a los estudios realizados en el mercado bursátil español, hay que señalar que uno de los primeros trabajos es el llevado a cabo por Palacios (1973), en el que no se observa una clara relación entre rentabilidad y riesgo, tal y como establece el CAPM. Otro trabajo importante es el de Bergés (1984), en el que entre otros aspectos, se realiza la contrastación del CAPM utilizando datos mensuales de títulos pertenecientes a las bolsas de Madrid, New York, Londres y Toronto. Entre sus principales conclusiones con respecto al mercado español, destaca que la distribución de las rentabilidades no se corresponde a una normal puesto que son más asimétricas, los coeficientes beta no se mantienen estables durante el período objeto de estudio 1955-1981, y por último, el coeficiente que acompaña a la beta resulta negativo pero no significativo a la hora de explicar las variaciones en la rentabilidad de los títulos españoles.

También es destacable la contrastación del CAPM realizada por Rubio (1986,1988) en la cual se pone de manifiesto la no existencia de una relación de equilibrio entre la rentabilidad y el riesgo para los distintos activos financieros. Dado que afirmar que el CAPM se satisface, es equivalente a argumentar que la cartera de mercado es eficiente en el sentido media-varianza, Rubio realiza un estudio sobre la eficiencia del índice ponderado por capitalización, rechazándose la eficiencia del mismo durante el período comprendido entre 1963 y 1982.

En el trabajo de Gómez-Bezares et al. (1994), en el cual se toman datos de rentabilidades semanales, mensuales y anuales, y mediante la utilización de distintas metodologías y técnicas de estimación de los parámetros, se contrasta el modelo de valoración en el mercado español durante el período 1959-1988 (Mercado de Corros) y 1990-1993 (Mercado Continuo). La contrastación en el primer período considerado pone de manifiesto que no se puede aceptar ni rechazar el modelo CAPM, mientras que en el segundo período, los resultados dependen de la metodología utilizada. Además se observa que se obtienen mejores resultados al utilizar la periodicidad anual que la mensual.

Corzo y Martínez-Abascal (1996) utilizan datos anuales de rentabilidades para la contrastación del modelo en el período 1988-1994. Los resultados de su trabajo son contrarios al CAPM ya que se pone de manifiesto la existencia de otros factores que influyen en las rentabilidades así como un premio por riesgo negativo. La existencia de una relación inversa entre riesgo y rentabilidad en los mercados bajistas son los resultados obtenidos por Corzo e Iglesias (1997) en el mercado bursátil español al realizar la contrastación del modelo con rentabilidades mensuales y anuales durante el período 1988-1994. Dichas conclusiones son similares a las obtenidas por Grundy y Malkiel (1996) en el mercado estadounidense.

Marhuenda (1997) contrasta en su trabajo la existencia en el mercado bursátil español del efecto tamaño y de la estacionalidad utilizando carteras clasificadas por tamaño. Los resultados de su investigación muestran que las carteras de empresas pequeñas presentan rentabilidades ajustadas al riesgo mayores que las grandes. Lo anterior pone de manifiesto que el CAPM no explica el comportamiento del mercado español.

Otro de los trabajos que recoge la no influencia del riesgo sistemático en la rentabilidad de las acciones que cotizan en el mercado español, es el estudio de Gallego y Marhuenda

(1997), utilizando para ello rentabilidades mensuales durante el horizonte temporal comprendido entre 1963 y 1990. Si bien introducen en el modelo la β^2 , la desviación típica y la coasimetría, estas variables carecen de poder explicativo en el comportamiento de la rentabilidad.

El análisis del CAPM que realiza Nieto (2001) en el mercado español durante el período 1987-1998 muestra resultados que no son favorables a la relación establecida en el CAPM al obtener primas por riesgo no significativas e incluso llegando a ser negativas. Además obtiene evidencia de la estacionalidad en el mes de enero, al obtener primas por riesgo superiores en dicho mes con respecto a los restantes meses del año. Nieto y Rubio (2002), para el mismo período temporal, llevan a cabo una nueva especificación del coeficiente beta, que recoge múltiples factores de riesgo sistemático, pero los resultados obtenidos en el estudio empírico no permiten aceptar el cumplimiento del modelo.

3. La muestra objeto de investigación

Los datos utilizados en nuestro trabajo de investigación están formados por rentabilidades instantáneas mensuales², ajustadas por splits y ampliaciones de capital, de acciones que han cotiza-

2 La rentabilidad instantánea ha sido calculada de la siguiente forma:

$$r_{it} = \log_e \left(\frac{P_{i,t} + D_{i,t} + DSP_{i,t}}{P_{i,t-1}} \right)$$

siendo:

$R_{i,t}$: rentabilidad simple de la acción i -ésima en el mes t

$P_{i,t}$: precio de cierre de la acción i -ésima al final del mes t

$D_{i,t}$: dividendos percibidos por la acción i -ésima durante el mes t

$DPS_{i,t}$: valor del derecho de suscripción preferente correspondiente a la acción i -ésima durante el mes t

$P_{i,t-1}$: precio de cierre de la acción i -ésima al final del mes $t-1$

do en el mercado bursátil español durante el período comprendido entre diciembre de 1990 y diciembre de 2000. Con dicha base de datos construimos dos muestras, una de activos individuales y otra de carteras por tamaño. Como cartera de mercado se toman distintas aproximaciones, utilizándose tres índices bursátiles: el Índice General de la Bolsa de Madrid (IGBM)³, un índice equiponderado y un índice ponderado por capitalización, construyéndose los dos últimos tanto para la muestra de activos individuales como para la de carteras por tamaño.

Para la selección de ambas muestras, partimos inicialmente de la totalidad de activos que cotizan en el mercado a 31 de diciembre de 2000. La muestra de títulos individuales está constituida por todos los activos que han cotizado en más del 75% de las sesiones diarias correspondientes a cada uno de los diez años de investigación⁴. En cambio, a los títulos pertenecientes a la muestra de carteras por tamaño no se les ha exigido ningún requisito de frecuencia de contratación, siendo seleccionados un total de 141 títulos⁵.

Podemos considerar que los títulos individuales seleccionados constituyen una muestra representativa del mercado continuo español puesto que en la misma se incluyen la totalidad

3 Forman parte de este índice, todas las empresas que cotizan en la Bolsa de Madrid y cumplan simultáneamente los siguientes criterios de liquidez: a) Volumen de contratación superior a tres millones de euros; b) Rotación superior al 10% de su capitalización en base anual, teniendo en cuenta para ello tan solo el capital flotante. c) Frecuencia de contratación superior al 50% de las sesiones hábiles. Cabe destacar que el IGBM no está integrado por un número fijo de empresas, sino que su número varía, admitiéndose todas aquellas compañías que cumplan el conjunto de requisitos estipulados y excluyéndose del mismo las que incumplan alguno de ellos.

4 Esta restricción se ha impuesto con la finalidad de que todos los títulos seleccionados sean representativos del mercado.

5 A fecha del 31 de diciembre de 2000 se negociaban en el mercado continuo español un total de 143 activos, siendo uno de ellos eliminado de la muestra por ser considerado un *outlier* y otro por no disponerse de datos de rentabilidad al incorporarse en el mercado a mediados de diciembre del mencionado año.

de los sectores, según la clasificación establecida por la Bolsa de Madrid y vigente a 31 de diciembre de 2000. En este sentido, los sectores que tienen mayor peso en la muestra son los de Bancos-Financieras, Metal-Mecánica y Otras Industrias y Servicios, representando el primero de ellos el 23,3% del total y los dos restantes el 13,3%, situándose el sector de Construcción en el 11,7%. A su vez, también destacan los sectores de Eléctricas, Alimentación y Petróleo-Química al presentar cada uno de ellos una importancia relativa del 10%.

Con respecto a la construcción de las carteras por tamaño es preciso señalar que, una vez obtenido el valor de mercado o capitalización bursátil de todos los activos en cada uno de los meses, se clasifican según la capitalización del mes anterior, de mayor a menor, repartiéndose posteriormente en diez carteras. Por consiguiente, la cartera 1 está constituida exclusivamente por las empresas de mayor tamaño o capitalización, mientras que la cartera 10 contiene las empresas de la muestra con menor dimensión o tamaño.

El procedimiento utilizado para determinar la rentabilidad instantánea de cada una de las carteras se describe a continuación. En primer lugar se calcula para cada uno de los meses la rentabilidad simple de la cartera, como la media aritmética de las rentabilidades de los distintos activos que constituyen la misma. A continuación, la rentabilidad instantánea de cada cartera r_{pt} se obtiene a partir de la correspondiente simple, utilizando para ello la siguiente ecuación que recoge la equivalencia financiera entre ambas rentabilidades: $r_{pt} = \log_e (1 + R_{pt})$, siendo R_{pt} la rentabilidad simple de una cartera en el mes t ⁶.

6 Dado que al utilizar rentabilidades continuas, no se cumple que el logaritmo de una suma sea la suma de los logaritmos de los sumandos, la rentabilidad continua de la cartera no se puede calcular como la suma ponderada de las rentabilidades instantáneas de los activos que la constituyen

Para la elaboración de las rentabilidades continuas del índice equiponderado y del ponderado se han utilizado las rentabilidades de todos los activos disponibles en cada muestra, 60 para la de títulos individuales y 141 para la de carteras. El procedimiento seguido para su cálculo es similar al descrito para las carteras.

Por último, es importante señalar que la información relativa a los dividendos, ampliaciones de capital gratuitas, el valor teórico de los derechos de suscripción y splits correspondientes a los distintos títulos, ha sido obtenida a partir de los Informes Anuales de la Bolsa de Madrid referentes al período de estudio y de la información suministrada por dicha Bolsa a través de su pagina web en internet⁷.

4. Metodología de contraste

Tal y como se ha expuesto, el modelo de valoración con cartera de mercado establece una relación lineal y positiva entre la rentabilidad de un activo o cartera y su riesgo beta. Siendo la expresión matemática del modelo CAPM:

$$E_i = \gamma_0 + \gamma_1 \beta_i + \varepsilon_i$$

A la hora de contrastar este modelo de valoración existen dos metodologías distintas, la de serie temporal y la de corte transversal. La metodología de serie temporal consiste en contrastar el modelo para cada uno de los activos o carteras a lo largo del horizonte temporal, mientras que la metodología de corte transversal se caracteriza por la contrastación del mo-

⁷ La dirección electrónica es <http://www.bolsamadrid.es>.

delo en un determinado período y para el conjunto de activos o carteras disponibles. Dentro de esta modalidad nos encontramos con el contraste de corte transversal con medias y el contraste de corte transversal sin medias, siendo esta última la metodología clásica en la contrastación del modelo de valoración de activos CAPM.

Este contraste de corte transversal sin medias propuesto por Fama y MacBeth (1973) y utilizado, entre otros por Litzenberger y Ramaswamy (1979), Gómez-Bezares et al. (1994) y Nieto (2002), consta de dos etapas. La primera de ellas consiste en estimar el riesgo o coeficiente beta de los distintos activos o carteras, mediante el Modelo de Mercado, en cada uno de los T períodos, utilizando los datos de rentabilidad correspondientes a 60 meses anteriores. La regresión lineal para cada activo o cartera es la siguiente:

$$r_{it} = \alpha_i + \beta_i R_{Mt} + \varepsilon_{it}$$

En segundo lugar, Fama y MacBeth proponen realizar una regresión de sección cruzada, mediante la técnica de MCO y para cada momento del tiempo, siendo la variable explicativa, los coeficientes beta estimados en la etapa anterior y la variable endógena las rentabilidades de los distintos activos. O sea, realizar T regresiones con N observaciones, las cuales corresponden a los T activos disponibles. La expresión matemática de dicha regresión es:

$$r_{it} = \gamma_{0t} + \gamma_{1t} \beta_{it} + \varepsilon_{it}$$

Una vez realizadas las T regresiones *cross-sectional*, obtenemos dos series de estimadores γ_{0t} y γ_{1t} . Si asumimos que las rentabilidades de los distintos activos y carteras son normales, independientes e idénticamente distribuidas, los mencionados

estimadores también lo serán, por lo que se puede contrastar el modelo CAPM, mediante la siguiente prueba de hipótesis de significación individual:

$$H_0: \hat{\gamma}_i = 0$$

$$H_1: \hat{\gamma}_i > 0$$

Ya que para la aceptación del modelo de valoración, según la versión cero-beta de Black⁸, se debe cumplir que γ_0 y γ_1 sean significativos y tomen valores positivos. El estadístico t de prueba es⁹:

$$t(\hat{\gamma}_i) = \frac{\hat{\gamma}_i}{\hat{\sigma}_{\gamma_i}}; i = 0, 1$$

siendo:

$$\hat{\gamma}_i = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T \hat{\gamma}_{it} ; \quad \hat{\sigma}_{\gamma_i} = \sqrt{\frac{1}{T(T-1)} \sum_{t=1}^T (\hat{\gamma}_{it} - \hat{\gamma}_i)^2}$$

El estadístico anterior sigue una distribución t de Student con $(T - 1)$ grados de libertad, por lo que se rechaza la hipó-

8 Si se utiliza la versión de Sharpe-Lintner, en la que se puede prestar y pedir prestado al tipo de interés libre de riesgo de forma ilimitada, es necesario que los parámetros γ_0 y γ_1 sean estadísticamente significativos y coincidan con sus valores teóricos. De manera que si el modelo se expresa en rentabilidades, γ_0 ha de coincidir con el tipo de interés del activo libre de riesgo, mientras que γ_1 debe coincidir con la prima de riesgo del mercado. En cambio, en la versión cero-beta de Black, en la que no existe un activo libre de riesgo a cuyo tipo de interés se pueda prestar o pedir prestado, sólo es necesario verificar que ambos parámetros γ_0 y γ_1 tomen valores positivos y sean estadísticamente significativos, siendo γ_0 la rentabilidad esperada de la cartera cero-beta y γ_1 la prima de riesgo del mercado.

9 Este estadístico es el correspondiente en la prueba de hipótesis para la media de una población normal cuando la varianza poblacional es desconocida.

tesis nula si $t(\hat{\gamma}_1) > t_{T-1, \alpha}$. En el caso de disponer de muestras grandes ($T > 30$), el mencionado estadístico de contraste sigue una distribución normal con media 0 y varianza 1, de manera que será necesario que $t(\hat{\gamma}_1) > z_\alpha$ para rechazar la hipótesis nula.

En este contraste de corte transversal sin medias también se presentan problemas econométricos¹⁰ referentes a las perturbaciones por lo que los estimadores γ_{0t} y γ_{1t} son ineficientes, solucionándose estos problemas mediante de la utilización de la técnica de Mínimos Cuadrados Generalizados (MCG), al establecer un supuesto sobre la estructura del comportamiento de la matriz de varianzas y covarianzas de la perturbación aleatoria¹¹. No obstante, tal y como establecen Marín y Rubio (2001), la matriz de varianzas y covarianzas de las perturbaciones aleatorias no se encuentra recogida en la expresión que nos permite obtener el estadístico t por lo que quedan resueltos los problemas econométricos referentes a la heterocedasticidad que sí estaban presentes en la regresión única del corte transversal con medias.

Al tomar estimaciones del riesgo beta, y no sus verdaderos valores en la regresión de sección cruzada, siguen existiendo problemas de errores en las variables, por lo que las estimaciones de γ_{0t} y γ_{1t} son inconsistentes. Siguiendo a Marín y Rubio (2001), una manera de solucionar este problema es mediante el ajuste que propone Shanken (1996) y que consiste en multiplicar la varianza de los estimadores $\hat{\sigma}_{\gamma_i}^2$ por un determinado

10 Siendo la heterocedasticidad el problema más común en el contexto de sección cruzada, mientras que el problema comúnmente asociado a las series temporales es la autocorrelación.

11 Se puede utilizar el estimador propuesto por Newey y West (1987) en el que no es necesario especificar la estructura de la matriz de varianzas y covarianzas.

factor de ajuste¹². La expresión analítica del mencionado factor de ajuste es:

$$\left(1 + \frac{(\bar{R}_M - \hat{\gamma}_0)^2}{\hat{\sigma}_M^2} \right)$$

siendo:

\bar{R}_M : rentabilidad media del índice bursátil utilizado como aproximación de la cartera de mercado

$\hat{\sigma}_M^2$: la varianza del índice bursátil utilizado como proxy de la cartera de mercado

5. Estimación y contraste del CAPM

En el presente epígrafe vamos a efectuar la contrastación empírica del modelo CAPM para el horizonte temporal total, que abarca desde el 31 de diciembre de 1990 hasta el 31 de diciembre de 2000, utilizando la metodología de corte transversal sin medias.

En la primera etapa de la metodología propuesta por Fama y MacBeth (1973) hay que estimar, en cada uno de los meses del período muestral, los coeficientes beta de los 60 activos, utilizando la técnica de Mínimos Cuadrados Ordinarios (MCO). Para la estimación de dicho riesgo beta a través del Modelo de Mercado, se utilizan los datos de rentabilidad de 60 meses anteriores, por lo que la primera estimación realizada corresponde al mes de enero de 1996, la segunda corresponde a febrero de 1996, y así sucesivamente, hasta llegar a diciembre de 2000.

¹² Al llevar a cabo el ajuste descrito, el mencionado estadístico t también queda ajustado, obteniéndose un nuevo valor del mismo.

Una vez llevada a cabo la primera etapa del contraste de Fama y MacBeth, se efectúa la segunda, que consiste en regresión de sección cruzada entre las rentabilidades de los distintos activos o carteras y los coeficientes beta previamente estimados en la etapa anterior. La ecuación de regresión *cross-sectional* es la siguiente:

$$r_{it} = \gamma_{0t} + \gamma_{1t}\beta_{it} + \varepsilon_{it}$$

Dicha regresión, que tiene como finalidad contrastar la existencia de una relación lineal y positiva entre la rentabilidad de un activo o cartera y su riesgo beta, ha de realizarse en cada uno de los 60 meses comprendidos entre enero de 1996 y diciembre de 2000. Una vez obtenidas los coeficientes γ_{0t} y γ_{1t} para cada uno de los activos y carteras, se realiza el contraste de significatividad individual de los estimadores con la finalidad de verificar si se cumplen las implicaciones del CAPM. Para la aceptación de las hipótesis del modelo vamos a utilizar la versión cero-beta de Black, menos restrictiva que la de Sharpe-Lintner, en la que sólo es necesario verificar que ambos parámetros tomen valores positivos y que sean estadísticamente significativos.

En las tablas 1 y 2 se recogen los resultados medios del mencionado contraste para los títulos individuales y para las carteras por tamaño, respectivamente. En la misma se muestran el valor medio de los estimadores, su error estándar, el estadístico t y su correspondiente p-valor. Además, se ha realizado el ajuste propuesto por Shanken (1996) para eliminar el problema del error de estimación, por lo que se presentan los valores ajustados.

En la tabla 1 se observa que, sin corregir los errores en la estimación, el parámetro γ_0 es positivo y estadísticamente significativo con independencia del índice bursátil utilizado. En cuanto a la prima por riesgo, que viene representada por el

parámetro γ_1 , resulta ser considerablemente pequeña, negativa y no significativa, independientemente de que el índice utilizado como proxy de la cartera de mercado sea el IGBM, el equiponderado o el ponderado por capitalización. Además, se observa que los valores de la prima por riesgo son más pequeños al tomar el índice equiponderado, siendo mayores al considerar el índice ponderado. Al aplicar el ajuste propuesto por Shanken, se obtienen idénticos resultados, primas negativas y no significativas, por lo que se ha puesto de manifiesto que no existe una relación lineal y positiva entre el rendimiento esperado de los activos y su riesgo beta, no cumpliéndose el modelo de valoración CAPM para el conjunto de títulos analizados en el período 1991-2000.

Tabla 1: Contraste del CAPM para los títulos individuales

IGBM					
	$\hat{\gamma}_i$	$\hat{\sigma}_{\gamma_i}$	$t(\hat{\gamma}_i)$	$\hat{\sigma}_{\gamma_i}^A$	$t(\hat{\gamma}_i)^A$
γ_0	0,016516	0,006803	2,427803 (0,0076)	0,006803	2,427766 (0,0076)
γ_1	-0,004516	0,007816	-0,577758 (0,7183)	0,007816	-0,577749 (0,7183)
Índice Equiponderado					
	$\hat{\gamma}_i$	$\hat{\sigma}_{\gamma_i}$	$t(\hat{\gamma}_i)$	$\hat{\sigma}_{\gamma_i}^A$	$t(\hat{\gamma}_i)^A$
γ_0	0,018517	0,006295	2,941714 (0,0016)	0,006300	2,939165 (0,0016)
γ_1	-0,005945	0,007455	-0,797461 (0,7874)	0,007462	-0,796770 (0,7872)
Índice Ponderado					
	$\hat{\gamma}_i$	$\hat{\sigma}_{\gamma_i}$	$t(\hat{\gamma}_i)$	$\hat{\sigma}_{\gamma_i}^A$	$t(\hat{\gamma}_i)^A$
γ_0	0,015313	0,006866	2,230268 (0,0129)	0,006887	2,223306 (0,0131)
γ_1	-0,002870	0,007741	-0,370763 (0,6446)	0,007765	-0,369605 (0,6442)

P-valor entre paréntesis; $\hat{\sigma}_{\gamma_i}$: error estándar ajustado; $t(\hat{\gamma}_i)^A$: estadístico t ajustado

Tabla 2: Contraste del CAPM para las carteras por tamaño

IGBM					
	$\hat{\gamma}_i$	$\hat{\sigma}_{\gamma_i}$	$t(\hat{\gamma}_i)$	$\hat{\sigma}_{\gamma}^A$	$t(\hat{\gamma}_i)^A$
γ_0	0,073947	0,051457	1,437050 (0,0754)	0,068900	1,073244 (0,1416)
γ_1	-0,062240	0,055714	-1,117139 (0,8680)	0,074599	-0,834322 (0,7980)
Índice Equiponderado					
	$\hat{\gamma}_i$	$\hat{\sigma}_{\gamma_i}$	$t(\hat{\gamma}_i)$	$\hat{\sigma}_{\gamma}^A$	$t(\hat{\gamma}_i)^A$
γ_0	0,030554	0,021345	1,431464 (0,0761)	0,021349	1,431179 (0,0762)
γ_1	-0,009542	0,017778	-0,536748 (0,7043)	0,017782	-0,536641 (0,7042)
Índice Ponderado					
	$\hat{\gamma}_i$	$\hat{\sigma}_{\gamma_i}$	$t(\hat{\gamma}_i)$	$\hat{\sigma}_{\gamma}^A$	$t(\hat{\gamma}_i)^A$
γ_0	0,053596	0,041708	1,285023 (0,0994)	0,046183	1,160513 (0,1229)
γ_1	-0,037540	0,042615	-0,880915 (0,8108)	0,047187	-0,795561 (0,7869)

P-valor entre paréntesis; $\hat{\sigma}_{\gamma_i}$: error estándar ajustado; $t(\hat{\gamma}_i)^A$: estadístico t ajustado

Al construir carteras por tamaño (tabla 2), los resultados del contraste muestran que para los tres índices de mercado, la ordenada en el origen γ_0 es positiva mientras que la pendiente o prima por riesgo es negativa, no siendo ambos parámetros significativos estadísticamente al considerar un error alfa del 5%. Si aumentamos el nivel de significación al 10%, la ordenada en el origen resulta significativa con todos los índices de mercado. Dichos resultados se obtienen al utilizar como proxy de la cartera de mercado el IGBM, el índice equiponderado y el ponderado por capitalización. Al corregir los errores en las variables, los resultados son idénticos a los comentados anteriormente. Además, se observa también que el índice equiponderado es el que proporciona una mayor prima de riesgo, obteniéndose los valores más pequeños al

tomar el IGBM. Tenemos pues, que al tomar carteras por tamaño, las implicaciones del CAPM en el mercado español tampoco se cumplen.

Una síntesis de la contrastación empírica del modelo CAPM en el mercado español, utilizando las tres proxys de la cartera de mercado y tomando como variable dependiente las rentabilidades instantáneas de títulos individuales y de carteras de activos construidas por tamaño se recoge en la tabla 3.

Tenemos, pues, que, con independencia de disponer de títulos o de carteras, las primas por riesgo no son significativas y presentan valores negativos. Con respecto a la ordenada en el origen, con cualquiera de las muestras e índices utilizados ésta toma siempre valores positivos, siendo significativa al 5% y al 10% en la mayoría de los casos. Teniendo en cuenta lo expuesto, no se puede aceptar el cumplimiento del modelo CAPM en el mercado español durante el período 1991-2000 en ninguna de las muestras analizadas.

Tabla 3: Resumen del contraste del CAPM

Títulos Individuales			
	IGBM	Ind. Equipond.	Ind. Ponderado
γ_0	Positiva*	Positiva*	Positiva*
γ_1	Negativa	Negativa	Negativa
Carteras por tamaño			
	IGBM	Ind. Equipond.	Ind. Ponderado
γ_0	Positiva	Positiva**	Positiva
γ_1	Negativa	Negativa	Negativa

* Significativo al 5%

** Significativo al 10%

Estos resultados alcanzados para el período 1991-2000 coinciden con los obtenidos por otros autores en el mercado español, si bien éstos realizan sus contrastes empíricos en intervalos temporales distintos. Así por ejemplo, destacamos a Palacios (1973), Bergés (1984), Rubio (1986, 1988), Gallego et al. (1992), Bassarrete y Rubio (1994), Sentana (1995) y Nieto (2002) en los que se rechaza la relación lineal y positiva entre la rentabilidad esperada del activo y su riesgo beta, establecida por el modelo de valoración de activos financieros con cartera de mercado.

6. Una aproximación al comportamiento estacional de la prima de riesgo

La estimación y contraste del CAPM ha puesto de manifiesto el incumplimiento de este modelo en el mercado bursátil español durante el período 1991-2000, indicando la inexistencia de una relación positiva entre la rentabilidad y riesgo sistemático de los activos y carteras por tamaño. No obstante, en diversos trabajos realizados en el mercado español de capitales, como el de Rubio (1986) y Marhuenda (1998) para los períodos 1963-1982 y 1963-1989, respectivamente, se rechaza el modelo CAPM globalmente pero se obtuvieron relaciones positivas y significativas entre el riesgo beta y la rentabilidad de los títulos individuales en el mes de enero. Estos resultados ponen de relieve que los inversores únicamente han sido recompensados por soportar el riesgo asumido en dicho mes.

Por consiguiente, y con la finalidad de verificar si este comportamiento estacional en la relación entre rentabilidad y riesgo sigue estando presente en nuestro mercado durante el período 1991-2000, vamos a efectuar en este epígrafe un estudio empírico de la estacionalidad de la prima de riesgo de los títulos individuales y de las carteras por tamaño.

En primer lugar, y con las series γ_{0t} y γ_{1t} obtenidas tras la estimación y contraste del CAPM, efectuada en el epígrafe anterior mediante la utilización de la metodología de Fama y MacBeth (1973), se van a realizar los contrastes de significación estadística de las mencionadas series de estimaciones diferenciando dos grupos distintos. Por un lado, se recogen exclusivamente los estimadores obtenidos en el mes de enero, y por otro, se encuentran los correspondientes a los restantes meses del año. Esta diferenciación en dos grupos se lleva a cabo para verificar si la prima de riesgo correspondiente al mes de enero difiere de las alcanzadas en los demás meses del año.

Los resultados medios del contraste de significatividad, tanto para el mes de enero como para los restantes meses, se recogen en las tablas 4 y 5 para los títulos individuales y las carteras por tamaño, respectivamente.

Los resultados medios de los títulos individuales nos indican que la prima por riesgo del mes de enero es positiva con cualquiera de los tres índices utilizados como proxys de la cartera de mercado, siendo significativa la obtenida con el índice equiponderado si tomamos un error alfa del 5%, mientras que si este error aumenta al 10%, también resulta significativa para los restantes índices bursátiles. En este sentido, de los tres índices que se disponen, el índice equiponderado es el que proporciona una mayor prima. La ordenada en el origen obtenida en los meses de enero toma un valor medio positivo con el IGBM y el índice ponderado por capitalización, presentando un valor negativo con el equiponderado, no siendo relevante en ninguno de los tres modelos. Con respecto a los restantes meses del año, la prima por riesgo no es positiva, como ocurre en el mes de enero, sino que toma valores negativos, no siendo significativa con ninguno de los tres índices bursátiles. La ordenada en el origen al utilizar cualquiera de los índices de mercado, es positiva y significativa al considerar un error del 5%.

Tabla 4: Contraste del CAPM para los títulos individuales

IGBM						
Mes de enero			Restantes meses			
	$\hat{\gamma}_i$	$\hat{\sigma}_{\gamma_i}^A$	$t(\hat{\gamma}_i)^A$	$\hat{\gamma}_i$	$\hat{\sigma}_{\gamma_i}^A$	$t(\hat{\gamma}_i)^A$
γ_0	0,012762	0,034064	0,374650 (0,3635)	0,016858	0,006938	2,429717 (0,0076)
γ_1	0,019534	0,010877	1,795841 (0,0735)	-0,006702	0,008429	-0,795170 (0,7867)
Índice Equiponderado						
Mes de enero			Restantes meses			
	$\hat{\gamma}_i$	$\hat{\sigma}_{\gamma_i}^A$	$t(\hat{\gamma}_i)^A$	$\hat{\gamma}_i$	$\hat{\sigma}_{\gamma_i}^A$	$t(\hat{\gamma}_i)^A$
γ_0	-0,005954	0,034315	-0,173516 (0,5647)	0,020741	0,006411	3,235210 (0,0006)
γ_1	0,037312	0,016317	2,286697 (0,0421)	-0,009878	0,007894	-1,251356 (0,8946)
Índice Ponderado						
Mes de enero			Restantes meses			
	$\hat{\gamma}_i$	$\hat{\sigma}_{\gamma_i}^A$	$t(\hat{\gamma}_i)^A$	$\hat{\gamma}_i$	$\hat{\sigma}_{\gamma_i}^A$	$t(\hat{\gamma}_i)^A$
γ_0	0,009220	0,035318	0,261049 (0,4035)	0,015867	0,006973	2,275355 (0,0114)
γ_1	0,023947	0,012369	1,935969 (0,0625)	-0,005308	0,008332	-0,637041 (0,7380)

P-valor entre paréntesis; $\hat{\sigma}_{\gamma_i}^A$: error estándar ajustado; $t(\hat{\gamma}_i)^A$: estadístico t ajustado

Con respecto a los resultados que se obtienen al construir carteras por tamaño, se observa que los mismos difieren de los obtenidos con la muestra de títulos individuales. En este sentido, hay que destacar que la prima de riesgo es negativa

Tabla 5: Contraste del CAPM para las carteras por tamaño

IGBM						
Mes de enero			Restantes meses			
	$\hat{\gamma}_i$	$\hat{\sigma}_{\gamma}^A$	$t(\hat{\gamma}_i)^A$	$\hat{\gamma}_i$	$\hat{\sigma}_{\gamma_i}^A$	$t(\hat{\gamma}_i)^A$
γ_0	0,549792	6,782237	0,081064 (0,4696)	0,030688	0,012670	2,422037 (0,0077)
γ_1	-0,544890	7,397098	-0,073663 (0,5276)	-0,018363	0,014282	-1,285702 (0,9007)
Índice Equiponderado						
Mes de enero			Restantes meses			
	$\hat{\gamma}_i$	$\hat{\sigma}_{\gamma}^A$	$t(\hat{\gamma}_i)^A$	$\hat{\gamma}_i$	$\hat{\sigma}_{\gamma_i}^A$	$t(\hat{\gamma}_i)^A$
γ_0	0,206427	0,251002	0,822413 (0,2285)	0,014566	0,008093	1,799682 (0,0360)
γ_1	-0,115361	0,214594	-0,537577 (0,6903)	0,000077	0,006974	0,011095 (0,4956)
Índice Ponderado						
Mes de enero			Restantes meses			
	$\hat{\gamma}_i$	$\hat{\sigma}_{\gamma}^A$	$t(\hat{\gamma}_i)^A$	$\hat{\gamma}_i$	$\hat{\sigma}_{\gamma_i}^A$	$t(\hat{\gamma}_i)^A$
γ_0	0,393394	1,975917	0,199094 (0,4259)	0,022705	0,012138	1,870574 (0,0307)
γ_1	-0,362452	2,042625	-0,177444 (0,5661)	-0,008003	0,011783	-0,679173 (0,7515)

P-valor entre paréntesis; $\hat{\sigma}_{\gamma_i}^A$: error estándar ajustado; $t(\hat{\gamma}_i)^A$: estadístico t ajustado

en los meses de enero, no siendo significativa con ninguno de los índices de mercado, mientras que la ordenada en el origen toma valores positivos y no resulta ser estadísticamente significativa. Estos resultados se obtienen con los tres índices bursátiles utilizados como proxys de la cartera de mercado. En

cuanto a los restantes meses del año, la prima por riesgo sigue siendo negativa al tomar el IGBM y el índice ponderado por capitalización, tomando un valor positivo con el índice equiponderado, no siendo significativa en ninguno de los tres casos al considerar un error alfa del 5%. La ordenada en el origen, resulta positiva y significativa con independencia del índice bursátil utilizado como proxy de la cartera de mercado.

Considerando los resultados expuestos, se puede afirmar que para el conjunto de activos individuales, la relación existente entre rentabilidad y riesgo en el mes de enero es positiva y significativa, mientras que para los restantes meses del año, su valor es negativo y no resulta significativa. Con respecto a la muestra de carteras, hay que destacar que todas las primas de riesgo no son significativas, siendo mayoritariamente negativas. Un resumen de lo expuesto se recoge en la tabla 6.

Tabla 6: Contraste del CAPM

Títulos Individuales						
	IGBM		Índice Equiponderado		Índice Ponderado	
	Enero	Resto	Enero	Resto	Enero	Resto
γ_0	Positiva	Positiva*	Negativa	Positiva*	Positiva	Positiva*
γ_1	Positiva**	Negativa	Positiva*	Negativa	Positiva**	Negativa
Carteras por tamaño						
	IGBM		Índice Equiponderado		Índice Ponderado	
	Enero	Resto	Enero	Resto	Enero	Resto
γ_0	Positiva	Positiva*	Positiva	Positiva*	Positiva	Positiva*
γ_1	Negativa	Negativa	Negativa	Positiva	Negativa	Negativa

*Significativo al 5%

** Significativo al 10%

Puesto que los resultados de la estimación y contraste de las primas por riesgo de los activos individuales en el mes de enero, han resultado ser distintos a los obtenidos al considerar la totalidad de los meses del año, hemos considerado oportuno determinar las primas correspondientes a cada uno de los meses del año. Dichas primas se van a calcular tanto para los títulos individuales como para la muestra de carteras por tamaño, complementando así el análisis estacional de la prima por riesgo.

Una vez obtenida la prima por riesgo en cada uno de los meses, y con las series de estimaciones γ_{1t} , se realiza el contraste de significación estadística de los mismos, utilizando como cartera de mercado el IGBM y los dos índices contruidos. Los resultados, que se muestran en las tablas 7 y 8, recogen el promedio de los estimadores mensuales así como el estadístico t ajustado correspondientes a los distintos títulos analizados.

Tabla 7: Promedio de la prima por riesgo en cada uno de los meses del año (títulos)

	IGBM	Índice Equiponderado	Índice Ponderado
Enero	0,019534** (1,7958)	0,037312* (2,2866)	0,023947** (1,9359)
Febrero	0,023401 (0,6485)	0,021572 (0,6132)	0,027140 (0,7150)
Marzo	-0,007329 (-0,4364)	0,009908 (0,4802)	-0,008127 (-0,4931)
Abril	-0,018522 (-0,6682)	-0,009996 (-0,4580)	-0,016461 (-0,5516)
Mayo	-0,012636 (-0,4672)	-0,015517 (-0,9786)	-0,008971 (-0,3495)

Junio	-0,001230 (-0,0579)	-0,004535 (-0,1453)	0,001392 (0,0606)
Julio	0,006262 (0,4809)	-0,002987 (-0,5985)	0,004083 (0,3437)
Agosto	-0,032301 (-0,7887)	-0,024358 (-0,8127)	-0,027800 (-0,7368)
Septiembre	0,000193 (0,0063)	-0,009675 (-0,3042)	0,001334 (0,0427)
Octubre	-0,008382 (-0,1688)	-0,021073 (-0,4563)	-0,007671 (-0,1573)
Noviembre	0,026751 (0,8236)	0,016441 (0,7073)	0,028347 (0,8420)
Diciembre	-0,049932 (-1,9848)	-0,068436 (-1,7423)	-0,051653 (-2,1899)

Estadístico t entre paréntesis.

*Significativo al 5%

**Significativo al 10%

Los valores que toma la prima por riesgo en cada uno de los meses del año para los distintos activos considerados individualmente, tal y como se expone en la tabla 7, muestran que la prima de mayor cuantía corresponde al mes de noviembre, al utilizar el IGBM y el índice ponderado por capitalización como proxys de la cartera de mercado, mientras que es superior en el mes de enero al considerar el índice equiponderado. Con respecto al signo que toman las distintas primas por riesgo, se observa que, independientemente del índice utilizado, los meses de febrero y noviembre presentan una prima positiva, mientras que los meses de abril, mayo, agosto, octubre y diciembre toman valores negativos. En los restantes meses, las primas toman signos positivos o negativos en función del índice de mercado. La prima de riesgo correspondiente al mes de enero es la única que ha resultado positiva y significativa.

Tabla 8: Promedio de la prima por riesgo en cada uno de los meses del año (carteras por tamaño)

	IGBM	Índice Equiponderado	Índice Ponderado
Enero	-0,544890 (-0,0736)	-0,115361 (-0,5375)	-0,362452 (-0,1774)
Febrero	-0,020995 (-0,5101)	0,021915 (1,2198)	0,014485 (0,7532)
Marzo	0,068526 (0,8677)	0,039372 (1,1372)	0,029287 (0,5042)
Abril	0,005365 (0,0939)	0,041199* (2,1890)	0,057297** (2,0193)
Mayo	-0,017029 (-0,4858)	-0,002937 (-0,1909)	0,000992 (0,0389)
Junio	-0,040783 (-0,5259)	-0,026484 (-0,6887)	-0,060417 (-0,9568)
Julio	-0,057549 (-0,7397)	-0,000738 (-0,0530)	-0,036191 (-0,4988)
Agosto	-0,013490 (-0,4515)	-0,006214 (-0,3721)	-0,028610 (-0,6940)
Septiembre	0,027112 (0,7888)	-0,007693 (-0,3619)	0,022550 (0,6030)
Octubre	-0,021020 (-0,7676)	0,006674 (0,4843)	-0,004223 (-0,1725)
Noviembre	0,011104 (0,2449)	-0,006342 (-0,3188)	0,010085 (0,3273)
Diciembre	-0,143232 (-2,3527)	-0,057902 (-1,2476)	-0,093286 (-1,4008)

Estadístico t entre paréntesis.

*Significativo al 5%

**Significativo al 10%

Al llevar a cabo el contraste de significación estadística de la prima de riesgo en cada uno de los meses del año para las carteras (tabla 8) se observa que al utilizar el IGBM como cartera de mercado, el mes de marzo es el que proporciona un mayor premio por riesgo, siendo superior el del mes de abril al considerar el índice equiponderado y ponderado por capitalización. Si bien al realizar el contraste para todos los meses del año, a excepción del mes de enero, se ponía de manifiesto que la prima era negativa y no significativa al tomar como índice de mercado el IGBM y el ponderado por capitalización, al analizar las primas de riesgo mes a mes, se observa que son positivas en los meses de marzo y abril con independencia del índice bursátil utilizado. Con respecto al mes de abril, hay que señalar que la prima es significativa al 5% cuando se utiliza el índice equiponderado, si aumentamos el error alfa al 10%, también resulta significativa la prima de dicho mes al considerar el índice ponderado como cartera de mercado. Los meses de enero, junio, julio, agosto y diciembre presentan primas negativas, mientras que en los restantes meses las primas toman valores positivos y negativos en función de la aproximación de la cartera de mercado que se tome.

Conclusiones

El objetivo del presente trabajo de investigación ha sido analizar la influencia del riesgo sistemático o riesgo de mercado en las variaciones de la rentabilidad de los distintos activos y carteras del mercado bursátil español. Por ello se ha efectuado la estimación y contraste del modelo CAPM utilizando la metodología de corte transversal sin medias propuesta por Fama y MacBeth (1973).

Las estimaciones de las primas por riesgo obtenidas para el período 1991-2000 no han resultado significativas en ninguna

de las muestras utilizadas, tanto al tomar títulos individualmente como carteras de activos, y con independencia del índice bursátil tomado como proxy de la cartera de mercado. Dichos resultados ponen de manifiesto la inexistencia de una relación lineal, positiva y significativa entre la rentabilidad esperada del activo o cartera y su riesgo sistemático, por lo que no se verifica el cumplimiento del modelo CAPM en el mercado español para la muestra y período temporal analizado.

La estimación y contraste del modelo también se ha efectuado en el mes de enero y en los restantes meses del año con la finalidad de analizar la posible estacionalidad de la prima por riesgo de los títulos y carteras en el mercado español. Los resultados obtenidos en la muestra de activos individuales indican que la prima por riesgo es positiva y significativa en el mes de enero, mientras que en el resto de los meses la prima es negativa y no significativa. Con respecto a las carteras, las primas de riesgo correspondientes al mes de enero no han resultado significativas, tomando un valor medio negativo. En los restantes meses del año, la prima por riesgo es mayoritariamente negativa, observándose la existencia de una prima positiva y significativa en el mes de abril para la muestra de carteras por tamaño, cuando se toma los dos índices contruidos.

En síntesis, al efectuar la contrastación del modelo CAPM globalmente, se obtiene que el riesgo sistemático o riesgo de mercado no influye en las variaciones de rentabilidad de los títulos españoles, pero sí se ha obtenido evidencia empírica de la influencia positiva y significativa de dicho riesgo en el mes de enero para los títulos individuales y en el mes de abril para las carteras por tamaño. De cualquier forma, queda puesto de manifiesto que el riesgo sistemático no constituye un buen predictor de las rentabilidades futuras en el mercado bursátil español.

Bibliografía

BASARRATE, B. (1988): “El efecto tamaño y la imposición sobre dividendos y ganancias de capital”. *Investigaciones Económicas*, vol. 12, nº 2, 225-242.

BASARRATE, B. y G. RUBIO (1994): “La imposición sobre plusvalías y minusvalías: sus efectos sobre el comportamiento estacional del mercado de valores”. *Revista Española de Economía*, vol. 11, pp. 246-277.

BERGÉS, A. (1984): *El mercado español de capitales en un contexto internacional*. Ministerio de Economía y Hacienda, Madrid.

BERGMAN, Y. Z. (1985): “Time preference and capital asset pricing models”. *Journal of Financial Economics*, vol. 14, nº 1, marzo, pp. 145-159.

BLACK, F. (1972): “Capital market equilibrium with restricted borrowing”. *Journal of Business*, vol. 45, nº 3, julio, pp. 444-455.

BOLSA DE MADRID: *Informes Anuales*. Años 1991-2000. Madrid.

BREEDEN, D.T. (1979): “An intertemporal asset pricing model with stochastic consumption and investment opportunities”, *Journal of Financial Economics*, 7, pp. 265-269.

BRENNAN, M. (1970): “Taxes, market valuation and corporate financial policy”. *National Tax Journal*, vol. 23, nº 4, diciembre, pp. 417-427.

BRENNAN, M. (1971): “Capital market equilibrium with divergent borrowing and lending rates”. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, vol. 6, diciembre, pp. 1197-1205.

BRENNAN, M. (1975): “The optimal number of securities in a risk asset portfolio when there are fixed costs of transacting: theory and some empirical results”. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 10, pp. 483-496.

CHEN, A.H. y A.J. BONESS (1975): “Effects of uncertain inflation on the investment and financing decisions of a firm”. *Journal of Finance*, vol. 30, nº 2, pp. 469-483.

CONSTANTINIDES, G. (1983): “Optimal stock trading with personal tax”. *Econometrica*, 51, pp. 611-636.

- CORZO, T. y S. IGLESIAS (1997): "Beta como medida del riesgo en mercados bajistas: una aplicación a la Bolsa de Madrid". *V Foro de Finanzas*, Asociación Española de Finanzas (AEFIN). Universidad de Málaga, pp. 575-587.
- CORZO, T. y E. MARTÍNEZ-ABASCAL (1996): "Anomalías en la valoración de activos y CAPM en la Bolsa de Madrid: 1988-1994". *IV Foro de Finanzas*, Asociación Española de Finanzas (AEFIN). Madrid, pp. 373-387.
- ELTON, E.J. y M.J. GRUBER (1978): "Taxes and portfolio composition". *Journal of Financial Economics*, 6, pp. 399-410.
- FAMA, E.F. y J.D. MACBETH (1973): "Risk, return and equilibrium: empirical tests". *Journal of Political Economy*, 81, pp. 607-636.
- FRIEND, I., Y. LANDSKRONER y E. LOSQ (1976): "The demand for risky assets under uncertain inflation". *Journal of Financial*, vol. 31, diciembre, pp. 1287-1297.
- GALLEGO, A., J.C. GÓMEZ y J. MARHUENDA (1992): "Evidencias empíricas del CAPM en el mercado español de capitales". *Instituto Valenciano de Investigaciones Económicas*, WP-EC 92-13.
- GALLEGO, M.A. y J. MARHUENDA (1997): "Riesgo sistemático, total y coasimetría en la valoración de activos". *Revista Española de Financiación y Contabilidad*, vol. 26, nº 90, pp. 145-165.
- GOLDSMITH, D. (1976): "Transactions costs and the theory of portfolio selection". *Journal of Finance*, vol. 31, nº 4, septiembre, pp. 1127-1139.
- GÓMEZ-BEZARES, F., J.A. MADARIAGA y J. SANTIBAÑEZ (1994): *Valoración de acciones en la Bolsa Española*. Biblioteca de Gestión, Ed. Desclée de Brouwer. Bilbao.
- GRUNDY, K. y B.G. MALKIEL (1996): "Reports of beta's death have been greatly exaggerated". *Journal of Portfolio Management*, primavera, pp. 36-44.
- LEVY, H. (1978): "Equilibrium in an imperfect market: a constraint on the number of securities in a portfolio". *American Economic Review*, 68, pp. 643-658.
- LINTNER, J. (1969): "The aggregation of investor's diverse judgments and preferences in purely competitive security markets". *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 4, pp. 347-400.

- LITZENBERGER, R.H. y K. RAMASWAMY (1980): "Dividends, short selling restrictions, tax-induced investor clienteles and market equilibrium". *Journal of Finance*, 35, pp. 469-482.
- MARHUENDA, J. (1997): *Anomalías en los modelos de valoración de activos*. Universidad de Alicante, Secretariado de Publicaciones.
- MARKOWITZ, H. (1952): Portfolio selection. *The Journal of Finance*, marzo, pp. 77-91.
- MERTON, R. (1973): "An intertemporal asset pricing model", *Econometrica*, 41, pp. 867-887.
- NIETO, B. (2001): "Los modelos multifactoriales de valoración de activos: un análisis empírico comparativo". *IX Foro de Finanzas*, Asociación Española de Finanzas (AEFIN). Universidad Pública de Navarra.
- NIETO, B y G. RUBIO (2002): "El modelo de valoración con cartera de mercado: una nueva especificación". *Revista Española de Financiación y Contabilidad*, vol. 31, nº 113, pp. 697-723.
- NEWBY, W. y K. WEST (1987): "A simple, positive definite, heteroscedasticity and autocorrelation consistent covariance matrix". *Econometrica*, 55, 703-708.
- PALACIOS, J. (1973): The stock market in Spain: Tests of efficiency and capital market theory. Tesis doctoral no publicada, Stanford University.
- ROLL, R. (1973): "Assets, money and commodity price inflation under uncertainty". *Journal of Money, Credit and Banking*, noviembre, vol. 5, nº4, pp. 905-923.
- 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*, 12, pp. 221-242
- RUBIO, G. (1995): "Further evidence on performance evaluation: portfolio holdings, recommendations and turnover costs". *Journal of Quantitative Finance and Accounting*, nº 5, pp. 127-153.
- SENTANA, E. (1995): "Riesgo y rentabilidad en el mercado español de valores". *Moneda y Crédito*, vol. 200, pp. 133-167.

- SHANKEN, J. (1992): "On the estimation of beta-pricing models". *Review of Financial Studies*, 5, pp. 1-34.
- SHANKEN, J. (1996): "Statistical methods in tests of portfolio efficiency: A synthesis". En *Handbook of Statistics*, vol. 14, Eds. S. Maddala y C. Rao, Elsevier Sciencies.
- SHARPE, W.F. (1964): "Capital asset prices: a theory of market equilibrium under conditions of risk". *The Journal of Finance*, vol. 19, n° 3, pp. 425-442.
- STAPLETON, R. y M. SUBRAHMANYAM (1977): "Market imperfections, capital market equilibrium and corporate finance". *Journal of Finance*, 32, pp. 307-319.
- STAPLETON, R. y M. SUBRAHAMANYAM (1978): "A multiperiod equilibrium asset pricing model". *Econometrica*, vol. 46, n° 5, septiembre, pp. 1077-1096.