

Ana María  
Gallego Merino  
y Joaquín  
Marhuenda  
Fuctuoso (\*)

*Departamento  
de Economía Financiera.  
Facultad de Ciencias  
Económicas  
y Empresariales.  
Universidad de Alicante*

## RIESGO SISTEMÁTICO, TOTAL Y COASIMETRÍA EN LA VALORACIÓN DE ACTIVOS

*Resumen.—Palabras clave.—Abstract.—Keywords—1. Introducción.—2. El modelo y su contrastación empírica. 3. Datos.—4. Resultados de la contratación empírica del CAPM—5. Comparación de la linealidad.—6. Estimación del efecto de la variabilidad de los títulos individuales.—7. Estimación de la coasimetría. 8. Conclusiones.—Referencias Bibliográficas.*

### RESUMEN

EL objetivo de este artículo es analizar si el comportamiento agregado de los inversores en el mercado de capitales español se ajusta a la relación riesgo-rentabilidad propuesta por el modelo de valoración de activos de capital (CAPM). Se contrastan tres tipos de afirmaciones: (i) que la varianza de un activo, así como sus momentos de orden superior, son irrelevantes en su valoración; (ii) la significatividad de «momentos marginales» como la covarianza y la coasimetría; y (iii) que las relaciones de corte transversal entre las rentabilidades medias y estos «momentos marginales» son lineales y tienen ciertos signos. Con el fin de

(\*) Los autores agradecen al Profesor Gonzalo Rubio las facilidades ofrecidas para disponer de su base de datos. También agradecen los comentarios recibidos de un evaluador anónimo.

disminuir el problema de errores de medida en las variables y sesgo en las regresiones de corte transversal se utilizan datos agregados en carteras siguiendo el criterio par/impar.

#### PALABRAS CLAVE

Beta, CAPM, Coasimetría, Rentabilidad, Riesgo.

#### ABSTRACT

The aim of this paper is to analyze if the aggregated behavior of investors in the spanish capital market corresponds with the risk-return relationship hypothesized by the asset-pricing models. Three types of assertions are tested: (i) that individual-security moments are irrelevant in their pricing; (ii) that «marginal moments» such covariance and coskewness are relevant instead; y (iii) that cross-sectional relationships between mean returns and these «marginal moments» are linear and have certain signs. In order to minimise the errors-in-the-variables problem and to avoid bias in the cross-sectional regression we adopted the odd/even technique of grouping the data.

#### KEYWORDS

Beta, CAPM, Co-skewness, Return, Risk.

#### 1. INTRODUCCION

Desde su origen, el modelo de valoración de activos de capital (CAPM) ha condicionado la percepción sobre la relación entre rentabilidad y riesgo, ya que de las condiciones de equilibrio se deduce entre ambos una relación lineal y positiva. Además, el riesgo sistemático se convierte en la

única variable significativa a la hora de explicar el comportamiento de la rentabilidad de un activo.

Desde la década de los setenta han sido innumerables los trabajos, que con uno u otro resultado, han tratado de contrastar empíricamente este modelo teórico. En cada uno de ellos se han utilizado diversas metodologías destinadas a paliar el problema planteado por la no observabilidad del riesgo sistemático de un activo. Así, Black, Jensen y Scholes (1972) y Fama y MacBeth (1973) han estudiado el comportamiento de la rentabilidad media y el riesgo sistemático para títulos del NYSE, encontrando evidencia de un comportamiento acorde con los postulados del CAPM. No obstante, trabajos más recientes como los de Reinganum (1981), Lakonishok y Shapiro (1986), y Fama y French (1992), rechazan la existencia de una relación positiva y significativa entre rentabilidad y riesgo.

Contrastes similares a los reseñados han sido realizados para datos procedentes de mercados distintos al estadounidense. Por ejemplo, Corhay, Hawawini y Michel (1987) han analizado el comportamiento de cuatro mercados: Estados Unidos, Reino Unido, Francia y Bélgica. Sus resultados indican que el premio por riesgo medio estimado es positivo pero no significativo en todos ellos, a excepción de Francia donde es significativo y negativo, de lo que concluyen que la pendiente de la relación entre rentabilidad y riesgo debería ser horizontal o negativa.

En el mercado español de capitales los diversos contrastes realizados por Palacios (1973), Bergés (1984), Rubio (1988, 1991) y Gallego, Gómez y Marhuenda (1992), entre otros, rechazan la existencia de una relación similar a la postulada en el CAPM, sucediendo lo contrario en los casos de Basarrate y Rubio (1990) (1) y Gómez-Bezares, Madariaga y Santibáñez (1994).

En el presente trabajo, y siguiendo una metodología distinta a la de las investigaciones anteriormente citadas, se plantea como primer objetivo volver a contrastar la significatividad del coeficiente beta, la linealidad de la relación entre rentabilidad y riesgo, y la significatividad de la desviación típica para explicar el comportamiento de la rentabilidad de un activo. Adicionalmente, se analizará el efecto que el grado de coasimetría entre un activo y el mercado puede tener sobre su rentabilidad media, según la relación inicialmente propuesta por Kraus y Litzenberger (1976) y Friend y Westerfield (1980).

---

(1) Si bien, en el trabajo de BASARRATE y RUBIO (1990) la relación positiva entre rentabilidad y riesgo sistemático se da únicamente en el mes de enero. Lo que no apoya especialmente la validez del modelo.

La metodología seguida se fundamenta en una técnica alternativa de formación de carteras denominada impar/par con la que se consigue reducir el denominado «efecto regresión», que aparece cuando el agrupamiento se realiza utilizando como criterio el grado de riesgo estimado de los activos.

La organización del artículo es la siguiente: en el segundo apartado se hace una presentación formal del modelo y se exponen los problemas que plantea su contrastación empírica, así como la metodología propuesta para solucionarlos. En el tercero se describe la base de datos utilizada en el trabajo. En los tres siguientes apartados se contrastan la significación estadística del riesgo sistemático, la linealidad de la relación rentabilidad-riesgo sistemático y el poder explicativo del riesgo total, respectivamente. En el séptimo apartado se introduce la coasimetría, y en el último se ofrecen las conclusiones.

## 2. EL MODELO Y SU CONTRASTACION EMPIRICA

El modelo de valoración de activos de capital, CAPM, constituye desde su aparición en los trabajos de Sharpe (1964), Lintner (1965), Mossin (1966) y Treynor (1961), una contribución fundamental para entender el funcionamiento de los mercados de capitales. Esencialmente, se puede considerar una extensión del modelo normativo media-varianza desarrollado por Markowitz (1952) y Tobin (1958), al que se añaden los supuestos de eficiencia y perfección del mercado, así como la existencia de un gran número de inversores con expectativas homogéneas acerca de la rentabilidad, normalmente distribuida, de los activos.

A partir de este conjunto de supuestos se deriva la siguiente ecuación que describe la valoración en equilibrio de activos arriesgados:

$$E(R_i) = E(R_z) + [E(R_M) - E(R_z)] \beta_i \quad [1]$$

La «hipótesis de expectativas racionales» permite plantear la siguiente versión ex-post del CAPM, para valores observados de las rentabilidades efectivamente realizadas:

$$R_{it} - R_{zt} = (R_{Mt} - R_{zt}) \beta_i + \varepsilon_{it} \quad [2]$$

en la que:  $R_{it}$  es la tasa de rentabilidad realizada en el título  $i$  durante el período de tiempo  $t$ ;  $R_{zt}$  es la tasa de rentabilidad libre de riesgo realiza-

da,  $r_{it}$ , o, alternativamente, la tasa de rentabilidad realizada que corresponde a la cartera de mínima varianza incorrelacionada con la cartera de mercado, dependiendo de la versión del CAPM considerada;  $R_{Mt}$ , es la tasa de rentabilidad realizada en la cartera de mercado, durante el período  $t$ , y,  $\varepsilon_{it}$ , es la perturbación aleatoria, normalmente distribuida con media cero y varianza constante.

Las implicaciones que se derivan de [2] son las mismas que las de [1]. No obstante, [1] está expresada en términos de los valores verdaderos de la medida de riesgo  $\beta_i$ . Para resolver esta dificultad se obtienen estimaciones  $\hat{\beta}_i$  de los títulos individuales y se sustituyen en la ecuación de realizaciones [2], de forma que para contrastar empíricamente el CAPM se deben estimar las constantes  $\gamma_0$ ,  $\gamma_1$  en la siguiente ecuación de corte transversal:

$$\bar{R}_i = \gamma_0 + \gamma_1 \hat{\beta}_i + e_i, \quad i = 1, 2, \dots, N. \quad [3]$$

donde:  $\bar{R}_i$  es la rentabilidad media realizada en el activo  $i$ ; y  $\hat{\beta}_i$  es una estimación del riesgo sistemático del activo  $i$  obtenida utilizando el modelo de mercado

$$R_{it} = \alpha_i + \beta_i R_{Mt} + e_{it} \quad [4]$$

El problema que plantea esta aproximación es que cualquier estimación,  $\hat{\beta}_i$ , difiere del verdadero valor,  $\beta_i$ , por un error de estimación. En la medida que los valores estimados,  $\hat{\beta}_i$ , se utilizan como variables independientes en la regresión de corte transversal [3] se ocasiona un problema de «errores en las variables» con el consiguiente sesgo e inconsistencia en las estimaciones de  $\gamma_0$ ,  $\gamma_1$ .

El procedimiento empleado habitualmente para maximizar la eficiencia de las estimaciones consiste en utilizar datos agregados con la finalidad de reducir la varianza de los errores de medida en betas, así como la correspondiente a la perturbación aleatoria. Para ello, se forman carteras de activos en orden a reducir la ineficiencia asociada a las estimaciones individuales de  $\hat{\beta}_i$ . La forma de agrupación debe conseguir, además, la máxima dispersión en la variable independiente para que resulte más aparente el efecto del riesgo sobre la rentabilidad en la ecuación [3], lo que se consigue clasificando, de mayor a menor, los títulos de acuerdo con su beta estimada,  $\hat{\beta}_i$ , y asignando los títulos a las carteras sobre la base de estos valores ordenados.

No obstante, el agrupamiento en base a  $\hat{\beta}_i$  no permite que los errores de medida sean independientes dentro de cada cartera: los positivos tien-

den a estar clasificados dentro de las carteras con  $\beta$  alta, ocurriendo lo contrario para los negativos. Esto origina una agregación de errores muestrales de un tipo particular en las carteras extremas, lo que produce un sesgo al alza en el coeficiente de la pendiente en la regresión de corte transversal.

Este efecto, denominado «fenómeno regresión», se puede evitar formando carteras de acuerdo con valores clasificados de  $\hat{\beta}_t$  para un período de tiempo, usando un período subsiguiente para obtener las betas estimadas de las carteras,  $\hat{\beta}_p$ , que se utilizan en las regresiones de corte transversal. Este ha sido el enfoque seguido por Black, Jensen y Scholes (1972) y por Fama y MacBeth (1973).

En este trabajo, para resolver el «problema de errores en las variables» y el «fenómeno regresión», se utiliza un procedimiento de agrupación de títulos en carteras siguiendo la metodología impar/par propuesta por Ball, Brown y Officer (1976), que consta de dos etapas: (i) en la primera, los títulos se clasifican y agrupan en carteras en base a los valores estimados de beta únicamente para los datos correspondientes a los meses impares, y (ii) en la segunda, se obtiene la beta estimada de cada una de las carteras con los datos correspondientes a los meses pares. Esta metodología asegura «que las estimaciones del riesgo sistemático para las carteras,  $\hat{\beta}_p$ , se obtienen en el mismo período de tiempo en que se utilizan para estimar las rentabilidades medias con las que estará relacionado, y que los errores sean esencialmente independientes entre los títulos» [Ball *et al.*, 1976, p. 9]. De esta manera se obtienen estimaciones del riesgo sistemático de las carteras que se suponen insesgadas y libres de error.

### 3. DATOS

La información utilizada en la investigación consta de tasas de rentabilidad mensuales (ajustadas por dividendos y ampliaciones), de una serie de activos negociados en la Bolsa española, en el período comprendido entre enero de 1963 y junio de 1990. Es decir, se dispone de un máximo de 330 observaciones por activo.

Por cuestiones metodológicas la muestra se compone de las 50 acciones que han cotizado ininterrumpidamente durante el período considerado, lo que puede provocar la aparición de un sesgo de supervivencia.

Como proxy o cartera sustituta de la rentabilidad agregada de la verdadera cartera de mercado se ha utilizado la correspondiente al índice general de la Bolsa de Madrid.

#### 4. RESULTADOS DE LA CONTRASTACIÓN EMPÍRICA DEL CAPM.

Como se ha indicado en la Sección 2, para resolver los problemas que plantea la contrastación empírica del CAPM seguimos la metodología impar/par. Así, en la fase de formación de carteras se utilizan únicamente meses impares, obteniendo las estimaciones de beta para cada título considerado en la muestra mediante la ecuación [4],

$$R_{it} = \alpha_i + \beta_i R_{Mt} + u_{it}, \quad \begin{matrix} t = 1, 2, \dots, 165 \\ i = 1, 2, \dots, 50 \end{matrix}$$

Una vez obtenidas las estimaciones de beta para cada título, se ordenan de mayor a menor y se construyen diez carteras, igualmente ponderadas, de cinco títulos cada una. Se obtiene así el valor de beta para cada cartera, como promedio de las betas individuales de los títulos que la componen, en los meses impares, como se muestra en la segunda columna de la Tabla I.

TABLA I

#### RESULTADOS DEL PROCEDIMIENTO DE AGRUPAMIENTO EN BASE A BETA. PERIODO COMPLETO (enero 1963-junio 1990)

Cartera	$\beta$ -Impar	$\beta$ -Par	Rentabilidad
1	1,4294	1,1448	0,0133
2	1,3293	1,3210	0,0141
3	1,1887	1,2278	0,0152
4	1,0953	1,1739	0,0153
5	1,0472	0,7995	0,0138
6	0,9862	1,1064	0,0150
7	0,8855	0,9215	0,0196
8	0,7913	0,8889	0,0117
9	0,7193	1,0772	0,0183
10	0,6052	0,7055	0,0154
Media	1,0077	1,0368	
S.D.	0,2647	0,1983	

Una vez conocida la composición de cada cartera, se calcula su rentabilidad media para los meses pares, y se procede a estimar su riesgo sistemático, de acuerdo con la siguiente ecuación:

$$R_{pt} = \alpha_p + \beta_p R_{Mt} + u_{pt}, \quad \begin{array}{l} t = 1, 2, \dots, 165 \\ p = 1, 2, \dots, 10 \end{array}$$

presentándose los valores de estas estimaciones en la tercera columna de la Tabla I.

Con estos datos se puede contrastar empíricamente el CAPM realizando la siguiente regresión de corte transversal:

$$\bar{R}_p = \gamma_0 + \gamma_1 \hat{\beta}_p + e_p, \quad p = 1, 2, \dots, 10 \quad [5]$$

donde:  $\bar{R}_p$ , es la rentabilidad media de la cartera  $p$  en el período completo de 330 meses, tal como se muestra en la cuarta columna de la Tabla I;  $\hat{\beta}_p$  es la beta estimada para la cartera  $p$  en los meses pares;  $e_p$  es el término de perturbación para la cartera  $p$ . Los resultados de esta regresión aparecen en la Tabla II, junto con los correspondientes a tres subperíodos de 110 meses cada uno, habiéndose seguido en cada subperíodo una metodología similar a la indicada para el período completo.

TABLA II

RESULTADOS DE LA REGRESIÓN DE CORTE TRANSVERSAL.  
PERÍODO COMPLETO Y SUBPERÍODOS

	$\hat{\gamma}_0$	$\hat{\gamma}_1$	R <sup>2</sup>
1963.01-1990.06	0,0155 (3,57)	- 0,0003 (-0,08)	0,0007
1963.01-1972.02	0,0163 (3,12)	- 0,0053 (-1,06)	0,1241
1972.03-1981.04	0,0004 (0,11)	- 0,0004 (-0,09)	0,0011
1981.05-1990.06	0,0295 (5,17)	0,0046 (0,91)	0,0944



Los resultados ponen de manifiesto que en el período completo y en los dos primeros subperíodos, el valor estimado de la pendiente es negativo aunque no significativo, mientras que en el tercer subperíodo el valor es positivo pero sigue siendo no significativo. Por tanto, indican que, tanto en el período completo como en los subperíodos, el riesgo sistemático no ha explicado el comportamiento de la rentabilidad. O, lo que es lo mismo, si se admite que en un mercado en equilibrio los inversores solamente obtienen rentabilidad adicional por soportar riesgo sistemático, se observa que éste no es el caso del mercado español, ya que los inversores no son compensados con niveles superiores de rentabilidad media por asumir mayores cotas de riesgo, incluso son penalizados. Por tanto, se podría afirmar que el comportamiento de los inversores ha sido, aparentemente, irracional. Es decir, en el mercado español de capitales se incumple uno de los supuestos básicos del CAPM: la existencia de una relación positiva significativa entre rentabilidad y riesgo sistemático.

Estos resultados están en la línea de los obtenidos por Bergés (1984), Rubio (1988,1991) y Gallego *et al.* (1992) para el caso del mercado español, así como los de Reinganum (1981), Lakonishok y Shapiro (1986) y Fama y French (1992), para Estados Unidos, y Corhay *et al.* (1987), para Estados Unidos, Reino Unido, Francia y Bélgica. Por tanto, parece que la no corroboración de las hipótesis planteadas por el CAPM no puede atribuirse a la metodología de contrastación empleada.

## 5. COMPROBACION DE LA LINEALIDAD

El CAPM implica la existencia de una relación lineal entre  $R_p$  y  $\hat{\beta}_p$ . Un método estándar para comprobar la linealidad es añadir el término  $\beta^2$  a la ecuación [5]. Sin embargo, en la medida que todos los  $\hat{\beta}_p$  están en la región de la unidad, se espera que exista colinealidad entre  $\beta$  y  $\beta^2$ . Esto es fácilmente comprobable, si  $\beta^2 = f(\beta)$  se obtienen los resultados que aparecen en la Tabla III, tanto para el período completo como para los subperíodos, observándose una correlación positiva prácticamente perfecta.

TABLA III  
RESULTADOS DE LA RELACION ENTRE  $\beta$  Y  $\beta^2$ . PERIODO  
COMPLETO Y SUBPERIODOS

	Intercepto	Pendiente	R <sup>2</sup>
1963.01-1990.06	0,0153 (2,12)	0,9885 (160,7)	0,9996
1963.01-1972.02	- 1,0841 (-18,4)	2,1201 (37,5)	0,9943
1972.03-1981.04	- 0,8805 (-7,80)	1,9753 (15,2)	0,9665
1981.05-1990.06	- 1,1669 (-18,7)	2,1941 (39,1)	0,9948

Así, una vez detectada la presencia de colinealidad para comprobar la existencia de linealidad tomamos los residuos de la ecuación [5] y los regresamos contra  $\hat{\beta}_p$ , como se indica en la siguiente expresión:

$$e_p = \gamma'_0 + \gamma'_1 \hat{\beta}_p + e'_{p'} \quad p = 1, 2, \dots, 10. \quad [6]$$

Si la relación de linealidad entre rentabilidad esperada y riesgo propuesta por el CAPM se cumpliera el valor estimado  $\hat{\gamma}'_1$  debería ser nulo. Los resultados tanto para el período completo como para los subperíodos aparecen en la Tabla IV.

TABLA IV  
RESULTADOS DEL TEST DE LINEALIDAD.  
PERIODO COMPLETO Y SUBPERIODOS

	$\gamma'_0$	$\gamma'_1$	R <sup>2</sup>
1963.01-1990.06	0,0001 (0,05)	- 0,0001 (-0,07)	0,0004
1963.01-1972.02	0,0001 (0,03)	- 0,0001 (-0,04)	0,0002
1972.03-1981.04	- 0,0006 (-0,28)	0,0008 (0,35)	0,0151
1981.05-1990.06	- 0,0001 (-0,04)	0,0001 (0,04)	0,0002

Como se puede observar, todas las estimaciones del coeficiente de la pendiente en la ecuación [6] son significativamente iguales a cero, lo que apoya la linealidad de la relación entre rentabilidad y riesgo sistemático, si bien como ya hemos visto es horizontal, dado que beta no explica nada de la rentabilidad.

## 6. ESTIMACION DEL EFECTO DE LA VARIABILIDAD DE LOS TITULOS INDIVIDUALES

En el contexto del CAPM, ningún momento de las distribuciones de rentabilidad distinto de la media, determina la valoración de los activos. Esto se puede demostrar descomponiendo la covarianza entre la rentabilidad de un activo y la del mercado de la siguiente forma:

$$\sigma_{iM} = \sum_{j=1}^N x_j \sigma_{ij} = \sum_{j \neq i} x_j \sigma_{ij} + x_i \sigma_i^2$$

En esta expresión la varianza del título  $i$  tiene una influencia muy pequeña sobre  $\sigma_{iM}$ , dada por  $x_i$ , mientras que las covarianzas presentan una ponderación mucho mayor,  $1-x_i$ .

Dado que en los apartados previos se ha demostrado que no existe una relación clara entre rentabilidad y riesgo sistemático, aunque esta es lineal, vamos a tratar de analizar si la desviación estándar individual de un título merece un premio por riesgo, y por tanto es una medida relevante del mismo.

Para realizar esta nueva contrastación empírica se han seguido los mismos procedimientos descritos previamente para la estimación de  $\beta$ . En particular, se han estimado las desviaciones típicas de las rentabilidades mensuales para cada uno de los 50 títulos en los meses impares para el período completo. Una vez obtenidas, los títulos fueron ordenados de mayor a menor y se construyeron diez carteras con el mismo número de títulos. Seguidamente, se estimó la desviación estándar de cada cartera en los meses pares. Los resultados de estos procedimientos aparecen resumidos en la Tabla V.

TABLA V

RESULTADOS DEL PROCEDIMIENTO DE AGRUPAMIENTO  
EN BASE A LA DESVIACIÓN ESTÁNDAR. PERÍODO COMPLETO  
(enero 1963-junio 1990).

Cartera	D.E. Media-Imp.	D.E. Media-Par	$\beta$	Rentab. Media
1	0,1554	0,1048	1,2214	0,01587
2	0,1386	0,0892	1,3301	0,01263
3	0,1198	0,0713	1,0798	0,01238
4	0,1090	0,0655	0,9877	0,01715
5	0,1043	0,0617	0,9595	0,01644
6	0,0960	0,0643	0,9918	0,01710
7	0,0906	0,0710	1,0155	0,01589
8	0,0855	0,0571	0,9162	0,01611
9	0,0808	0,0553	0,9063	0,01612
10	0,0726	0,0511	0,8139	0,01223
Media	0,1053	0,0689		
S.D.	0,0262	0,0166		

Una vez conocida su composición, se obtienen las betas estimadas de cada cartera para el período completo de 330 meses, así como la rentabilidad media de cada una de ellas. Hecho esto, el siguiente paso consiste en comprobar si cualquier variación en las rentabilidades de las carteras no explicada por el riesgo sistemático puede serlo por las desviaciones estándar estimadas de los meses pares. Para ello, inicialmente se regresan las rentabilidades medias de las carteras sobre sus betas estimadas en una forma similar a la indicada en la ecuación [5]. Los resultados que se obtienen para el período completo y los subperíodos aparecen en la Tabla VI.

TABLA VI  
RESULTADOS DE LA REGRESIÓN DE CORTE TRANSVERSAL.  
PERÍODO COMPLETO Y SUBPERÍODOS

	$\hat{\gamma}_0$	$\hat{\gamma}_1$	R <sup>2</sup>
1963.01-1990.06	0,0181 (3,97)	- 0,0028 (-0,65)	0,0509
1963.01-1972.02	0,0204 (3,68)	- 0,0088 (-1,75)	0,2789
1972.03-1981.04	- 0,0026 (-0,86)	0,0032 (0,90)	0,0933
1981.05-1990.06	0,0140 (1,70)	0,0191 (2,55)	0,4489

Como se advierte, tanto para el período completo como para los dos primeros subperíodos, se mantienen los resultados obtenidos con anterioridad. Esto es, los inversores no son recompensados por soportar riesgo sistemático. Sin embargo, como resultado novedoso en relación a los observados previamente, se obtiene que en el tercer subperíodo la estimación del coeficiente de la pendiente es positiva y significativa, lo que estaría de acuerdo con las premisas básicas del CAPM.

Una vez examinada la relación entre rentabilidad y riesgo sistemático, una posible especificación alternativa consistiría en incluir en la ecuación [5] la desviación estándar, lo que exige tener en cuenta la posibilidad de provocar un problema de multicolinealidad. Para ello, se analiza la siguiente relación:

$$\sigma_p = f(\hat{\beta}_p),$$

obteniéndose los siguientes resultados para el período completo y los subperíodos

TABLA VII

RESULTADOS DE LA RELACION ENTRE  $\beta$  Y DESVIACION ESTANDAR. PERIODO COMPLETO Y SUBPERIODOS.

	Intercepto	Pendiente	R <sup>2</sup>
1963.01-1990.06	- 0,0323 (-1,99)	0,0990 (6,32)	0,8333
1963.01-1972.02	0,0086 (1,64)	0,0273 (5,73)	0,8043
1972.03-1981.04	0,0154 (0,91)	0,0428 (2,13)	0,3639
1981.05-1990.06	- 0,0210 (-1,44)	0,1140 (8,61)	0,9027

observándose una correlación positiva muy alta, salvo en el segundo subperíodo, que pone de manifiesto la posible aparición de multicolinealidad.

Para analizar el impacto de la desviación estándar se toman los residuos obtenidos en la regresión de corte transversal [5] anterior y se regresan contra la desviación estándar de cada cartera en los meses pares, de la siguiente manera:

$$e_p = \gamma'_0 + \gamma'_1 \hat{\sigma}_p + e''_p \quad [7]$$

Si el CAPM se cumple se espera que el estimador de la pendiente en la ecuación [7] sea igual a cero. Seguidamente se observa el resultado de este análisis para el período completo y los tres subperíodos

TABLA VIII  
IMPACTO DE LA DESVIACION ESTANDAR.  
PERIODO COMPLETO Y SUBPERIODOS

	$\hat{\gamma}''_0$	$\hat{\gamma}''_1$	R <sup>2</sup>
1963.01-1990.06	- 0,0008 (-0,29)	0,0121 (0,30)	0,0111
1963.01-1972.02	- 0,0061 (-1,02)	0,1605 (1,04)	0,1192
1972.03-1981.04	0,0042 (1,94)	- 0,0827 (-1,99)	0,3327
1981.05-1990.06	- 0,0048 (-0,76)	0,0476 (0,79)	0,0729

Los resultados están en la línea de lo esperado. Las estimaciones del coeficiente de la pendiente para el período completo, el primero y el tercero de los subperíodos no son significativas. Sin embargo, en el segundo subperíodo se observa cómo la desviación estándar tiene un impacto negativo significativo sobre la rentabilidad. Este resultado era anticipable, si se observa que en la Tabla VII, el segundo subperíodo es el que presenta una correlación más baja entre riesgo sistemático y desviación estándar.

Así, el valor observado para el segundo subperíodo supone la ruptura de uno de los supuestos básicos del CAPM: la presencia de una medida de riesgo distinta de  $\beta$  que influye sobre la rentabilidad de los títulos. Además, este resultado plantea la existencia de una relación rentabilidad-riesgo negativa y significativa, lo que claramente se opone a la idea de que los inversores deben ser recompensados por soportar riesgos mayores.

## 7. ESTIMACION DE LA COASIMETRÍA

En los apartados previos se ha puesto de manifiesto cómo las especificaciones básicas del CAPM no se cumplen en el mercado español de capitales. En esta sección se analiza si la asimetría tiene algún efecto en la valoración de activos. La versión estándar del CAPM ignora la asimetría por considerar que no existe (como es el caso de la distribución de renta-

bilidad normal), y/o porque las funciones individuales de utilidad la ignoran (caso de las funciones cuadráticas).

Kraus y Litzenberger (1976) incorporaron el efecto de la asimetría en las distribuciones de rentabilidad, con el supuesto de que los inversores prefieren asimetría positiva en las rentabilidades de sus carteras. De aquí, dado que en equilibrio todos los inversores poseen la cartera de mercado y su asimetría suele ser positiva, los inversores prefieren aquellos títulos que más contribuyen a la misma. Estos son los de mayor coasimetría y proporcionan a sus propietarios rentabilidades medias menores, lo que pone de manifiesto que los inversores exigen rentabilidades menores en aquellas acciones que ofrecen una mayor oportunidad de participar en los movimientos positivos del mercado. Alternativamente, se puede decir que los inversores requieren mayores rentabilidades en las acciones de baja coasimetría con el mercado porque ofrecen menores oportunidades de participar en los cambios positivos del mismo. Si el mercado tuviera una asimetría negativa, los inversores serían aversos a la coasimetría positiva con el mercado.

Por tanto, el modelo empírico a comprobar es el siguiente:

$$\bar{R}_i = \gamma_0 + \gamma^1 \hat{\beta}_i + \gamma_2 \delta_i + e_i \quad [8]$$

donde:  $\gamma_2$  debe tener un signo opuesto al de la asimetría del mercado, y  $\delta_i$  es la coasimetría entre la rentabilidad del título y la del mercado,

$$\delta_i = \frac{\sum_{t=1}^T (R_{Mt} - \bar{R}_M)^2 (R_{it} - \bar{R}_i)}{\sum_{t=1}^T (R_{Mt} - \bar{R}_M)^3}$$

Para valorar el impacto de la coasimetría se emplea un procedimiento similar al utilizado con el riesgo sistemático. En una primera fase se obtienen estimaciones de la coasimetría de cada acción en la muestra para los meses impares del período completo, seguidamente se ordenan de mayor a menor y se construyen diez carteras. A continuación, se obtiene la coasimetría de cada cartera en los meses pares, los resultados aparecen en la Tabla IX.



TABLA IX

RESULTADOS DEL PROCEDIMIENTO DE AGRUPAMIENTO EN BASE A LA COASIMETRÍA. PERÍODO COMPLETO (enero 1963-junio 1990).

Cartera	Coasimetría-Impar	Coasimetría-Par	Rentabilidad media
1	-0,5565	-0,3380	0,0157
2	0,0806	-0,2784	0,0169
3	0,2453	-0,1547	0,0146
4	0,4236	-1,0187	0,0156
5	0,5510	-0,9057	0,0178
6	0,7164	-0,4883	0,0157
7	0,8255	-0,9410	0,0120
8	0,9252	-0,8107	0,0161
9	1,3018	-0,7971	0,0135
10	1,9356	-0,7611	0,0136
MEDIA	0,6448	-0,6494	
S.D.	0,6825	0,3078	

Se aprecian grandes diferencias en las estimaciones de la coasimetría para meses pares e impares. De hecho, parece que exista una correlación negativa entre ambas, a pesar de que los meses pares e impares están entremezclados exactamente en el mismo período de tiempo. Estos resultados podrían indicar que no existe coasimetría, y que los resultados obtenidos no son más que un error de medida, como se verá más adelante.

Seguidamente se obtienen estimaciones de  $\beta$  para cada cartera, formada de acuerdo con la coasimetría, para el período completo de 330 meses, así como sus rentabilidades medias. Efectuándose una regresión de corte transversal como la [5], cuyos resultados tanto para el período completo como para los subperíodos aparecen en la Tabla X.

TABLA X  
RESULTADOS DE LA REGRESION DE CORTE TRANSVERSAL.  
PERIODO COMPLETO Y SUBPERIODOS

	$\hat{\gamma}_0$	$\hat{\gamma}_1$	R <sup>2</sup>
1963.01-1990.06	0,0165 (4,42)	-0,0013 (-0,37)	0,0174
1963.01-1972.02	0,0252 (11,3)	-0,0130 (-6,59)	0,8446
1972.03-1981.04	-0,0050 (-0,79)	0,0061 (0,81)	0,0769
1981.05-1990.06	0,0351 (6,37)	-0,0005 (-0,10)	0,0012

De nuevo, si se analizan los resultados que aparecen en la Tabla X, observamos la inexistencia de una relación significativa entre rentabilidad y riesgo sistemático, salvo en el primer subperíodo en el que existe una relación significativa, pero negativa. Estos resultados indican que el riesgo sistemático no es un factor explicativo de la rentabilidad y cuando lo es lo hace en forma opuesta a la que predice la teoría.

Efectuada la regresión de corte transversal, los residuos de la misma se regresan sobre la coasimetría estimada en los meses pares, de acuerdo con la siguiente ecuación

$$e_p = \gamma''_0 + \gamma''_1 \delta_p + e'''_p \quad [9]$$

Si el CAPM se cumple, se espera que el estimador de la pendiente en la ecuación [9] no sea significativamente distinto de cero, bien porque la distribución de rentabilidad no sea asimétrica y, por tanto, la coasimetría no esté definida, o porque la asimetría no sea tenida en cuenta en las funciones individuales de utilidad. Los resultados de la última regresión de corte transversal aparecen en la Tabla XI.

TABLA XI  
IMPACTO DE LA COASIMETRÍA.  
PERÍODO COMPLETO Y SUBPERÍODOS

	$\hat{\gamma}'''_0$	$\hat{\gamma}'''_1$	R <sup>2</sup>
1963.01-1990.06	0,0004 (0,34)	0,0007 (0,37)	0,0174
1963.01-1972.02	-0,0021 (-1,01)	-0,0023 (-1,05)	0,1213
1972.03-1981.04	0,0002 (0,27)	0,0047 (0,58)	0,0413
1981.05-1990.06	0,0003 (0,13)	0,0005 (0,13)	0,0024

Por tanto, estos resultados corroboran la intuición manifestada previamente de que la coasimetría no es un factor explicativo de la rentabilidad en el mercado español de capitales. Ya que como se observa las estimaciones de  $\hat{\gamma}'''_1$ , no son significativamente distintas de cero, tanto para el período completo como para los subperíodos (2).

## 8. CONCLUSIONES

El CAPM constituye desde su origen a mediados de los sesenta uno de los paradigmas centrales sobre los que se ha desarrollado la Economía Financiera y ha condicionado la percepción dominante sobre la relación existente entre rentabilidad y riesgo. Los resultados de las pruebas empíricas efectuadas tanto a nivel nacional como internacional ponen de manifiesto la inexistencia de una relación significativa entre rentabilidad y riesgo sistemático, lo que podría indicar que los inversores no son recompensados por soportar niveles superiores del mismo.

En este trabajo se ha utilizado una metodología basada en el procedimiento impar/par, para contrastar si aparecen resultados distintos a los obtenidos anteriormente en el mercado español. Sin embargo, se observa

(2) A resultados similares llega SÁNCHEZ (1994).

que el riesgo sistemático carece de poder explicativo sobre el comportamiento de la rentabilidad, lo que es consistente con la evidencia previa.

Además, se han introducido nuevas variables que traten de explicar el comportamiento de la rentabilidad. Así, en la línea de Fama y MacBeth (1973), se ha introducido  $\beta^2$  y la desviación estándar como variables explicativas, y en la de Kraus y Litzenberger (1976) y Friend y Westerfield (1980) la coasimetría. En ningún caso, de acuerdo con las predicciones del modelo, se observa que estas variables tengan valores estadísticamente significativos, salvo en el caso de la desviación estándar para el período 1972.03-1981.04 en el que se obtiene un valor estadísticamente significativo pero de signo opuesto al que predice la teoría.

Por lo que se refiere al poder explicativo de  $\beta$  este es, básicamente, nulo tanto cuando el agrupamiento se hace en base a los  $\beta$ 's individuales de los títulos como cuando se emplea la desviación típica, así como la coasimetría. No obstante, cuando se emplea la desviación típica se comprueba que en el período 1981.05-1990.06 la relación entre rentabilidad y riesgo sistemático es positiva y significativa; sin embargo, cuando se emplea la coasimetría esta relación es negativa y significativa en el período 1963.01-1972.02. Consecuentemente, los resultados que se obtienen mediante la metodología impar/par no son robustos, dado que dependen de la variable utilizada en el agrupamiento de títulos en carteras.

## REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- BALL, R.; BROWN, P., y OFFICER, R. (1976): «Asset Pricing in the Australian Industrial Equity Market», *Australian Journal of Management*, vol. 1, núm. 1, abril, pp. 1-32.
- BASARRATE, B., y RUBIO, G. (1990): «A Note on the Seasonality in the Risk-Return Relationship», *Investigaciones Económicas*, vol. 14, pp. 311-318.
- BERGÉS, A. (1984): *El mercado de capitales español en un contexto internacional* (Madrid: Ministerio de Economía y Hacienda).
- BLACK, F. (1972): «Capital Market Equilibrium with Restricted Borrowing», *Journal of Business*, vol. 45, núm. 3, julio, pp. 444-455.
- BLACK, F.; JENSEN, M. C., y SCHOLES, M. (1972): «The Capital Asset Pricing Model: Some Empirical Tests», en Michael C. Jensen (ed.), *Studies in the Theory of Capital Markets* (New York: Praeger Publishers).
- CORHAY, A.; HAWAWINI, G., y MICHEL, P. (1987): «Seasonality in the Risk-Return Relationship: Some International Evidence», *Journal of Finance*, vol. 42, núm. 1, marzo, pp. 49-68.
- FAMA, E. (1976): *Foundations of Finance* (New York: Basic Books).

- FAMA, E., y MACBETH, J. (1973): «Risk, Return and Equilibrium: Empirical Tests», *Journal of Political Economy*, vol. 81, núm. 3, mayo, pp. 607-636.
- FAMA, E., y FRENCH, K. (1992): «The Cross-Section of Expected Stock Returns», *Journal of Finance*, vol. 47, núm. 2, junio, pp. 427-465.
- FRIEND, I., y WESTERFIELD, R. (1980): «Co-Skewness and Capital Asset Pricing», *Journal of Finance*, vol. 35, núm. 4, septiembre, pp. 897-913.
- GALLEGO, A., GÓMEZ, J., y MARHUENDA, J. (1992): «Evidencias empíricas del CAPM en el mercado español de capitales», *Instituto Valenciano de Investigaciones Económicas*, WP-EC 92-13.
- GÓMEZ-BEZARES, F.; MADARIAGA, J., y SANTIBÁÑEZ, J. (1994): *Valoración de acciones en la Bolsa Española* (Bilbao: Desclee de Brouwer).
- KRAUS, A., y LITZEMBERGER, R. (1976): «Skewness Preference and the Valuation of Risky Assets», *Journal of Finance*, vol. 31, núm. 4, septiembre, pp. 1085-1100.
- LAKONISHOK, J., y SHAPIRO, A. (1986): «Systematic Risk, Total Risk and Size as Determinants of Stock Market Returns», *Journal of Banking and Finance*, vol. 10, pp. 115-132.
- 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*, vol. 47, núm. 1, febrero, pp. 13-37.
- MARKOWITZ, H. (1952): «Portfolio Selection», *Journal of Finance*, vol. 7, núm. 1, marzo, pp. 77-91.
- MOSSIN, J. (1966): «Equilibrium in a Capital Asset Market», *Econometría*, vol. 34, núm. 4, octubre, pp. 768-783.
- PALACIOS, J. (1973): *The stock market in Spain: Tests of Efficiency and Capital Market Theory*, Tesis Doctoral no publicada, Stanford University.
- REINGANUM, M. (1981): «A New Empirical Perspective on the CAPM», *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, vol. 16, pp. 439-462.
- RUBIO, G. (1988): «Further International Evidence on Asset Pricing: The Case of the Spanish Capital Market», *Journal of Banking and Finance*, vol. 12, pp. 221-242.
- RUBIO, G. (1991): «Formación de precios en el mercado bursátil: Teoría y evidencia empírica», *Cuadernos Económicos de ICE*, vol. 49, núm. 3, pp. 157-186.
- SÁNCHEZ, P. (1994): «Análisis media-varianza-asimetría: Una aplicación a las primas de riesgo en el mercado de valores español», *Centro de Estudios Monetarios y Financieros*, Documento de Trabajo, núm. 9426.
- SHARPE, W. (1964): «Capital Asset Prices: A Theory of Market Equilibrium under Conditions of Risk», *Journal of Finance*, vol. 19, núm. 3, septiembre, pp. 425-442.
- TOBIN, J. (1958): «Liquidity Preference as Behavior Towards Risk», *Review of Economic Studies*, vol. 26, núm. 1, febrero, pp. 65-86.
- TREYNOR, J. (1961): «Toward a Theory of Market Value of Risky Assets», Trabajo no publicado.

