Modelos de valoración de activos financieros con riesgo asimétrico*

Asset Pricing Models with Asymmetric Risk

José Luis Miralles Marcelo**. Universidad de Extremadura
María del Mar Miralles Quirós. Universidad de Extremadura
José Luis Miralles Quirós. Universidad de Extremadura

RESUMEN El objetivo de este estudio consiste en analizar la relevancia de la naturaleza asimétrica del riesgo en la valoración de activos financieros. A partir de diferentes extensiones del CAPM tradicional, proponemos el contraste para el mercado bursátil español de dos modelos alternativos: un modelo CAPM con betas asimétricas, en función del estado del mercado y de la economía, así como un modelo 3M-CAPM que incorpora el tercer momento centrado de la distribución de rentabilidad como argumento adicional de la función de utilidad del inversor. Los principales resultados obtenidos nos indican que la inestabilidad del coeficiente beta y la dinámica de las primas de riesgo tienen un importante papel en el proceso de valoración.

PALABRAS CLAVE Riesgo asimétrico; Aversión a las pérdidas; Semivarianza.

ABSTRACT In this study we analyze the relevance of the asymmetric nature of risk in asset pricing. From among various extensions of the traditional CAPM, we test two models, a CAPM with asymmetric beta risks and the 3M-CAPM in the Spanish stock market. The former allows risk to change through prior identification of different market and economic states, while the latter incorporates the third centered moment of returns distribution as an additional variable of investor utility function. Our results indicate that beta instability and the dynamics of risk premiums play an important role in asset pricing.

KEYWORDS Asymmetric Risk; Loss Aversion; Semivariance.

1. INTRODUCCIÓN

Uno de los temas de mayor interés para la investigación financiera en las tres últimas décadas ha sido el estudio de modelos de valoración de activos financieros. Con el objetivo de analizar el comportamiento de los precios bursátiles, se han desarrollado una gran variedad de modelos. Entre ellos, destaca el *Capital Asset Pricing Model* de Sharpe (1964) y Lintner (1965), caracterizado por considerar al riesgo de mercado el responsable de los cambios en la rentabilidad esperada de los títulos. A pesar de que los primeros contrastes, realizados para el mercado norteamericano (Black, Jensen y Scholes, 1972 y Fama y MacBeth, 1973, entre otros) mantiene n las principales conclusiones del modelo, no tardan en surgir los primeros trabajos empíricos en rechazar la relación positiva y significativa entre rentabilidad y riesgo sistemático (Gibbson, 1982; Fama y French, 1992) (1).

* Deseamos agradecer los valiosos comentarios y sugerencias de los evaluadores anónimos que han contribuido notablemente a mejorar la versión original del presente trabajo. Los errores que puedan persistir son de responsabilidad exclusiva de los autores.

** Dirección para correspondencia: Jose Luis Miralles Marcelo, Departamento de Economía Financiera y Contabilidad de la Universidad de Extremadura, Avda. Elvas s/n, 06071 Badajoz. Tel. +34 924 283600 , Correo-e: jlmiralles@unex.es

(1) La discusión existente a nivel internacional sobre dicho modelo la encontramos recogida de forma exhaustiva en Gomez-Bezares (2000).

Recibido 20-12-05 · Aceptado 20-04-07 · ISSN: 0210-2412

Del mismo modo, para el mercado de valores español, podemos citar trabajos como el de Gómez-Bezares, Madariaga y Santibañez (1994), favorables al modelo CAPM frente a otros trabajos como los de Rubio (1988 y 1991), Gallego, Gómez Sala y Marhuenda (1992) y Sentana (1995 y 1997) entre otros, que rechazan claramente la relación establecida por el CAPM para el mercado español, obteniendo primas de riesgo no significativas e incluso en algunos casos negativas.

Una de las críticas que ha recibido el modelo CAPM ha consistido en el uso de la varianza como medida del riesgo, ya que establece una respuesta simétrica para movimientos positivos y negativos en las rentabilidades. No obstante, a los inversores les preocupa especialmente la parte negativa del riesgo, es decir, las rentabilidades negativas. Las positivas, lejos de molestar, son deseadas. Sin embargo, si la distribución de rentabilidades es normal, no hay ningún problema al medir el riesgo con la desviación típica o con la varianza, porque la distribución es simétrica, y estos parámetros, nos indicarán que tan probable es el observar tanto rentabilidades superiores como inferiores a la media. Pero si la distribución no es simétrica, la desviación típica y la varianza dejan de ser útiles como indicadores de riesgo, ya que la probabilidad de obtener un rendimiento por encima de la media es diferente a la probabilidad de obtenerlo por debajo de ella.

Un método para incluir la respuesta asimétrica a las variaciones en la rentabilidad tanto positivas como negativas consiste en usar momentos de mayor orden, como proponen Kraus y Litzenberger (1976). Recientemente Harvey y Siddique (2000) y posteriormente Dittmar (2002) extendieron este modelo y mostraron evidencia empírica de que modelos de valoración de activos con mayores momentos reciben un significativo premio por riesgo en el mercado norteamericano. En cambio, la evidencia empírica para el mercado español presenta resultados mixtos. En un primer grupo de análisis, tanto Gallego y Marhuenda (1997) como Sánchez y Sentana (1998) no encuentran evidencia de que la coasimetría ayude a explicar las primas de riesgo para el periodo 1963-1990. Sin embargo, han surgido diversos trabajos en los últimos años que reflejan la importancia del riesgo asimétrico en el mercado bursátil español. Nieto (2004), en un contexto de comparación de distintos modelos multifactoriales, obtiene evidencia empírica de un premio por riesgo asociado a un tercer momento en el periodo 1982-1998. Moreno y Rodríguez (2006) reflejan la importancia del riesgo de coasimetría en la gestión de carteras y Muga y Santamaría (2007) emplean un factor de riesgo sistemático asociado a la asimetría para explicar los beneficios de *momentum* obtenidos en dicho mercado en el periodo 1980-2004.

Otra forma de estudiar la naturaleza asimétrica del riesgo consiste en tener en cuenta los cambios en las preferencias por riesgo de los inversores. En este sentido, es razonable pensar que la actitud de los inversores frente al riesgo sistemático no sea constante a lo largo del tiempo, sino que la aversión a dicho riesgo sea mayor en momentos malos que en momentos buenos. En otras palabras, si el precio de un activo tiende a bajar en tendencia bajista más de lo que sube en tendencia alcista, éste es un activo poco atractivo. Por tanto, los inversores que son sensibles a las pérdidas en épocas malas más que a las ganancias en épocas buenas requieren un premio por mantener esos activos que covarían fuertemente con el mercado cuando éste cae.

Por tanto, otra metodología de estudio propuesta inicialmente por Bawa y Lindenberg (1977) consiste en especificar betas asimétricas condicionadas a los movimientos del mercado. Más concretamente, proponen el uso de la semivarianza en lugar de la varianza y la modificación del coeficiente beta tradicional por dos coeficientes *downside* y *upside* beta que midan los co-movimientos de la rentabilidad de un activo con la rentabilidad del mercado cuando su tendencia es bajista y alcista respectivamente [(2)].

Estudios recientes han extendido esta metodología de análisis. Entre otros, cabe destacar los trabajos realizados por Kaplauski (2004), Post y van Vliet (2005) y Ang, Chen y Xing (2006) que encuentran evidencia favorable al coeficiente *downside* beta en detrimento del beta tradicional para el mercado norteamericano y muestran que la variación de sección cruzada de las rentabilidades refleja un premio por batir el riesgo bajista.

No obstante, también debemos tener en cuenta la sugerencia introducida por Campbell y Cocharne (1999), quienes argumentan que cuando la economía entra en recesión los inversores tienen menos recursos y por tanto son menos proclives a asumir riesgos financieros. Adicionalmente, Lettau y Ludvigson (2003) encuentran para el mercado norteamericano que el ratio de Sharpe experimenta sustanciales variaciones a lo largo del tiempo, experimentando un sustancial incremento durante los periodos de recesión. En este sentido, podemos considerar que este comportamiento pueda ser consistente con la conjetura de que los inversores son más aversos al riesgo, y por tanto demandan mayores rentabilidades a los activos que mantienen en sus carteras durante los periodos de recesión económica.

Es por ello que, a diferencia de otros estudios que tan sólo tienen en cuenta los cambios en las condiciones del mercado, consideramos que es importante también tener en cuenta los cambios en las condiciones de la economía como indicadores de los cambios en las preferencias por riesgo de los inversores.

Una vez señalada la evidencia empírica previa, el objetivo de este estudio consiste en estudiar la naturaleza asimétrica del riesgo en la valoración de activos financieros realizando un análisis empírico para el mercado bursátil español. Para ello proponemos, el análisis de dos extensiones del CAPM tradicional que incorporan el concepto de asimetría en el riesgo de forma diferente. Por un lado, contrastamos si la incorporación del riesgo de coasimetría en el proceso de valoración contribuye a explicar las variaciones en las rentabilidades bursátiles del mercado español. Por otro lado, analizamos la capacidad explicativa de de un modelo CAPM con betas asimétricas condicionadas al momento bursátil o económico.

El análisis de este segundo modelo en el mercado bursátil español tiene una especial relevancia. La evidencia empírica acerca de la capacidad explicativa de un modelo CAPM con betas asimétricas se ha centrado hasta el momento en su contrastación para el mercado norteamericano, con características claramente diferentes a las del mercado español. Este aspecto permite que el trabajo pueda aportar resultados interesantes fuera del ámbito doméstico, ya que las peculiaridades de mercados de tamaño intermedio como el español pueden tener un papel no despreciable en la búsqueda de una modelización en la valoración de activos coherente y unificada. Es importante tener en cuenta también que los resultados proporcionados por este tipo de estudio pueden tener importantes implicaciones para la gestión de carteras, la medida del coste de capital de las empresas y medidas de *performance* [(3)].

(2) El concepto de riesgo de pérdida o *downside risk* procede de Roy (1952) y Markowitz (1959), pero es en los años setenta cuando los modelos de valoración en equilibrio con *downside risk* fueron introducidos.

(3) En la práctica, medidas alternativas como el Value-at-Risk (VaR) se han convertido en medidas estándar para la gestión del riesgo. Medida que ignora la magnitud de las pérdidas por debajo del límite fijado.

El trabajo se estructura de la siguiente manera. En un segundo apartado presentamos las implicaciones teóricas de la inclusión de momentos de orden superior en el proceso de valoración de activos, así como la consideración de betas asimétricas en función de los cambios en las preferencias por riesgo del inversor. En un tercer apartado se describe la base de datos empleada para su contrastación en el mercado bursátil español. El cuarto apartado presenta el análisis empírico efectuado así como los resultados obtenidos. Por último, presentamos un quinto apartado que contiene las conclusiones derivadas del conjunto del trabajo.

2. IMPLICACIÓN TEÓRICA

Todo modelo de valoración puede resumirse a través de la conocida como ecuación fundamental de valoración. Suponiendo independencia temporal (1),

$$E[\tilde{R}_{it} M_t] = 1 \tag{1}$$

donde E es el operador de expectativas; $\tilde{R}_{it}$ es el rendimiento bruto del activo i entre los momentos t-1 y t; y M_t es el factor de descuento estocástico.

El CAPM tradicional es un caso particular de nuestro modelo general de valoración dado por la expresión (1), donde la variable agregada Mt o factor de descuento es una función lineal del rendimiento de la cartera de mercado (2),

$$M_t = \delta_0 + \delta_1 R_{mt} \tag{2}$$

De esta manera,

$$E[\tilde{R}_{it}(\delta_0 + \delta_1 R_{mt})] = 1 \tag{3}$$

Siendo su representación beta,

$$E(R_{it}) = \gamma_0 + \gamma_1 \beta_i \tag{4}$$

donde,

$$\beta_i = \frac{Cov(R_{it}; R_{mt})}{Var(R_{mt})} \tag{5}$$

2.1. Análisis Media-Varianza-Asimetría

Uno de los supuestos que permiten asegurar que las decisiones de inversión óptimas se llevan a cabo considerando carteras eficientes en un sentido media-varianza es asumir que la función de utilidad del inversor es cuadrática, ya que para este tipo particular de funciones la utilidad esperada del inversor depende exclusivamente de la media y varianza de la rentabilidad.

Sin embargo, estudios posteriores han pretendido generalizar el esquema media-varianza en el que se analizan las decisiones de inversión y extender el modelo incluyendo otras variables de decisión. En particular, se consideran momentos de la distribución de rentabilidades de orden superior, como por ejemplo el tercer momento centrado.

Para evitar construir asunciones sobre la forma de la función de utilidad, podemos aproximar el factor de descuento estocástico usando una expansión de Taylor sobre la rentabilidad en riqueza agregada. Debemos considerar una expansión de Taylor en orden superior a uno. En relación con el objetivo de este trabajo, tenemos en cuenta los dos primeros términos polinomiales de la expansión de Taylor,

$$M_t \cong h_0 + h_1 \frac{U''}{U'} R_{mt} + h_2 \frac{U'''}{U'} R^2_{mt} \tag{6}$$

Utilidad positiva marginal ($U' > 0$) y aversión al riesgo ($U'' < 0$) implican un coeficiente negativo para la rentabilidad en riqueza agregada. Mientras que una aversión al riesgo absoluta decreciente ($U''' > 0$) implica un coeficiente positivo para el término cuadrático.

Por tanto, contrastamos el modelo con un factor de descuento estocástico de la siguiente forma,

$$M_t = \delta_0 + \delta_1 R_{mt} + \delta_2 R^2_{mt} \tag{7}$$

donde δ_1 es negativo y δ_2 positivo. De esta manera,

$$E \left\lfloor \tilde{R}_{it} (\delta_0 + \delta_1 R_{mt} + \delta_1 R^2_{mt}) \right\rfloor = 1 \tag{8}$$

Y su representación beta es,

$$\beta_{ik} = \frac{Cov\ (R_{it}; R^k_{mt})}{Var\ (R^k_{mt})} \tag{9}$$

siendo $k = 1, 2$.

2.2. Análisis Media-Semivarianza

Por otro lado hay que tener en cuenta que, de acuerdo con el CAPM, el exceso de rentabilidad esperada de un activo es proporcional a su beta de mercado, que es constante a lo largo de periodos de elevada y reducida rentabilidad de mercado. Como sugieren Bawa y Lindenber (1977), una extensión natural del CAPM que tiene en cuenta el tratamiento asimétrico del riesgo consiste en especificar betas asimétricas, es decir, condicionales a movimientos alcistas y bajistas del mercado.

La idea que subyace a la proposición de este modelo es que los agentes son más aversos al riesgo en momentos malos que en momentos buenos. Para ello, siguiendo Kahneman y Tversky (1976) y Gul (1991), consideramos una función de utilidad que permite a los agentes darle un mayor peso a las pérdidas que a las ganancias. Por tanto, en equilibrio, los agentes que son aversos a las pérdidas demandan una mayor compensación en forma de mayor rentabilidad esperada para mantener en sus carteras activos con un elevado *downside risk*.

En este caso, por tanto, el factor de descuento estocástico tendrá la forma,

$$M_t = \delta_0 + \delta_1 R^-_{mt} + \delta_2 R^+_{mt} \tag{10}$$

De esta manera,

$$E\left[\tilde{R}_{it}(\delta_0 + \delta_1 R^{-}_{mt} + \delta_2 R^{+}_{mt})\right] = 1 \tag{11}$$

Y su representación beta es,

$$E(R_{it}) = \gamma_0 + \gamma_1\beta_i^- + \gamma_2\beta_i^+ \tag{12}$$

donde la varianza ha sido sustituida por la semivarianza y el coeficiente beta tradicional por dos coeficientes *downside* y *upside* beta,

$$\beta_i^- = \frac{Cov(R_{it};R_{mt}\,|\,R_{mt} < R_f)}{Var\,(R_{mt} < R_f)} \qquad \beta_i^+ = \frac{Cov(R_{it};R_{mt}\,|\,R_{mt} < R_f)}{Var\,(R_{mt} < R_f)} \tag{13}$$

siendo β_i^- el coeficiente *downside* beta que mide los co-movimientos de la rentabilidad de un activo *i* con la rentabilidad del mercado cuando ésta es inferior a la rentabilidad proporcionada por el activo libre de riesgo, mientras que β_i^+ es el coeficiente upside beta que mide los co-movimientos de la rentabilidad del activo *i* con la rentabilidad del mercado cuando ésta es superior a la rentabilidad del activo libre de riesgo.

Hay que señalar que la forma habitual para capturar los movimientos del mercado consiste en definir los periodos de tendencia alcista y bajista basándose en valores de referencia elegidos arbitrariamente. Como se ha puesto de manifiesto, para la especificación teórica de este modelo hemos considerado como valor de referencia la rentabilidad proporcionada por el activo libre de riesgo. No obstante, la evidencia empírica previa documenta que los resultados se mantienen independientemente de la rentabilidad de referencia fijada, ya bien sean las rentabilidades inferiores o superiores a la media del mercado o rentabilidades negativas o positivas [4]. Otra cuestión que vamos a tener en cuenta, como se ha puesto de manifiesto en la introducción y que pasamos a documentar empíricamente a continuación, es si el grado de aversión al riesgo aumenta en épocas de recesión y si ello contribuye a mejorar la especificación del modelo.

3. BASE DE DATOS

Para la realización del presente trabajo se dispone de los precios de cierre diarios de los títulos que cotizan en el mercado de valores español en el periodo comprendido entre enero de 1989 y diciembre de 2004.

La rentabilidad de cada activo en un mes t ha sido calculada como la diferencia relativa de su precio en ese mes y en el mes anterior, considerando los dividendos pagados por la empresa en cualquier momento dentro de ese periodo y ajustando las rentabilidades por ampliaciones de capital. La rentabilidad del mercado ha sido obtenida como la rentabilidad media de los activos de la muestra, y la tasa de rentabilidad mensual de las Letras del Tesoro observada en el mercado secundario es empleada como rentabilidad libre de riesgo.

También se dispone del número de títulos admitidos a cotización para cada empresa al final de cada año, lo que nos permite calcular el nivel de capitalización bursátil multiplicando por el precio de cierre correspondiente al último día de negociación.

(4) Ver, entre otros, Ang, Chen y Xin (2006).

Para el cálculo del ratio *book-to-market* agregado, consideramos la media de los ratios individuales, cociente entre el valor contable obtenido de los balances de cada empresa al final de cada año y el valor de mercado dado por la capitalización bursátil de la empresa a final de año (5).

Siguiendo la evidencia empírica previa para el mercado español (Gómez Sala y Marhuenda,1998; Marhuenda,1998; Nieto y Rubio, 2002; y Nieto y Rodríguez, 2005), cada año establecemos una clasificación de todos los activos de mayor a menor tamaño que nos permite asignar cada activo individual a una determinada cartera. De este modo se construyen diez carteras por tamaño. La primera de ellas la denominamos T1 y está formada por el decil de activos de menor tamaño del mercado. La segunda cartera T2 está constituida por aquellos activos que forma parte del segundo decil. Y así sucesivamente hasta llegar a la décima y última cartera construida a la que denominamos T10, que recoge el decil de activos de mayor tamaño del mercado. Debemos señalar que cada cartera contiene aproximadamente el mismo número de activos y, aunque mantienen las mismas características, cambian su composición al final de cada año. Por último, para cada cartera se calcula su rentabilidad durante los doce meses del año siguiente al de formación asignando idéntico peso a cada activo que forma parte de la misma.

CUADRO 1

ESTADÍSTICOS DESCRIPTIVOS

Estadísticos descriptivos de diez carteras construidas por tamaño. Al final de cada año los activos son clasificados en función de su nivel de capitalización bursátil en diez carteras equiponderadas y se mantienen durante los doce meses siguientes. T1 es la cartera con los activos de menor tamaño del mercado y T10 representa la cartera con los activos de mayor tamaño. Resultados obtenidos para el periodo temporal comprendido entre enero de 1989 a diciembre de 2004.

Carteras	*Media*	*Desv. típica*	*Simetría*	*Kurtosis*	*Jarque-Bera*
T1 (menor)	1,207	9,634	1,066	5,083	71,053
T2	0,879	7,723	0,691	5,540	66,878
T3	0,831	6,677	0,450	5,515	57,084
T4	1,085	5,970	0,696	5,773	77,048
T5	0,816	6,118	-0,199	4,415	17,278
T6	1,143	5,942	0,217	4,593	21,806
T7	1,008	5,909	-0,025	5,456	48,275
T8	1,004	6,610	-0,347	4,237	16,084
T9	1,137	5,506	-0,230	3,893	8,078
T10 (mayor)	1,146	5,710	-0,425	3,717	9,885

En el Cuadro 1 presentamos los estadísticos descriptivos de las diez carteras de tamaño construidas en el periodo comprendido entre enero de 1989 y diciembre de 2004. Observamos como son los títulos de menor tamaño (cartera T1) los que presentan la rentabilidad media más elevada, siendo también los que tienen un nivel de riesgo medido por su des-

(5) No obstante, es preciso señalar que el ratio *book-to-market* agregado ha sido obtenido hasta el año 1998 de la base de datos proporcionada para el mercado bursátil español por Marín y Rubio (2001). Los datos a partir de dicha fecha han sido obtenidos por la información proporcionada por la Comisión Nacional del Mercado de Valores (CNMV) y los Boletines Oficiales de la Bolsa de Madrid.

viación típica más elevado. En relación con el coeficiente de simetría, observamos como las carteras T7 a T10 así como la cartera T5 presentan asimetría negativa frente al resto que presenta asimetría de signo positivo, rechazando todas ellas la hipótesis de normalidad en sus distribuciones según los resultados proporcionados por el contraste de Jarque-Bera. Estos resultados nos permiten identificar la persistencia en el mercado bursátil español del conocido como efecto tamaño (ampliamente documentada por Gómez Sala y Marhuenda (1998) y Marhuenda (1998) para el mercado español) y pone de manifiesto la relevancia de realizar el presente estudio empleando este tipo de carteras.

4. ANÁLISIS EMPÍRICO

El análisis empírico efectuado para el mercado bursátil español consta de dos partes. En primer lugar presentamos un análisis empírico de serie temporal en el que contrastamos para cada cartera de tamaño un modelo de respuesta asimétrica que nos permita identificar la respuesta de cada cartera al momento bursátil así como al momento económico. En segundo lugar presentamos un análisis de sección cruzada basado en la metodología en dos etapas de Fama y MacBeth (1973) del modelo CAPM tradicional y de los modelos 3M-CAPM y CAPM con betas asimétricas. Por último, se han contrastado versiones condicionales de los modelos de valoración objeto de estudio para posibilitar que las primas de riesgo puedan variar en función del estado general de la economía.

4.1. Análisis de Serie Temporal

Como análisis empírico preliminar, contrastamos para el mercado bursátil español el modelo de respuesta asimétrica propuesto inicialmente por Bawa, Brown y Klein (1981) y adaptado posteriormente por Harlow y Rao (1989) y Eftekhari y Satchell (1996),

$$R_{pt} - R_{ft} = \beta_{1p} R^{-}_{mt} + \beta_{2p} R^{+}_{mt} + \pi D_t + \varepsilon_{pt} \tag{14}$$

donde $R^{-}_{mt} = R_{mt} - R_{ft}$ cuando $R_{mt} \leq R_{ft}$ y cero en caso contrario; $R^{+}_{mt} = R_{mt} - R_{ft}$ cuando $R_{mt} > R_{ft}$ y cero en caso contrario; y D_t es una variable dicotómica que toma el valor 1 cuando $R_{mt} > R_{ft}$ y cero en caso contrario. En concreto, se puede observar como el coeficiente β_{1p} mide la respuesta de la cartera cuando el mercado presenta pérdidas, mientras que β_{2p} captura la respuesta de la cartera cuando la tendencia del mercado es alcista. Mientras que el parámetro π permite diferenciar la constante de la regresión en recesiones y expansiones, es decir, el nivel medio del rendimiento de cada cartera en exceso sobre el activo libre de riesgo. Concretamente, Harlow y Rao (1989) y Eftekhari y Satchell (1996) asumen que $\pi = ø(\beta_{1p} - \beta_{2p})$ en (14), donde ø es la esperanza condicional de R^{+}_{mt}. Esto es,

$$ø = E\left(R_{mt} - R_{ft} \mid R_{mt} > R_{ft}\right) = \frac{E\left\lfloor R^{+}_{mt} \right\rfloor}{Pr\left(R_{mt} > R_{ft}\right)} \tag{15}$$

De esta manera, cuando $\pi = 0$ y $\beta_{1p} = \beta_{2p}$ podemos establecer que $\hat{\beta}_{1p} = \hat{\beta}_{CAPM}$. Mientras que si $\beta_{1p} \neq \beta_{2p}$ o $\pi \neq 0$ son en ambos casos resultados favorables a un modelo CAPM que capture la naturaleza asimétrica del riesgo [(6)].

(6) Dado que $\pi = ø\,(\beta_{1p} - \beta_{2p})$, se puede establecer una diferencia estadística entre los dos modelos.

CUADRO 2
ANÁLISIS DE SERIE TEMPORAL EN FUNCIÓN DEL ESTADO DEL MERCADO

Este cuadro presenta los resultados obtenidos de la contrastación del siguiente modelo de respuesta asimétrica,

$$R_{pt} - R_{ft} = \beta_{1p} R^{-}_{mt} + \beta_{2p} R^{+}_{mt} + \pi\, D_t + \varepsilon_{pt}$$

para cada una de las diez carteras construidas por tamaño. *T*1 es la cartera con los activos de menor tamaño del mercado y *T*10 representa la cartera con los activos de mayor tamaño. El estadístico *t* de significatividad individual se presenta entre paréntesis. Resultados obtenidos en el periodo comprendido entre enero de 1989 y diciembre de 2004.

	β_{1p}		β_{2p}		π		$H_0 : \beta_{1p} = \beta_{2p}$	
T1	1,238	(13,2)	1,647	(11,3)	-1,192**	(-1,69)	5,608*	(0,0179)
T2	1,140	(19,2)	1,492	(16,4)	-1,893*	(-4,34)	10,466*	(0,0012)
T3	0,999	(14,8)	1,134	(12,2)	-0,775*	(-1,65)	1,386	(0,2391)
T4	0,885	(24,0)	1,038	(10,7)	-0,538	(-1,29)	2,176	(0,1402)
T5	1,046	(24,2)	0,898	(14,3)	0,122	(0,39)	3,745**	(0,0530)
T6	0,911	(15,8)	0,927	(10,0)	0,178	(0,47)	0,209	(0,8878)
T7	0,957	(17,0)	0,858	(8,27)	0,221	(0,51)	0,691	(0,4070)
T8	1,129	(23,1)	0,804	(10,4)	1,045*	(2,64)	12,546*	(0,0005)
T9	0,836	(14,4)	0,608	(9,10)	1,313*	(3,55)	6,605*	(0,0109)
T10	0,856	(11,5)	0,591	(7,03)	1,466*	(3,17)	5,627*	(0,0187)

Nota: *, ** significativo al 5% y 10% respectivamente.

Los resultados obtenidos los presentamos en el Cuadro 2 y nos indican que son especialmente las carteras extremas las que presentan un efecto diferencial en relación al momento bursátil. Las carteras de mayor tamaño, de T8 a T10, presentan una relación inversa entre momento bursátil y nivel de riesgo beta, ya que β_{2p} es inferior a β_{1p}. Es decir, en momentos de alza bursátil el coeficiente beta tenderá a disminuir, mientras que en momentos de baja bursátil el coeficiente beta tenderá a aumentar. Existe por tanto una relación negativa entre la situación del mercado y el nivel del riesgo beta. Cuando el mercado presenta en promedio una tendencia al alza, su riesgo beta tiende (también en promedio) a disminuir y viceversa. Se convierten en carteras relativamente más arriesgadas en momentos de pérdidas del mercado y en carteras relativamente menos arriesgadas en momentos de ganancias. Sin embargo, son las carteras de menor tamaño las que presentan un comportamiento de riesgo beta que tiende a moverse de forma directa con el comportamiento del mercado. Son carteras relativamente más arriesgadas cuando el mercado está en alza y viceversa[(7)].

En relación a los contrastes de hipótesis efectuados, a un nivel del 5%, cinco de las diez carteras analizadas presentan un coeficiente π significativamente distinto de cero y coeficientes beta significativamente distintos. Estas son las carteras extremas T1, T2, T8, T9 y T10. No obstante, si rebajamos el nivel de significatividad al 10%, entonces serían siete las carteras que presentarían resultados favorables a la preferencia por un modelo LPM-CAPM frente al modelo CAPM tradicional.

No obstante, debemos considerar que el hecho de identificar el momento bursátil con el signo de $R_{mt} - R_{ft}$ podría influenciar los resultados, ya que no sólo es relevante el signo sino también la evolución de dicha variable. Es decir, podríamos observar un periodo durante el cual $R_{mt} - R_{ft}$ fuera positivo pero la tendencia decreciente.

(7) Marín y Rubio (2001), en el Capítulo 10, presentan un análisis de la evolución temporal del coeficiente beta en los índices sectoriales del mercado bursátil español, reflejando importantes diferencias entre sectores.

Una alternativa consistiría en realizar el análisis del modelo (14) en función del momento económico identificando los periodos de recesión y expansión económica. En este sentido, hemos tenido en cuenta el trabajo realizado por Bengoechea y Pérez-Quirós (2004) en el que se investiga la identificación del ciclo económico usando diferentes métodos con la idea de proporcionar una herramienta útil que permita analizar las condiciones económicas corrientes y encuentran que el indicador de confianza industrial (ICI) es una herramienta útil para proporcionar dicha información.

Siguiendo a Bengoechea y Pérez-Quirós (2004), empleamos el indicador de confianza industrial (ICI) [8] para detectar los periodos de recesión económica durante el horizonte temporal objeto de estudio y bajo la metodología del *Nacional Bureau of Economic Research* (NBER), cuyas reglas básicas son las siguientes: *a)* la distancia entre un máximo cíclico y otro o entre un mínimo cíclico y otro debería ser como mínimo de quince meses; *b)* la distancia entre dos puntos de giro de signo opuesto debería ser como mínimo de cinco meses; *c)* si el indicador registra los mismos valores alrededor de un punto de giro, la regla es elegir el último como el máximo o mínimo clínico; *d)* una actividad intensiva u otros factores especiales deberían ser ignorados cuando sus efectos son transitorios y reversibles.

La inclusión de esta nueva característica en el modelo de respuesta asimétrica expuesto anteriormente queda expresada en la siguiente ecuación,

$$R_{pt} - R_{ft} = \beta_{1p} R^{R}_{mt} + \beta_{2p} R^{E}_{mt} + \pi D^{E}_{t} + \varepsilon_{pt} \tag{16}$$

donde, R^{R}_{mt} es la rentabilidad del mercado en periodos de recesión económica y cero en caso contrario, R^{E}_{mt} es la rentabilidad del mercado en periodos de expansión y cero en caso contrario D^{E}_{t} y es una variable *dummy* que toma el valor 1 en periodos de expansión y cero en caso contrario. De este modo, estamos permitiendo que el coeficiente beta varíe en función del estado de la economía.

Cuadro 3

Análisis de serie temporal en función del estado de la economía

Este cuadro presenta los resultados obtenidos de la contrastación del siguiente modelo de respuesta asimétrica,

$$R_{pt} - R_{ft} = \beta_{1p} R^{R}_{mt} + \beta_{2p} R^{E}_{mt} + \pi D^{E}_{t} + \varepsilon_{pt}$$

para cada una de las diez carteras construidas por tamaño. T1 es la cartera con los activos de menor tamaño del mercado y T10 representa la cartera con los activos de mayor tamaño. El estadístico *t* de significatividad individual se presenta entre paréntesis. Resultados obtenidos en el periodo comprendido entre enero de 1989 y diciembre de 2004.

	β_{1p}		β_{2p}		π		$H_0 : \beta_{1p} = \beta_{2p}$	
T1	1,252	(11,3)	0,769	(4,35)	0,111	(1,08)	5,345*	(0,0208)
T2	1,093	(10,2)	0,743	(6,23)	0,066	(0,88)	4,819*	(0,0281)
T3	0,943	(10,6)	0,601	(6,15)	-0,051	(-0,88)	6,742*	(0,0090)
T4	0,799	(11,1)	0,799	(7,13)	0,051	(0,90)	0,000	(0,9997)
T5	0,962	(14,5)	0,649	(8,02)	0,039	(0,80)	9,007*	(0,0027)
T6	0,885	(12,8)	0,701	(9,78)	0,011	(0,25)	3,445**	(0,0634)
T7	0,927	(10,9)	0,709	(8,09)	0,005	(0,12)	3,228**	(0,0724)
T8	1,011	(15,5)	0,721	(10,9)	0,043	(1,12)	9,810**	(0,0017)
T9	0,862	(15,7)	0,932	(12,4)	-0,092*	(-2,31)	0,569	(0,4504)
T10	0,975	(28,6)	0,949	(20,8)	-0,020	(-1,04)	0,197	(0,6500)

Nota: *, ** significativo al 5% y 10% respectivamente.

(8) Este índice es elaborado por la Comisión Europea de forma agregada para todos los países miembros así como de forma desagregada para cada país. En este estudio hemos considerado los datos elaborados para España.

Los resultados obtenidos, presentados en el Cuadro 3, nos indican que para nueve de las diez carteras consideradas el coeficiente beta para momentos de recesión (β_{1p}) es superior al coeficiente beta para momentos de auge económico (β_{2p}), como cabía esperar en base a las predicciones del modelo, siendo dicha diferencia especialmente grande para los activos más pequeños. En relación a los contrastes de hipótesis efectuados, son significativos a un nivel del 5% para cinco de las diez carteras analizadas y si rebajamos el nivel de significatividad al 10%, entonces serían ocho las carteras favorables a una respuesta asimétrica en función del momento económico.

Estos resultados nos indican que el riesgo beta no sólo parece tener un componente asociado a su nivel, sino que también parece tener un componente asociado a su comportamiento temporal con relación al mercado y especialmente a la evolución de la economía. Resultados todos ellos que han sido tenidos en cuenta en los análisis de sección cruzada efectuados y que presentamos a continuación.

4.2. Análisis de Sección cruzada

El objetivo de este segundo apartado consiste en realizar un análisis de sección cruzada basado en la metodología de Fama y MacBeth (1973) de los modelos de valoración alternativos CAPM tradicional, 3M-CAPM y CAPM con betas asimétricas.

El contraste consta de dos etapas. En primer lugar se estiman las betas de las diez carteras en serie temporal y en segundo lugar se estiman los parámetros que acompañan a estas betas en una regresión de sección cruzada. El conjunto de observaciones para la estimación de betas se va desplazando, incorporando una observación más y eliminando la primera, siempre un total de 36 datos, siendo la última observación la correspondiente al periodo de estimación del coeficiente beta.

Una vez estimadas las variables explicativas realizamos las estimaciones de sección cruzada siguientes,

CAPM: $$r_{pt} = \gamma_0 + \gamma_1\beta^{m}_{pt} + \varepsilon_{pt} \qquad (17)$$

3M-CAPM: $$r_{pt} = \gamma_0 + \gamma_1\beta^{m}_{pt} + \gamma_2\beta^{sks}_{pt} + \varepsilon_{pt} \qquad (18)$$

CAPM con Betas Asimétricas:

a) En función del momento bursátil $$r_{pt} = \gamma_0 + \gamma_1\beta^{m^-}_{pt} + \gamma_2\beta^{m^+}_{pt} + \varepsilon_{pt} \qquad (19)$$

b) En función del momento económico $$r_{pt} = \gamma_0 + \gamma_1\beta^{R}_{pt} + \gamma_2\beta^{E}_{pt} + \varepsilon_{pt} \qquad (20)$$

donde r_{pt} es la rentabilidad de la cartera p en exceso sobre el activo libre de riesgo, β^{m}_{pt} el coeficiente beta tradicional, β^{sks}_{pt} el coeficiente de coasimetría con la cartera de mercado, $\beta^{m^-}_{pt}$ el coeficiente *downside* beta, $\beta^{m^+}_{pt}$ el coeficiente *upside* beta, mientras que β^{R}_{pt} y β^{E}_{pt} son los coeficientes beta condicionales a periodos de recesión y expansión económica respectivamente, siendo γ_1 y γ_2 las primas por riesgo a estimar asociadas a cada factor de riesgo considerado.

El estimador final será la media de la serie temporal de gammas estimadas y el contraste de significatividad individual se realiza mediante el estadístico t aplicando el factor de ajuste propuesto por Shanken (1992). La comparación entre modelos la realizamos en base al coeficiente de determinación R^2 ajustado.

Cuadro 4

Análisis de sección cruzada

Este cuadro presenta las estimaciones en dos etapas utilizando el procedimiento de sección cruzada de Fama y MacBeth (1973) para los modelos CAPM, 3M – CAPM y CAPM con Betas Asimétricas (en función del estado del mercado y de la economía), donde la variable dependiente es la rentabilidad mensual de los deciles de tamaño desde diciembre de 1991 hasta diciembre de 2004. Las estimaciones de la prima de riesgo son la media de las estimaciones de los coeficientes de las regresiones mensuales de sección cruzada y sus t-valores son calculados utilizando el ajuste de Shanken (1992).

Modelo	γ_0	γ_1	γ_2	R_2	R_2 *Aj.*
CAPM tradicional: $r_{pt} = \gamma_0 + \gamma_1\beta^m_{pt} + \varepsilon_{pt}$					
	-0,118	0,925			
	(-0,23)	(1,13)		17,47	13,40
3M – CAPM: $r_{pt} = \gamma_0 + \gamma_1\beta^m_{pt} + \gamma_2\beta^{sks}_{pt} + \varepsilon_{pt}$					
	0,2484	-0,1431	0,1348*	31,38	15,64
	(0,22)	(-0,11)	(2,95)		
CAPM con Betas Asimétricas (estado del mercado): $r_{pt} = \gamma_0 + \gamma_1\beta^{m-}_{pt} + \gamma_2\beta^{m+}_{pt} + \varepsilon_{pt}$					
	1,0914	-0,5559	0,0797	35,40	16,94
	(1,63)	(-0,57)	(0,073)		
CAPM con Betas Asimétricas (estado de la economía): $r_{pt} = \gamma_0 + \gamma_1\beta^R_{pt} + \gamma_2\beta^E_{pt} + \varepsilon_{pt}$					
	0,2994	0,5261	-0,3971	34,88	16,27
	(0,51)	(0,77)	(-0,47)		

Nota: * significativo al 5%.

Los resultados de los modelos de valoración estimados siguiendo esta metodología son reflejados en el Cuadro 4. En cada fila se presenta el estimador de la gamma que acompaña al coeficiente beta considerado en cada modelo, su estadístico *t* debajo entre paréntesis y, en las últimas columnas, los coeficientes de determinación R^2 y R^2 ajustado promedio respectivamente obtenidos del conjunto de regresiones efectuadas en cada modelo.

Como podemos observar en el Cuadro 4, la prima de riesgo obtenida por el modelo CAPM es positiva pero no es significativa. Es importante tener en cuenta que este modelo tiene la limitación de utilizar una visión estática de la relación entre el riesgo percibido por los inversores y la rentabilidad esperada, no tomando en consideración que el riesgo en el periodo analizado pudiera ir cambiando, lo que podría afectar a los resultados obtenidos.

Por otro lado, el análisis del modelo 3M-CAPM nos permite observar que, para el periodo objeto de estudio, existe una prima por riesgo de coasimetría significativa y positiva (9), a diferencia de lo establecido por la teoría. Está demostrada en la literatura la preferencia por parte de los inversores hacia activos con asimetría positiva, por lo que aquellos que tengan una mayor asimetría negativa serán considerados títulos más arriesgados (al exhibir una mayor probabilidad de presentar rentabilidades por debajo de su media) y, por tanto, se les debería exigir mayores rendimientos, por lo que el signo esperado para esta prima por riesgo es negativo. Siendo la prima por riesgo de mercado negativa aunque no significativa.

Son los modelos CAPM con betas asimétricas, de los considerados, con los que obtenemos un mayor coeficiente de determinación R^2. En cambio, los resultados difieren sustancialmente si consideramos el momento bursátil o el momento económico para la especificación

(9) Resultados similares son los presentados por Nieto (2004) para el mercado bursátil español en el periodo 1982-1998.

de dichas betas asimétricas. Como cabía esperar en base a las predicciones del modelo, cuando consideramos los cambios en la evolución de la economía obtenemos una prima por riesgo positiva para periodos de recesión y negativa para periodos de expansión. Sin embargo, ninguna de estas primas condicionadas al momento económico es estadísticamente significativa. No obstante, se pone de manifiesto, al igual que en el análisis de serie temporal, que se obtienen los resultados esperados cuando identificamos los cambios en las preferencias por riesgo de los inversores en función del momento económico en lugar del momento bursátil.

4.2.1. *Modelos condicionales*

La ausencia de significatividad estadística de las primas de riesgo asociadas a los diferentes estados de la economía nos lleva a considerar otras posibles especificaciones que recojan la dinámica del riesgo vinculada al momento económico. En este caso sería interesante la utilización en el estudio de modelos condicionales y comparar los resultados con los obtenidos previamente.

En este sentido, Nieto y Rodríguez (2005) ponen de manifiesto la trascendencia de la inclusión dentro del contexto media-varianza de información acerca del momento económico y el mejor comportamiento empírico de los modelos condicionales escalados a la Cochrane (1996) para el caso del mercado bursátil español.

Por otro lado, y dentro del contexto media-varianza-asimetría, trabajos realizados en esta misma línea son los de Fletcher y Khianda (2005), Chung, Johnson y Schill (2006) y Poti (2006) para las bolsas del Reino Unido y Estados Unidos, con resultados en todos los casos favorables a los modelos condicionales.

En este trabajo se contrastan las versiones condicionales de los modelos CAPM y 3M-CAPM, siendo el ratio *book-to-market* agregado *(bm)* la variable de estado utilizada para aproximar el nivel de información existente en la economía, en línea con las propuestas de Nieto y Rodríguez (2005, 2006) y Nieto (2004), dada la capacidad explicativa que dicha variable muestra sobre el ciclo económico en nuestro país.

Siguiendo a Cochrane (1996), es posible incorporar el dinamismo que proporciona la variable de estado haciendo que los parámetros del factor de descuento [10] cambien con el tiempo adaptándose a cada nuevo momento económico. Se obtiene como resultado que el factor de descuento estocástico depende del momento económico medido por la variable de estado, de los factores de riesgo considerados, así como de la interacción entre ambos. La especificación de los modelos objeto de estudio así considerados es la siguiente,

$$r_{pt} = \gamma_0 + \gamma_1\beta_{pt}^{bm} + \gamma_2\beta_{pt}^{m} + \gamma_3\beta_{pt}^{mbm} + \eta_{pt} \quad (21)$$

$$r_{pt} = \gamma_0 + \gamma_1\beta_{pt}^{bm} + \gamma_2\beta_{pt}^{m} + \gamma_3\beta_{pt}^{mbm} + \gamma_4\beta_{pt}^{sks} + \gamma_5\beta_{pt}^{sksbm} + \eta_{pt} \quad (22)$$

Los resultados correspondientes a la estimación de los diferentes modelos condicionales se encuentran en el Cuadro 5. En él podemos observar que el modelo CAPM escalado proporciona un estimador para la prima de riesgo no significativo. En cambio, el modelo 3M-CAPM en su versión condicional presenta una prima por riesgo de coasimetría significati-

(10) (2), y (7) respectivamente.

va y negativa, siendo también significativa la prima asociada al producto entre la variable de estado y el riesgo de coasimetría. Adicionalmente, el coeficiente de determinación R^2 pasa de ser del 31% en su versión incondicional al 62% en su versión condicional.

CUADRO 5

MODELOS CONDICIONALES

Este cuadro presenta las estimaciones en dos etapas utilizando el procedimiento de sección cruzada de Fama y MacBeth (1973) para los modelos CAPM y 3M – CAPM en su versión condicional, donde la variable dependiente es la rentabilidad mensual de los deciles de tamaño desde diciembre de 1991 hasta diciembre de 2004 y la variable de estado el ratio *book-to-market* agregado *(bm)*. Las estimaciones de la prima de riesgo son la media de las estimaciones de los coeficientes de las regresiones mensuales de sección cruzada y sus *t*-valores son calculados utilizando el ajuste de Shanken (1992).

Modelo	γ_0	γ_1	γ_2	γ_3	γ_4	γ_5	R^2	R^2 *Aj.*
CAPM Condicional: $r_{pt} = \gamma_0 + \gamma_1\beta_{pt}^{bm} + \gamma_2\beta_{pt}^{m} + \gamma_3\beta_{pt}^{mbm} + \eta_{pt}$								
	-0,536 (-0,45)	-2,463 (-0,28)	12,92 (0,24)	-2,205 (-0,68)			40,25	10,38
3M - CAPM Condicional: $r_{pt} = \gamma_0 + \gamma_1\beta_{pt}^{bm} + \gamma_2\beta_{pt}^{m} + \gamma_3\beta_{pt}^{mbm} + \gamma_4\beta_{pt}^{sks} + \gamma_5\beta_{pt}^{sksbm} + \eta_{pt}''$								
	-0,975 (-0,71)	-4,316 (-0,28)	9,787 (0,13)	-4,344 (-0,75)	-0,271* (-2,10)	-0,343* (-3,96)	62,13	14,79

Nota: * significativo al 5%.

Por tanto, debemos afirmar que es el modelo 3M-CAPM en su versión condicional el que mejor captura la respuesta asimétrica de las variaciones en la rentabilidad, representando además una mejor aproximación empírica al mercado de valores español.

5. CONCLUSIONES

La correcta medida del riesgo de un activo o de una cartera tiene una importancia fundamental en la valoración de activos y en la medida de la *performance* en finanzas. Sin embargo, una de las medidas más frecuentemente utilizada, la varianza, ha recibido críticas debido a que establece una respuesta simétrica para movimientos positivos y negativos en las rentabilidades.

En base a esta motivación el objetivo de este estudio ha consistido en el análisis de dos versiones del CAPM tradicional sobre la base de la asimetría observada en la distribución de los rendimientos de los activos. Una de estas versiones es el denominado 3M-CAPM que se deriva de considerar, además del primer y segundo momentos de la distribución de los rendimientos, el tercero, dando lugar a una beta adicional que mide el riesgo de coasimetría. La otra versión consiste en la consideración de un modelo CAPM con betas asimétricas en función de los diferentes estados del mercado y de la economía.

El análisis de serie temporal efectuado pone de manifiesto la inestabilidad del coeficiente beta tradicional al variar significativamente en función del estado del mercado y especialmente de la economía. Mientras que los diferentes análisis de sección cruzada ponen de manifiesto la importancia de la dinámica de la prima de riesgo en el proceso de valoración.

Por último, los resultados del modelo 3M-CAPM en su versión condicional nos indican que es este modelo el que se adecua mejor a la idea de riesgo con asimetrías obteniendo una prima de riesgo asimétrico significativa y negativa para los años objeto de estudio, de acuerdo con las previsiones del modelo y la actual evidencia empírica existente a nivel internacional. Por tanto, concluimos que es el modelo 3M-CAPM en su versión condicional el que mejor captura la respuesta asimétrica de las variaciones en la rentabilidad, representando además una mejor aproximación empírica al mercado de valores español.

REFERENCIAS

Ang, A.; Chen, J., y Xing, Y. (2006). «Downside risk», *Review of Financial Studies,* 19: 1.191-1.239.

Bawa, V.; Brown, S., y Klein, R. (1981). «Asymmetric Response Asset Princing Models: Testable Alternatives to Mean-Variance», *Mimeo*.

Bawa, V., y Lindenberg, E. (1977). «Capital market equilibrium in a mean-lower partial moment framework», *Journal of Financial Economics,* 5: 189-200.

Bengoechea, P., y Pérez-Quirós, G. (2004). *A Useful toot to identify recessions in the Euro-Area*, Banco de España, Documento de Trabajo 0419.

Black, F.; Jensen, M., y Scholes, M. (1972). *The Capital Asset Pricing Model: Some Empirical Tests, Studies in the Theory of Capital Markets,* New York, Praeger Publishers: 79-121.

Campbell, J. Y., y Cocharne, J. H. (1999). «By Force of Habit: A Consumption-Based Explanation of Aggregate Stock Market Behavior», *Journal of Political Economy* 107: 205-251.

Chung, Y. P.; Johnson, H., y Schill, M. J. (2006): «Asset Pricing When Returns Are Nonnormal: Fama-French Factors vs. Higher-order Systematic Co-Moments», *Journal of Business* 79: 923-940.

Cochrane, J. H. (1996): «A Cross-Sectional Test of an Investment-Based Asset Pricing Model», *Journal of Political Economy* 104: 572-621.

Dittmar, R. F. (2002): «Nonlinear Pricing Kernels, Kurtosis Preference, and Evidence from the Cross-Section on Equity Returns», *Journal of Finance* 57: 369-403.

Eftekhari, B.; y Satchell, S. (1996): «Non-normality of returns in emerging markets», *Research in International Business and Finance* 1: 267-277.

Fama, E. F., y French, K. R. (1992): «The cross section of expected stock returns», *Journal of Finance* 47: 427-466.

Fama, E. F., y Macbeth, J. (1973): «Risk and return: some empirical tests», *Journal of Political Economy* 81: 607-636.

Fletcher, J., y Kihanda, J. (2005): «An examination of alternative CAPM-based models in UK stock returns», *Journal of Banking and Finance* 29: 2.995-3.014.

Gallego, A.; Gómez Sala, J. C., y Marhuenda, J. (1992): «Evidencias Empíricas del CAPM en el Mercado Español de Capitales», *Instituto Valenciano de Investigaciones Económicas,* WP-EC 92-13.

Gallego, A., y Marhuenda, J. (1997): «Riesgo sistemático, total y coasimetria en la valoración de activos», *Revista Española de Financiación y Contabilidad* 90: 145-165.

Gibbons, M. (1982): «Multivariate Tests of Financial Models: A New Approach», *Journal of Financial Economics* 10: 3-27

Gómez-Bezares, F. (2000): *Gestión de Carteras.* Desclée de Brouwer, Bilbao.

Gómez-Bezares, F.; Madariaga, J. A., y Santibáñez, J. (1994): *Valoración de acciones en la Bolsa Española*. Desclée de Brouwer, Bilbao.

GÓMEZ SALA, J. C., y MARHUENDA, J. (1998): «La anomalía del tamaño en el mercado de capitales español», *Revista Española de Financiación y Contabilidad* 97: 1.033-1.059.

GUL, F. (1991): «A Theory of Disappointment Aversion», *Econometrica* 59: 667-686.

HARLOW, V., y RAO, R. (1989): «Asset pricing in a generalized mean-lower partial moment framework: theory and evidence», *Journal of Financial and Quantitative Analysis,* 24: 285-311.

HARVEY, C., y SIDDIQUE, A. (2000): «Conditional skewness in asset pricing tests», *Journal of Finance* 55: 1.263-1.295.

KAHNEMAN, D., y TVERSKY, A. (1979): «Prospect Theory: An Analysis of Decision Under Risk», *Econometrica* 47: 263-291.

KAPANSKI, G. (2004): «Traditional beta, downside risk beta and market risk premiums», *Quarterly Review of Economics and Finance* 44: 636-653.

KRAUS, A., y LITZENBERGER, R. H. (1976): «Skewness Preference and the Valuation of Risk Assets», *Journal of Finance* 31: 1.085-1.100.

LETTAU, M., y LUDVIGSON, S. (2003): «Measuring and Modeling Variation in the Risk-Return Tradeoff», *New York University working paper*.

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* 47: 13-37.

MARHUENDA, J. (1998): «Estacionalidad de la prima por riesgo en el mercado de capitales español», *Revista Española de Financiación y Contabilidad* 94: 13-36.

MARÍN, J. M., y RUBIO, G. (2001): *Economía Financiera,* Bosch, Barcelona.

MARKOWITZ, H. (1959): *Portfolio Selection,* New Haven. Yale University Press.

MORENO, D., y RODRÍGUEZ, R. (2006): *The Coskewness Factor: Implications for Performance Evaluation*, Working Paper Universidad Carlos III de Madrid, 06-07.

MUGA, F., y SANTAMARÍA, R. (2007): «Riesgo asimétrico y estrategias de momentum. Resultados en el mercado de valores español», *Investigaciones Económicas, forthcoming*.

NIETO, B. (2004): «Evaluating multi-beta pricing models: An empirical analysis with Spanish market data», *Revista de Economía Financiera* 2: 80-108.

NIETO, B., y RODRÍGUEZ, R. (2005): «Modelos de valoración de activos condicionales: Un panorama comparativo», *Investigaciones Económicas* 29: 33-71.

NIETO, B., y RODRÍGUEZ, R. (2006): «The compsumption-wealth and book-to-market ratios in a dynamic asset context», *Spanish Economic Review* 2: 199-226.

NIETO, B., y RUBIO, G. (2002): «El modelo de valoración con cartera de mercado: una nueva especificación del coeficiente beta», *Revista Española de Financiación y Contabilidad* 113: 697-723.

POST, T., y VAN VLIET, P. (2005): «Conditional Downside Risk and the CAPM», *Working Paper,* Erasmus University Rotterdam.

POTI, V. (2006): «The Coskewness Puzzle», *European Financial Management Association Meeting,* Madrid.

ROY, A. D. (1952): «Safety First and the Holding of Assets», *Econometrica* 20: 431-449.

RUBIO, G. (1988): «Further International Evidence on Asset Pricing: The Case of the Spanish Capital Market», *Journal of Banking and Finance* 12: 221-242.

RUBIO, G. (1991): «Formación de Precios en el Mercado Bursátil: Teoría y Evidencia Empírica», *Cuadernos Económicos de I.C.E.* 49: 157-18.

SÁNCHEZ, P. L., y SENTANA, E. (1998): «Mean-variance-skewness analysis: An application to risk premia in the Spanish stock market», *Investigaciones Económicas* 22: 5-17.

SENTANA, E. (1995): «Riesgo y rentabilidad en el mercado español de valores», *Moneda y Crédito* 200: 133-167.

SENTANA, E. (1997): «Risk and return in the Spanish stock market: some evidence from individual assets», *Investigaciones Económicas* 21: 297-359.

SHANKEN, J. (1992): «On the Estimation of Beta Pricing Models», *Review of Financial Studies* 5: 1-34.

SHARPE, W. (1964): «Capital Asset Prices: A Theory of Market Equilibrium under Conditions of Risk», *Journal of Finance* 19: 425-442.