



Estudios de Economía Aplicada

ISSN: 1133-3197

secretaria.tecnica@revista-eea.net

Asociación Internacional de Economía

Aplicada

España

MIRALLES MARCELO, JOSÉ LUIS; MIRALLES QUIRÓS, MARÍA DEL MAR; MIRALLES QUIRÓS,
JOSÉ LUIS

Análisis Media-semivarianza: Una Aplicación A Las Primas De Riesgo En El Mercado De Valores
Español

Estudios de Economía Aplicada, vol. 25, núm. 1, abril, 2007, pp. 199-214

Asociación Internacional de Economía Aplicada

Valladolid, España

Disponible en: <http://www.redalyc.org/articulo.oa?id=30113183008>

- ▶ 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

Análisis Media-semivarianza: Una Aplicación A Las Primas De Riesgo En El Mercado De Valores Español

MIRALLES MARCELO, JOSÉ LUIS¹, MIRALLES QUIRÓS, MARÍA DEL MAR Y MIRALLES QUIRÓS, JOSÉ LUIS.

Universidad de Extremadura. Avd. Elvas, s/n. 06071 Badajoz.

Telf. 924 289 510 - Fax: 924 272 509 - E-mail: jmiralles@unex.es

RESUMEN

La correcta medida del riesgo tiene una importancia fundamental en la valoración de activos. Sin embargo, una de las medidas más frecuentemente utilizadas, la varianza, ha recibido críticas debido a que establece una respuesta simétrica para movimientos positivos y negativos en las rentabilidades bursátiles, pudiendo ser una causa del rechazo del CAPM tradicional. El objetivo de este estudio consiste en analizar si el modelo de valoración de activos Lower Partial Moment-CAPM, que considera la semivarianza de un activo con la cartera de mercado como factor explicativo de la prima de riesgo, representa una mejor aproximación empírica al mercado de valores español. Los principales resultados obtenidos nos indican la existencia de respuesta asimétrica en las rentabilidades bursátiles ante variaciones en la tendencia del mercado y que la dinámica de la prima de riesgo tiene un papel relevante en el proceso de valoración.

Palabras clave: Valoración de activos, Asimetría, Dowsndside risk.

Mean-semivariance Analysis: An Application To Risk Premiums In The Spanish Stock Market

ABSTRACT

Correct risk measurement is fundamentally important to asset pricing. However, one of the most frequently used measures, variance, has been criticized because it establishes a symmetric response to the upside and downside movements of stock returns. This could be one reason for rejecting the traditional CAPM. The purpose of this paper is to analyze whether the Lower Partial Moment – CAPM represents a better empirical approximation to the Spanish stock market since it takes into account the semivariance of an asset with respect to the market portfolio as an explanatory factor for risk premiums. Our main results indicate the existence of an asymmetric response of stock returns in Bull and Bear markets and show that risk premium dynamics play a relevant role in asset pricing.

Keywords: Asset pricing, Skewness, Dowsndside risk.

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

Clasificación JEL: G10, G12.

Artículo recibido en Septiembre de 2005 y aceptado para su publicación en Marzo de 2006.

Artículo disponible en versión electrónica en la página www.revista-eea.net, ref.: e-25104.

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) mantienen 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 (Gibbison, 1982; Fama y French, 1992).¹

Del mismo modo, para el mercado de valores español, podemos citar trabajos como el de Gómez-Bezares, Madariaga y Santibáñez (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 únicamente 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.

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. 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) exten-

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

dieron 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 estudio, Sánchez y Sentana (1998) no encuentran evidencia de que la coasimetría ayude a explicar las primas de riesgo para el periodo 1963-1992. Posteriormente 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.

Otra metodología, propuesta por Bawa y Lindenberg (1977), y que investigamos en este estudio, captura las asimetrías considerando el momento parcial negativo. En definitiva, proponen modificar el análisis media-varianza tradicional por un análisis media-semivarianza. A diferencia de la varianza, la semivarianza no incluye las ganancias en el cálculo del riesgo, solo son incluidas las pérdidas. De esta manera, proponen la modificación del coeficiente beta tradicional por un coeficiente *downside* beta que mida los co-movimientos de la rentabilidad de un activo con la rentabilidad del mercado cuando su tendencia es bajista, proponiendo un modelo alternativo al CAPM y denominado *Lower Partial Moment – CAPM* (LPM-CAPM). En este sentido también hay que señalar la sugerencia introducida por Markowitz (1991) en relación al empleo de medidas alternativas de riesgo dentro del contexto de selección de carteras, haciendo referencia a que la semivarianza resulta una medida más convincente que la varianza para medir el riesgo, ya que tan sólo tiene en cuenta la desviación adversa.

Estudios recientes han extendido esta metodología de análisis. Entre otros, cabe destacar los trabajos realizados por Kaplauski (2004) y Post y van Vliet (2005) que encuentran evidencia favorable al coeficiente *downside* beta en detrimento del beta tradicional para el mercado norteamericano y especialmente en épocas de tendencia bajista. Ang, Chen y Xing (2004) también muestran que la variación de sección cruzada de las rentabilidades refleja un premio por batir el riesgo bajista. Por el contrario, fallan a la hora de encontrar un significativo descuento para los activos con una elevada covarianza condicional a movimientos del mercado alcistas.

La evidencia empírica presentada para otros mercados distintos del norteamericano la encontramos en Estrada (2002). En dicho estudio propone un modelo de valoración de activos en mercados emergentes que denomina *Downside Capital Asset Pricing Model* (D-CAPM) encontrando que funciona mucho mejor que el CAPM tradicional. Concretamente, la beta del CAPM tradicional explica el 36% de las variaciones en la rentabilidad de los mercados emergentes, mientras que la beta del D-CAPM explica el 55%. Sin embargo, hay que señalar que este modelo difiere del LPM-CAPM en que considera las pérdidas en activos y el mercado, no sólo la caída del mercado.

También hay que destacar la aplicación de esta metodología a la explicación de anomalías detectadas en los mercados bursátiles como es el efecto *momentum*. Ang, Chen y Xing (2002) extendieron esta idea proponiendo un factor de riesgo basado

en la medida *downside risk* que podría ser usada para explicar las variaciones de sección cruzada en las rentabilidades del mercado norteamericano y concretamente el efecto *momentum*. En el caso del mercado bursátil español, Muga y Santamaría (2005) 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.

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*. 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 objetivo de este estudio consiste en analizar si el modelo LPM-CAPM y, por tanto, el riesgo de pérdida o *downside risk* explica las variaciones en las rentabilidades bursátiles del mercado español.

El análisis de la capacidad explicativa del modelo LPM-CAPM en el mercado bursátil español tiene una especial relevancia. La evidencia empírica acerca de la capacidad explicativa del modelo LPM-CAPM se ha centrado hasta el momento en su contrastación para el mercado norteamericano y para mercados emergentes, los cuales poseen 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 intermedios como el español pueden tener un papel no despreciable en la búsqueda de una modelización en la valoración de activos coherente y unificada.

El trabajo se estructura de la siguiente manera. En un segundo apartado presentamos las implicaciones teóricas del análisis media-semivarianza en comparación con el análisis media-varianza tradicional. 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. VALORACIÓN DE ACTIVOS FINANCIEROS

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

$$E[\tilde{R}_i M_t] = 1 \quad (1)$$

donde E es el operador de expectativas; \tilde{R}_i 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 M_t o factor de descuento es una función lineal del rendimiento de la cartera de mercado (2),

$$M_t = \delta_0 + \delta_1 R_m \quad (2)$$

De esta manera,

$$E[\tilde{R}_t (\delta_0 + \delta_1 R_m)] = 1 \quad (3)$$

Siendo su representación beta,

$$E(R_t) = \gamma_0 + \gamma_1 \beta_i \quad (4)$$

donde,

$$\beta_i = \frac{Cov(R_t; R_m)}{Var(R_m)} \quad (5)$$

En cambio, Hogan y Warren (1974), Bawa y Lindenberg (1977) y Harlow y Rao (1989) propusieron extensiones del CAPM tradicional basadas en medidas *downside risk*. Es concretamente el *Lower Partial Moment-CAPM* (LPM-CAPM) un modelo que se centra únicamente en el riesgo no deseado, siendo el factor de descuento una función lineal del rendimiento de la cartera de mercado cuando su rentabilidad es inferior a la rentabilidad proporcionada por el activo libre de riesgo (6),

$$M_t = \delta_0 + \delta_1 R_m^- \quad (6)$$

De esta manera,

$$E[\tilde{R}_t (\delta_0 + \delta_1 R_m^-)] = 1 \quad (7)$$

Y su representación beta es,

$$E(R_t) = \gamma_0 + \gamma_1 \beta_i^- \quad (8)$$

donde,

$$\beta_i^- = \frac{Cov(R_t; R_m | R_m < R_f)}{Var(R_m | R_m < R_f)} \quad (9)$$

El modelo LPM-CAPM incorpora básicamente los mismos supuestos que el modelo CAPM original, con la diferencia de que su coeficiente de riesgo sólo considera como relevante para su estudio la parte negativa de las rentabilidades, considerada

por los analistas realmente como riesgo de pérdida. La diferencia fundamental radica en el uso de la medida de riesgo de mercado: varianza y beta tradicional por semi-varianza y *downside* beta. Es por ello que esta modelización no requiere simetría en la distribución de rentabilidades.

3. BASE DE DATOS

La base de datos empleada en este estudio está compuesta por las rentabilidades mensuales de los títulos que cotizan en la Bolsa de Valores española durante el periodo comprendido entre enero de 1989 y diciembre de 2004, 16 años de estudio en los que el mercado bursátil español ha experimentado etapas de tendencia alcista y bajista.

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.

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 mayor 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 menor 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.

Tabla 1. Estadísticos descriptivos

Estadísticos descriptivos de la cartera de mercado equiponderada (EW) y 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 12 meses siguientes. T1 es la cartera con los activos de mayor tamaño del mercado y T10 representa la cartera con los activos de menor tamaño. Resultados obtenidos para el periodo temporal comprendido entre enero de 1989 a diciembre de 2004.

Carteras	Media	Desv. típica	Simetría	Kurtosis	Jarque-Bera
Mercado (EW)	1,025	5,828	0,126	4,413	16,496
T1 (mayor)	1,146	5,710	-0,425	3,717	9,885
T2	1,137	5,506	-0,230	3,893	8,078
T3	1,004	6,610	-0,347	4,237	16,084
T4	1,008	5,909	-0,025	5,456	48,275
T5	1,143	5,942	0,217	4,593	21,806
T6	0,816	6,118	-0,199	4,415	17,278
T7	1,085	5,970	0,696	5,773	77,048
T8	0,831	6,677	0,450	5,515	57,084
T9	0,879	7,723	0,691	5,540	66,878
T10 (menor)	1,207	9,634	1,066	5,083	71,053

En la Tabla 1 presentamos los estadísticos descriptivos de las diez carteras de tamaño construidas en el periodo comprendido entre enero de 1989 y diciembre de 2004 así como de la cartera de mercado. Observamos como son los títulos de menor tamaño (cartera T10) los que presentan la rentabilidad media más elevada, siendo también los que tienen un nivel de riesgo medido por su desviación típica más elevado. En relación con el coeficiente de simetría, observamos como las carteras T1 a T4 así como la cartera T6 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 tres partes. En primer lugar presentamos un análisis empírico preliminar 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. 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 el modelo LPM-CAPM alternativo. Por último, presentamos un contraste condicional de la prima de riesgo obtenida en cada modelo basado en la metodología de Pettengill, Sundaram y Mathur (1995).

4.1. Análisis de serie temporal

Con el objetivo de analizar la relación entre ambas medidas de riesgo anteriormente descritas (beta y *downside* beta), 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),

$$R_p - R_f = \beta_{1p} R_m^- + \beta_{2p} R_m^+ + \delta_t + \varepsilon_p \quad (10)$$

donde $R_m^- = R_m - R_f$ cuando $R_m \leq R_f$ y cero en caso contrario; $R_m^+ = R_m - R_f$ cuando $R_m > R_f$ y cero en caso contrario; y δ_t es una variable dicotómica que toma el valor 1 cuando $R_m > R_f$ 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. Harlow y Rao (1989) y Eftekhari y Satchell (1996) asumen que $\pi = \phi(\beta_{1p} - \beta_{2p})$ en (10), donde ϕ es la esperanza condicional de R_m^+ . Esto es,

$$\phi = E(R_{mt} - R_{ft} \mid R_{mt} > R_{ft}) = \frac{E[R_{mt}^+]}{Pr(R_{mt} > R_{ft})} \quad (11)$$

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 media-semivarianza.²

Tabla 2. Modelo de respuesta asimétrica

Resultados obtenidos de la contrastación del modelo de respuesta asimétrica para cada una de las 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 12 meses siguientes. T1 es la cartera con los activos de mayor tamaño del mercado y T10 representa la cartera con los activos de menor 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	$H_0 : \beta_{1p} = \beta_{2p}$	
				χ^2	p -valor
T1 (mayor)	0,856* (11,5)	0,591* (7,03)	1,466* (3,17)	5,627*	0,0187
T2	0,836* (14,4)	0,608* (9,10)	1,313* (3,55)	6,605*	0,0109
T3	1,129* (23,1)	0,804* (10,4)	1,045* (2,64)	12,546*	0,0005
T4	0,957* (17,0)	0,858* (8,27)	0,221 (0,51)	0,691	0,4070
T5	0,911* (15,8)	0,927* (10,0)	0,178 (0,47)	0,209	0,8878

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

T6	1,046*	0,898*	0,122	3,745**	0,0530
T7	0,885*	1,038*	-0,538	2,176	0,1402
T8	0,999*	1,134*	-0,775**	1,386	0,2391
T9	1,140*	1,492*	-1,893*	10,466*	0,0012
T10 (menor)	1,238*	1,647*	-1,192**	5,608*	0,0179

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

Los resultados obtenidos los presentamos en la Tabla 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 T1 a T3, presentan una relación inversa entre momento bursátil y nivel del coeficiente 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 ciclo económico y el nivel del coeficiente beta. Cuando el mercado presenta en promedio una tendencia al alza, su beta tiende (también en promedio) a disminuir y viceversa. Se convierten en carteras relativamente más volátiles en momentos de depresión económica y en carteras relativamente menos volátiles en momentos de buena coyuntura económica.

Sin embargo, son las carteras de menor tamaño las que presentan un comportamiento en su coeficiente beta que tiende a moverse de forma directa con el comportamiento del mercado. Son carteras relativamente más volátiles cuando el mercado está en alza y viceversa.

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, T3, 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.

Estos resultados dan soporte al análisis empírico de sección cruzada que pretendemos realizar para el mercado bursátil español. El coeficiente 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. Además, estas diferencias tanto de nivel como de evolución temporal son diferentes entre carteras.

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 dos modelos de valoración alternativos, CAPM tradicional y LPM-CAPM.

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 (5) y (9), realizamos la estimación de sección cruzada (12) y (13),

$$r_p = \gamma_0 + \gamma_1 \beta_p + \varepsilon_p \quad (12)$$

$$r_p = \gamma_0 + \gamma_1 \beta_p^- + \varepsilon'_p \quad (13)$$

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 ambos modelos la realizamos en base al coeficiente de determinación *R*² ajustado.

Tabla 3. Análisis de sección cruzada

Esta tabla presenta las estimaciones en dos etapas utilizando el procedimiento de sección cruzada de Fama y MacBeth (1973) para los modelos CAPM y LPM-CAPM, 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	R^2 Ajustado
CAPM	-0,118 (-0,23)	0,925 (1,13)	13,4026
LPM-CAPM	0,098 (0,16)	0,276 (0,69)	12,0517

Los resultados de los dos modelos de valoración estimados siguiendo esta metodología son reflejados en la Tabla 3. 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 la última columna el coeficiente de determinación ajustado promedio obtenido del conjunto de regresiones efectuadas en cada modelo.

Como podemos observar en la Tabla 3, los resultados obtenidos por ambos modelos son muy similares. La prima de riesgo obtenido por ambos modelos es positivo pero no es significativo. Adicionalmente, teniendo en cuenta el coeficiente de determinación R^2 ajustado, el modelo LPM-CAPM considerado no proporciona una mejor estimación que el modelo CAPM.

4.3. Análisis condicional

Ambos modelos, CAPM y LPM-CAPM, contrastados en la sección anterior asumen que todas las primas de riesgo son iguales para todos los activos y además son constantes para todo el periodo de estudio. Esto no es compatible con la argumentación de equilibrio defendida por Pettengill, Sundaram y Mathur (1995) sobre una relación positiva entre las betas y los excesos de rentabilidad de mercado realizados cuando éstos son positivos, y negativa cuando los excesos de rentabilidad de mercado son negativos.

El contraste del modelo CAPM propuesto por Pettengill, Sundaram y Mathur (1995) consiste en suavizar la hipótesis de prima constante al asumir dos posibles primas: una cuando el mercado está en alza y otra cuando el mercado está en baja.

Teniendo en cuenta dichas consideraciones, realizamos un contraste de ambos modelos con prima de riesgo condicional,

$$r_p = \gamma_0 + \gamma_{1a} \beta_p \delta_t + \gamma_{1b} \beta_p (1 - \delta_t) + \epsilon_p \quad (14)$$

$$r_p = \gamma_0 + \gamma_{1a} \beta_p^- \delta_t + \gamma_{1b} \beta_p^- (1 - \delta_t) + \epsilon'_p \quad (15)$$

donde δ_t es una variable dicotómica que toma el valor 1 cuando la rentabilidad del mercado excede de la rentabilidad proporcionada por el activo libre de riesgo en el mes t y cero en caso contrario. De este modo, γ_{1a} y γ_{1b} representan la prima de riesgo asociada a los periodos alcista y bajista respectivamente.

Tabla 4. Análisis de primas de riesgo condicional

Resultados de sección cruzada entre diciembre de 1991 y diciembre de 2004 del análisis condicional del premio por riesgo estimado en función del momento bursátil. En análisis para los períodos de tendencia alcista están basados en 87 observaciones en las que la rentabilidad media del mercado es superior a la del activo libre de riesgo. Mientras que el análisis para los períodos de tendencia bajista está basado en 70 observaciones en las que la rentabilidad media del mercado es inferior a la obtenida por el activo libre de riesgo. Aplicamos el ajuste de Shanken para el cálculo del estadístico t .

	CAPM		LPM-CAPM	
	Tendencia alcista	Tendencia bajista	Tendencia alcista	Tendencia bajista
Prima de riesgo γ_1	3,912*	-2,786*	2,435*	-2,405*
Estadístico t	(3,59)	(-5,67)	(5,81)	(-6,37)

Nota: * significativo al 5%.

El análisis de los resultados de los modelos CAPM y LPM-CAPM con prima de riesgo condicional muestra que, al permitir una prima de riesgo de mercado distinta según la tendencia al alza o a la baja del mercado, la prima de mercado es significativa y positiva en tendencia alcista y significativa y negativa en tendencia bajista. Dando soporte a la evidencia empírica encontrada para otros mercados bursátiles.

No hemos encontrado evidencia sobre la realización de este contraste para el mercado bursátil español. Sin embargo, los resultados obtenidos tienen similitud con los realizados previamente para la contrastación del efecto enero en un contexto de valoración de activos. Entre otros, destacamos a Sentana (1995), Gómez Sala y Marhuenda (1998), Marhuenda (1998), Nieto y Rubio (2002) y Nieto y Rodríguez (2005) que encuentran un premio por riesgo no significativo cuando se consideran todos los meses del año, pero sin embargo, cuando se analiza el premio por riesgo para el mes de enero (con rentabilidad positiva en promedio) dicho premio es significativo y positivo.

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. Los inversores que son más sensibles a las pérdidas en tendencia bajista en relación a las ganancias en tendencia alcista requieren un premio por mantener los activos que covarian fuertemente con el mercado cuando éste cae.

En base a esta motivación el objetivo de este estudio ha consistido en analizar si el riesgo de pérdida o *downside risk* explica las variaciones en las rentabilidades bursátiles del mercado español. Para ello proponemos el contraste de un modelo alternativo al CAPM tradicional denominado LPM-CAPM en el que la varianza ha sido sustituida por la semivarianza y el coeficiente beta tradicional por un coeficiente *downside beta*.

Los resultados obtenidos permiten identificar la persistencia en el mercado bursátil español de un comportamiento diferencial entre las rentabilidades de los activos con mayor y menor nivel de capitalización bursátil. Son los activos de menor tamaño los que presentan a lo largo del periodo de estudio una mayor rentabilidad promedio, un coeficiente de asimetría positivo y un comportamiento del riesgo beta que tiende a moverse de forma directa con el comportamiento del mercado. En cambio, los activos de mayor tamaño en el mercado presentan asimetría negativa y presentan una relación negativa entre la situación del ciclo económico y el nivel del riesgo beta. Son activos relativamente más arriesgados en momentos de depresión económica.

Sin embargo, el contraste de sección cruzada del modelo LPM-CAPM propuesto no proporciona resultados significativos, al menos para el periodo objeto de estudio. No obstante, cuando realizamos el análisis de premios por riesgo condicionales propuesto por Pettengill, Sundaram y Marthur (1995) observamos que las dinámicas del premio por riesgo de mercado tienen un papel relevante en el proceso de valoración.

6. REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- ANG, A., J. CHEN Y Y. XING (2002). Downside risk and the Momentum Effect. Columbia University. Working Paper.
- ANG, A., J. CHEN Y Y. XING (2004). DOWNSIDE RISK. COLUMBIA UNIVERSITY. WORKING PAPER.
- BAWA, V., S. BROWN Y R. KLEIN (1981). Asymmetric Response Asset Pricing Models: Testable Alternatives to Mean-Variance. Mimeo.

- BAWA, V. Y E. LINDENBERG (1977). Capital market equilibrium in a mean-lower partial moment framework. *Journal of Financial Economics*, 5, pp. 189-200.
- BLACK, F., M. JENSEN Y M. SCHOLES (1972). The Capital Asset Pricing Model: Some Empirical Tests, *Studies in the Theory of Capital Markets*, New York, Praeger Publishers, pp. 79-121.
- DITTMAR, R.F. (2002). Nonlinear Pricing Kernels, Kurtosis Preference, and Evidence from the Cross-Section on Equity Returns. *Journal of Finance*, 57, pp. 369-403.
- EFTEKHARI, B. Y S. SATCHELL (1996). Non-normality of returns in emerging markets. *Research in International Business and Finance*, 1, pp. 267-277.
- ESTRADA, J. (2002). Systematic risk in emerging markets: the D-CAPM. *Emerging Markets Review*, 3, pp. 365-379.
- FAMA, E.F. Y K.R. FRENCH (1992). The cross section of expected stock returns, *Journal of Finance*, 47, pp. 427-466
- FAMA, E.F. Y J. MACBETH (1973). Risk and return: some empirical tests, *Journal of Political Economy*, 81, pp. 607-636.
- GALLEGOS, A. J.C. GÓMEZ SALA Y J. MARHUENDA (1992). Evidencias Empíricas del CAPM en el Mercado Español de Capitales. Instituto Valenciano de Investigaciones Económicas, WP-EC 92-13.
- GIBBONS, M. (1982). Multivariate Tests of Financial Models: A New Approach, *Journal of Financial Economics*, 10, pp. 3-27
- GÓMEZ-BEZARES, F. (2000). *Gestión de Carteras* (Bilbao, Desclée de Brouwer).
- GÓMEZ-BEZARES, F., J.A. MADARIAGA Y J. SANTIBÁÑEZ (1994). *Valoración de acciones en la Bolsa Española* (Bilbao, Desclée de Brouwer).
- GÓMEZ SALA, J.C. Y J. MARHUENDA (1998). La anomalía del tamaño en el mercado de capitales español. *Revista Española de Financiación y Contabilidad*, 97, pp. 1033-1059.
- HARLOW, V. Y R. RAO (1989). Asset pricing in a generalized mean-lower partial moment framework: theory and evidence. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 24, pp. 285-311.
- HARVEY C. Y A. SIDDIQUE (2000). Conditional skewness in asset pricing tests. *Journal of Finance*, 55, pp. 1263-1295.
- HOGAN, W. Y J. WARREN (1974). Toward the development of an equilibrium capital-market model based on semivariance. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 9, pp. 1-11.
- KAPLANSKI, G. (2004). Traditional beta, downside risk beta and market risk premiums. *Quarterly Review of Economics and Finance*, 44, pp. 636-653.
- KRAUS, A. Y R.H. LITZENBERGER (1976). Skewness Preference and the Valuation of Risk Assets. *Journal of Finance*, 31, pp. 1085-1100.

- 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, pp. 13-37.
- MARHUENDA, J. (1998). Estacionalidad de la prima por riesgo en el mercado de capitales español. *Revista Española de Financiación y Contabilidad*, 94, pp. 13-36.
- MARKOWITZ, H. (1959). *Portfolio Selection*. New Haven. Yale University Press.
- MARKOWITZ, H. (1991). Foundations of Portfolio Theory. *Journal of Finance*, 46, pp. 469-477.
- MUGA, F. Y R. SANTAMARÍA (2005). Efecto momentum y riesgo asimétrico en el mercado de valores español. XV Spanish-Portuguese Meeting of Scientific Management, Seville, Spain.
- NIETO, B. (2004). Evaluating multi-beta pricing models: An empirical analysis with Spanish market data. *Revista de Economía Financiera*, 2, pp. 80-108.
- NIETO, B. Y R. RODRÍGUEZ (2005). Modelos de valoración de activos condicionales: Un panorama comparativo. *Investigaciones Económicas*, 29, pp. 33-71.
- NIETO, B. Y G. RUBIO (2002). El modelo de valoración con cartera de mercado: una nueva especificación del coeficiente beta, *Revista Española de Financiación y Contabilidad*, 113, pp. 697-723.
- PETTENGILL, G., S. SUNDARAM E I. MATHUR (1995). The conditional relation between beta and returns. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 30, pp. 101-116.
- POST, T. Y P. VAN VLIET (2005). Conditional Downside Risk and the CAPM. Working Paper, Erasmus University Rotterdam.
- ROY, A.D. (1952). Safety First and the Holding of Assets. *Econometrica*, 20, pp. 431-449.
- 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. (1991). Formación de Precios en el Mercado Bursátil: Teoría y Evidencia Empírica, *Cuadernos Económicos de I.C.E.*, 49, pp. 157-18.
- SÁNCHEZ, P.L. Y E. SENTANA (1998). Mean-variance-skewness analysis: An application to risk premia in the Spanish stock market. *Investigaciones Económicas*, 22, pp. 5-17.
- SENTANA, E. (1995). Riesgo y rentabilidad en el mercado español de valores, *Moneda y Crédito*, 200, pp. 133-167.
- SENTANA, E. (1997). Risk and return in the Spanish stock market: some evidence from individual assets, *Investigaciones Económicas*, 21, pp. 297-359.
- SHANKEN, J. (1992). On the Estimation of Beta Pricing Models. *Review of Financial Studies*, 5, pp. 1-34.
- SHARPE, W. (1964). Capital Asset Prices: A Theory of Market Equilibrium under Conditions of Risk, *Journal of Finance*, 19, pp. 425-442.