

RIESGO ASIMÉTRICO Y ESTRATEGIAS DE *MOMENTUM* EN EL MERCADO DE VALORES ESPAÑOL

LUIS MUGA CAPEROS
RAFAEL SANTAMARÍA AQUILUÉ
Universidad Pública de Navarra

En el presente trabajo se analiza el papel del riesgo asimétrico en la explicación del efecto momentum en el mercado de valores español. Inicialmente se ha observado una relación negativa y significativa entre la coasimetría de una cartera y su rentabilidad. Por este motivo se ha incluido un factor ligado a dicha medida, SKS, en los modelos tradicionales de valoración (CAPM y Fama-French). Los resultados indican que las estrategias de momentum están expuestas de forma positiva y significativa a este tipo de riesgo. Sin embargo, dicho factor de riesgo no es capaz de explicar por completo las rentabilidades anormales de este tipo de estrategias, por lo que el debate sobre el efecto momentum todavía permanece abierto.

Palabras clave: Momentum, coasimetría, eficiencia de mercado.

(JEL G12, G14)

1. Introducción

La naturaleza de las rentabilidades de las estrategias autofinanciadas de *momentum*, [Jegadeesh y Titman (1993)], que explotan una continuación positiva (negativa) en las rentabilidades de los títulos pasados ganadores (perdedores), ha sido una cuestión de debate en la literatura de economía financiera desde que Fama y French (1996) admitiesen

Una versión previa de este trabajo forma parte de la colección de Documentos de Trabajo de Funcas (272 de 2006) a quienes agradecemos su colaboración en la difusión de la investigación en nuestro país. Igualmente deseamos agradecer la ayuda financiera del Ministerio de Ciencia y Tecnología (SEC2003-07808) y del Ministerio de Educación y Ciencia (SEJ-2006-14809), ambos cofinanciados con fondos FEDER. Esta versión se ha beneficiado de interesantes comentarios realizados a una versión anterior del trabajo por Natividad Blasco, Guillermo Llorente, Joaquín Marhuenda, Angel Pardo y Gonzalo Rubio, así como de dos evaluadores anónimos. No obstante, los errores que permanecen son de responsabilidad única de los autores.

que su modelo trifactorial no era capaz de explicar las rentabilidades de dichas estrategias en el mercado de valores norteamericano. Este fracaso de los modelos de valoración de riesgo tradicionales condujo a una serie de investigadores a considerar que el efecto *momentum* podría estar causado por sesgos en el comportamiento de diferentes tipos de agentes [veáanse los trabajos pioneros de Barberis, Shleifer y Vishny (1998); Daniel, Hirshleifer, y Subrahmanyam (1998); o Hong y Stein (1999)]. Aunque esta literatura ha aportado algunas explicaciones sugerentes, no resulta sencilla de contrastar empíricamente, y ello debilita, en consecuencia, la extracción de conclusiones claras sobre las relaciones causa-efecto que de ellas se derivan. Además, como demuestra Johnson (2002), no es necesario recurrir a irracionalidad de los inversores, información heterogénea, o fricciones de mercado para dar una explicación al efecto *momentum*.

Por estas razones, y a pesar del fracaso de los modelos de valoración de riesgo tradicionales, las explicaciones que asumen un comportamiento racional de los inversores no han podido ser descartadas. Este es el contexto en el que se plantea la consideración del riesgo asimétrico como posible factor explicativo del efecto *momentum*. En concreto, está demostrada en la literatura la preferencia por parte de los inversores hacia activos con *asimetría* positiva y baja *curtosis*. Así Harvey y Siddique (2000) prueban la existencia de primas asociadas a la *coasimetría*, o Dittmar (2002) a la medida de *cocurtosis*. Si las carteras de *momentum* presentaran exposiciones significativas a dichas medidas se obtendría evidencia de que este tipo de riesgo podría aportar una explicación total o parcial a dicha anomalía. En esta línea, los propios Harvey y Siddique (2000) o Fuertes, Miffre y Tan (2005) muestran que el efecto *momentum* en el mercado estadounidense puede ser explicado en parte por factores de riesgo asimétrico.

La evidencia existente para el mercado español ha mostrado la presencia significativa de efecto *momentum* [Muga y Santamaría (2006a,b,c), y Forner y Marhuenda (2003 y 2006)], así como de la incapacidad de los modelos de valoración tradicionales [Muga y Santamaría (2006d), y Forner y Marhuenda (2006)] para explicar las rentabilidades obtenidas con este tipo de estrategias. No obstante, los resultados referidos a los modelos de comportamiento tampoco arrojan resultados inequívocos para este propósito [Forner y Marhuenda (2004) y Muga y Santamaría (2006b)]. En el presente trabajo se analiza, en línea con las aportaciones de Harvey y Siddique (2000) y Fuertes *et al* (2005), la capacidad

explicativa de los factores de riesgo asimétrico al efecto *momentum* contextualizado en el mercado de valores español. Para ello se han evaluado diferentes medidas de riesgo asimétrico¹ obteniéndose primas significativas para la medida basada en la *coasimetría*. Por otro lado, al añadir un factor de riesgo ligado a la *coasimetría* de los títulos en los modelos tradicionales, tanto en su versión incondicional como condicional, se ha obtenido una explicación parcial del efecto *momentum*, consistente con la evidencia internacional.

De este modo, el trabajo se estructura atendiendo al siguiente esquema: la Sección 2 presenta la base de datos utilizada, la Sección 3 una breve panorámica del efecto *momentum* en el mercado de valores español y la Sección 4 la medida de riesgo asimétrico utilizada. Por último, en la Sección 5 se plantea el objetivo central del trabajo, se trata de observar si la introducción de este tipo de factor de riesgo en los modelos de valoración tradicionales, tanto en su versión incondicional como condicional, ayuda a explicar las rentabilidades ofrecidas por las estrategias de *momentum* en el mercado de valores español. Para terminar, en la Sección 6 se exponen de forma sucinta las principales conclusiones obtenidas.

2. Base de datos

Para la realización del presente trabajo se dispone de rentabilidades diarias ajustadas de los títulos que cotizan en el mercado de valores español desde enero de 1980 hasta mayo de 2004, así como el Índice General de la Bolsa de Madrid².

Para ajustar las estrategias de *momentum* con los factores de riesgo tradicionales, CAPM y modelo trifactorial de Fama-French se ha aproximado la rentabilidad de mercado con la rentabilidad mensual del Índice General de la Bolsa de Madrid³ y se ha tomado como renta-

¹En particular se han evaluado medidas de *coasimetría*, *cocurtosis*, y beta condicional a bajadas del mercado, obteniéndose resultados significativos solamente para la primera de las medidas que serán los que se expongan, por brevedad, en el presente trabajo. Una versión más amplia se puede encontrar en Muga y Santamaría (2006e).

²Los datos provienen básicamente de la base de datos Intertell y han sido complementados con datos ofrecidos por la Sociedad de Bolsas de precio de cierre, ampliaciones, dividendos y *splits* de algunos títulos. Dando como resultado una muestra total de 194 empresas con un mínimo de 70 al principio del periodo objeto de estudio y un máximo de 145 en noviembre de 1998.

³No obstante, para el cálculo de las betas de las carteras agregadas, bien por *coasimetría* o por *momentum*, se ha utilizado un índice equiponderado integrado por

bilidad libre de riesgo el tipo de interés mensual de las letras a un año en el mercado secundario. La construcción de los factores tamaño de la empresa (SMB) y la *ratio* valor en libros sobre valor de mercado (*Book to Market*, HML) atiende a lo expuesto por Fama y French (1993)⁴ y para ello se han recopilado datos de capitalización y valor en libros de los títulos que cotizaron en el mercado continuo español durante la década de los años 90.

Por último, para la estimación de los modelos condicionales se han utilizado las siguientes variables instrumentales, la *ratio* de dividendo agregado en el mercado de valores español (DY), el *Book to Market* agregado (BTM) y el término de estructura temporal (TERM) que viene dado por la diferencia de rentabilidades entre el bono a largo y a corto plazo.

3. Efecto *momentum* en el mercado de valores español

En línea con la literatura, la metodología empleada para el cálculo de las rentabilidades de las estrategias de *momentum* es similar a la descrita por Jegadeesh y Titman (1993). En un momento determinado del periodo objeto de estudio se ordenan los títulos por sus rentabilidades acumuladas los J meses anteriores (periodo de formación), y se clasifican por deciles, de forma que aquél decil de títulos con mayor rentabilidad en el periodo de formación constituirá la cartera de *ganadores* y aquél decil de títulos con menor rentabilidad en este periodo constituirá la cartera de *perdedores*. La *estrategia de momentum* se forma por una posición compradora en la cartera de ganadores y una posición vendedora en la cartera de perdedores. Las citadas carteras permanecerán abiertas durante los K meses siguientes a su formación, periodo de mantenimiento. No obstante, en el presente trabajo la definición de títulos ganadores y perdedores está basada en quintiles en lugar de deciles, en coincidencia con los argumentos expuestos en Forner y Marhuenda (2006).

todos los títulos que tienen observaciones diarias suficientes para calcular la *coasimetría* o la beta, respectivamente.

⁴Para el periodo muestral comprendido entre Enero de 1982 y Diciembre de 1990 los datos correspondientes a los factores del modelo Fama French, SMB y HML, además de aquellos correspondientes a las variables instrumentales, DY, BTM y TERM, han sido facilitados amablemente por Belén Nieto de la Universidad de Alicante.

Por último, señalar que, con la finalidad de no sobrestimar la posible existencia del efecto *momentum* y no incurrir en un posible sesgo de supervivencia, se ha optado por sustituir la rentabilidad de los títulos que desaparecen durante el periodo de mantenimiento por un índice equiponderado de todos los títulos presentes en la muestra durante dicho periodo.

CUADRO 1
Rentabilidades medias de las estrategias de *momentum*

	K=3	K=6	K=9	K=12
J=3	0,0103**	0,0097**	0,0092**	0,0083**
J=6	0,0133**	0,0120**	0,0108**	0,0088**
J=9	0,1420**	0,0135**	0,0110**	0,0089**
J=12	0,0136**	0,0118**	0,0090**	0,0070**

En este cuadro se recogen las rentabilidades medias de las estrategias de *momentum* en tiempo de calendario evaluadas, combinando los diferentes periodos de formación ($J = 3, 6, 9$ y 12 meses) y mantenimiento ($K = 3, 6, 9$, y 12 meses). Los valores de las rentabilidades aparecen destacados con ** los significativos al 5% y con * los significativos al 10% según el estadístico t .

Los resultados para las estrategias de *momentum* durante el periodo 1982 a 2004 se encuentran en el Cuadro 1⁵. De forma consistente con la evidencia que existe para el mercado español, se puede observar que todas las estrategias de *momentum* proporcionan rentabilidades positivas y significativas, según el estadístico t , durante el periodo objeto de estudio, oscilando sus rendimientos entre el 0,7% mensual que da la estrategia con $J = 12K = 12$ ($t = 2,00$) y el 1,42% mensual que proporciona la estrategia con $J = 9$ y $K = 3$ ($t = 3,58$), siendo estas rentabilidades muy similares a las que se encuentran en el trabajo original de momentum realizado por Jegadeesh y Titman (1993) para el mercado estadounidense.

4. Medidas de riesgo asimétrico en el mercado de valores español

En la introducción ya se ha puesto de manifiesto que existe abundante evidencia internacional afirmando que los modelos de valoración de riesgo tradicionales no son capaces de explicar las rentabilidades anor-

⁵ Inicialmente se presentan los resultados para las 16 estrategias que combinan los periodos de formación $J = 3, 6, 9$ y 12 meses y mantenimiento $K = 3, 6, 9$ y 12 meses. Por brevedad, para el resto de análisis se han elegido como estrategias representativas las cuatro que combinan los periodos de formación y mantenimiento de 6 y 12 meses.

males obtenidas con las estrategias de *momentum*. Sin embargo, una de las alternativas que se ha planteado en la literatura reciente es que estos modelos de valoración no recogen correctamente la exposición a diferentes niveles de *riesgo asimétrico* que pudieran tener los títulos. De este modo en diferentes artículos [véanse Harvey y Siddique (2000), Dittmar (2002) o Ang Chen y Xing (2004)] se plantean diferentes medidas que pudieran incorporar este *riesgo asimétrico* a los modelos de valoración. En el presente trabajo se pretende evaluar si las rentabilidades de las estrategias de *momentum* responden a diferentes exposiciones ante este tipo de riesgo, y en particular a la *coasimetría*. En este sentido, Harvey y Siddique (2000) muestran que los inversores deberían presentar preferencias en cuanto a la *asimetría* de los títulos, por lo que aquellos títulos que presenten mayor *asimetría* negativa serán considerados por los inversores como más arriesgados, al exhibir una mayor probabilidad de presentar rentabilidades por debajo de su media y, por lo tanto, dichos títulos en el equilibrio deberían ofrecer una mayor rentabilidad esperada. Atendiendo a este argumento, dichos autores proponen una medida de *coasimetría*, que recogerá la contribución de un título a la medida de la *asimetría* de la cartera. Según esta medida, los inversores preferirán títulos con *coasimetría* más positiva, que serán aquellos que contribuyan a que la cartera presente *asimetría* positiva, al contrario de lo que ocurrirá con aquellos títulos que tengan un coeficiente de *coasimetría* más negativo.

La medida de *coasimetría* propuesta es la siguiente⁶:

$$\text{coskew} = \frac{E[\varepsilon_{i,t}\varepsilon_{m,t}^2]}{\sqrt{E[\varepsilon_{i,t}^2]}(E[\varepsilon_{m,t}^2])} \quad [1]$$

donde $\varepsilon_{i,t} = r_{i,t} - \alpha_i - \beta_i RMRF_t$, es el residuo de la regresión del exceso de rentabilidad del título $r_{i,t}$ sobre el exceso de rentabilidad del mercado ($RMRF_t$), y $\varepsilon_{m,t}$ es el residuo de la regresión del exceso de rentabilidad del mercado sobre una constante.

A partir de esta expresión, al comienzo de cada mes se ha calculado la medida de *coasimetría* para cada título, tanto con datos diarios como

⁶En el presente trabajo, y siguiendo la metodología de Ang, Chen, y Xing (2002), se han utilizado datos diarios del último año para construir la citada medida. Estos autores prueban que tanto para la medida de *coasimetría* como para la *coartosis* es equivalente la utilización de datos diarios o mensuales suponiendo que las rentabilidades se extraen de distribuciones infinitamente divisibles. A pesar de ello, como prueba de robustez se ha construido la medida de *coasimetría* con datos mensuales.

mensuales, correspondiente al último año de cotización. Además para evitar los problemas derivados de aquellos títulos que presentan una negociación infrecuente, se exigirá que un título haya tenido negociado, al menos, el 75% de las sesiones en un año de mercado.

Expuesta la medida de *coasimetría*, la primera prueba que se ha realizado consiste en verificar si realmente existen rentabilidades diferenciales asociadas a niveles diferenciales de la citada medida. Para este fin se ha realizado un análisis de carteras tradicional. En concreto, el procedimiento utilizado es el siguiente: Al comienzo de cada mes, desde enero de 1982 hasta mayo de 2004, se procede a la construcción de carteras en quintiles basadas en el valor calculado para cada título de la *coasimetría* correspondiente a los 12 meses anteriores, recomponiéndose éstas de forma mensual. Para las citadas carteras basadas en *coasimetría* se han calculado las rentabilidades medias en serie temporal, así como sus coeficientes beta del CAPM⁷ promedio de los activos de dichas carteras y los coeficientes α procedentes del ajuste por el

⁷ Con objeto de obtener unos valores más intuitivos, para la obtención de las betas de las carteras se parte del cálculo de la beta sobre un índice equiponderado de todos los activos que tienen observaciones diarias suficientes para calcular la *coasimetría*. Con datos diarios, se aprecia una diferencia significativa, aunque sólo lo es al 10 % y a favor de la cartera de mayor *coasimetría*. El resultado es más contundente con datos mensuales, ya que en este caso no se aprecian diferencias entre las carteras extremas. En Muga y Santamaría (2006e) se incluye también la *cocurtosis* en la que tampoco se aprecian diferencias significativas. Ello parece indicar que el riesgo asimétrico no se encuentra relacionado con la beta y, cuando lo está, va en sentido contrario, por lo que su control aumentaría la prima esperada por riesgo asimétrico. Conviene señalar que cuando se utilizan todos los títulos como índice de referencia para la obtención de betas, bien ponderando por capitalización o equiponderado, no se encuentra ninguna relación significativa con la beta. No obstante, los coeficientes beta de todas las carteras resultan ser superiores a la unidad. Este curioso resultado está asociado con la exigencia de un mínimo de 75% de sesiones cotizadas de un título en un año para el cálculo de la *coasimetría*. Sin que podamos aportar una justificación a priori para ello, la consecuencia es que dicha exigencia suponía la eliminación mayoritaria de activos con betas inferiores a la unidad, especialmente en los primeros años de la muestra, pudiendo constituir una fuente potencial de sesgo de selección de títulos. No obstante, existen dos argumentos alternativos que validan la elección practicada. Por un lado, la alternativa de estimar la *coasimetría* para todos los títulos puede introducir errores de medición en dicha variable con consecuencias impredecibles sobre los resultados. Por otro lado, también puede tener interés estudiar si la *coasimetría* es valorada, cuando menos, en títulos con riesgo de liquidez más moderado. Aún cuando únicamente lo fuese para estos activos, el hecho de que constituyan una parte muy mayoritaria del mercado continuo y, en consecuencia, de la negociación total del mercado justifica el interés del estudio.

modelo de Fama-French. Los resultados se encuentran expuestos en el Cuadro 2.

CUADRO 2
Rentabilidades medias mensuales

	CSK			CSKM		
	RENT	ALFA FF	BETA	RENT	ALFA FF	BETA
BAJA CSK	0,0189	0,0146	0,973	0,0147	0,0095	0,998
C2	0,0127	0,0067	1,013	0,0147	0,0088	1,001
C3	0,0103	0,0043	1,012	0,0135	0,0074	0,997
C4	0,0102	0,0035	1,019	0,0120	0,0047	1,028
ALTA CSK	0,0085	0,0017	1,010	0,0094	0,0034	0,985
BAJA - ALTA	0,0104**	0,0129**	-0,037*	0,0053*	0,0061**	0,013

En este cuadro se presentan las rentabilidades medias mensuales, tanto ordinarias como ajustadas por el modelo trifactorial de Fama-French, de las cinco carteras formadas atendiendo a la coasimetría estimada con datos diarios (CSK) y con datos mensuales (CSKM), así como la diferencia entre la rentabilidad de la cartera con menor y mayor coeficiente de coasimetría dichas rentabilidades diferenciales aparecen destacados con ** las significativas al 5% y con * las significativas al 10%. Además se recogen los valores medios de cada una de las carteras para los coeficientes β .

Acorde con lo esperado, para el valor de la *coasimetría* estimado con datos diarios se observa tanto que las rentabilidades ordinarias como los coeficientes α crecen de forma monótona desde la cartera de títulos con mayor *coasimetría*, títulos menos arriesgados, hasta la cartera de títulos con menor *coasimetría*, títulos más arriesgados. Además la diferencia entre ambas carteras extremas se sitúa en el 1,04% mensual, (1,29% ajustado), que resulta significativa a los niveles convencionales. Por otro lado, los resultados para la estimación con datos mensuales son un poco más modestos puesto que las rentabilidades diferenciales entre los quintiles extremos sólo son significativas al 10%⁸, aunque las ajustadas lo son al 5%.

En resumen, los resultados parecen indicar la existencia de una prima por exposición al riesgo recogido por la *coasimetría*⁹ en el mercado de valores español durante el periodo comprendido entre 1982 y 2004,

⁸Ello parece sugerir que el riesgo asimétrico resulta más fácilmente observable con datos de frecuencia diaria.

⁹En Muga y Santamaría (2006e) también se muestra que no existen exposiciones significativas a otras medidas de riesgo asimétrico, como la *cocurtosis* o la beta bajista, así como que las exposiciones a la *coasimetría* no están causadas por la exposición a estas variables.

acorde con lo expuesto por Harvey y Siddique (2000), que se observa de forma más nítida si las estimaciones se realizan con datos diarios.

5. Efecto *momentum* y riesgo asimétrico

Diferentes trabajos a lo largo de la literatura han pretendido construir factores de riesgo que, incluidos en los modelos de valoración de activos tradicionales, pudiesen recoger de forma correcta las exposiciones al *riesgo asimétrico*.

Dados los resultados del apartado anterior, se ha optado por la inclusión de un factor de *coasimetría* en los modelos de valoración tradicionales para estudiar si aporta capacidad explicativa adicional a las rentabilidades obtenidas por las estrategias de *momentum*. El factor de *coasimetría* ya ha sido utilizado en un trabajo sobre el mercado español realizado por Rodríguez y Moreno (2004) referido a una aplicación a la evaluación de la *performance* de los fondos de inversión.

La construcción del factor ligado a la *coasimetría* se ha realizado fundamentalmente siguiendo la metodología propuesta en el trabajo de Harvey y Siddique (2000). Para ello, una vez que se dispone de una medida de la *coasimetría* pasada de los títulos, estimada tanto con datos diarios como mensuales, se utiliza dicho coeficiente para ordenar los activos. De este modo se construyen tres carteras equiponderadas¹⁰, denominando S^- a aquella cartera que comprende al 30% los títulos con *coasimetría* más negativa, S^0 a aquella que contiene el 40% intermedio de títulos, y, por último, S^+ a la que agrupa el 30% restante de títulos con mayor coeficiente de *coasimetría*. Al exceso de rentabilidad de la cartera S^- sobre la cartera S^+ se le denomina SKS (denotándolo por SKSM si se obtiene con datos mensuales) y es el factor de riesgo utilizado para aproximar el riesgo asimétrico¹¹.

Dado que los resultados de la sección anterior del trabajo nos han informado de la existencia de un efecto *momentum* positivo y significativo en el mercado de valores español, en este punto del trabajo se analiza si las rentabilidades positivas obtenidas por las estrategias de

¹⁰Las rentabilidades de las carteras basadas en *coasimetría* del presente trabajo son equiponderadas, ya que solamente se dispone de datos acerca de la capitalización de los títulos a partir del año 1991. Para construir el factor SKS, Harvey y Siddique (2000) utilizan carteras ponderadas por valor.

¹¹Los factores RMRF, SMB y HML presentan bajas correlaciones con el factor SKS. La mayor es con el HML y es de un $-0,26$ cuando el SKS se estima con datos diarios y de $-0,14$ cuando se estima con datos mensuales.

momentum responden a exposiciones a algún factor de riesgo asimétrico. En una primera aproximación al problema, el Cuadro 3 presenta un resumen de las características de *coasimetría* y del coeficiente *beta* que poseen las diferentes carteras de *momentum* para los periodos de formación (J) de 6 y 12 meses. Como puede observarse, el coeficiente beta del CAPM presenta valores significativamente diferentes entre la cartera perdedora y ganadora, siendo mayor para la cartera perdedora. Este hecho pone de manifiesto que la cartera perdedora está más expuesta a este tipo de riesgo y, por lo tanto, al tratar de explicar las rentabilidades generadas por el *momentum* con un modelo CAPM se debería observar un incremento de la rentabilidad anormal, como se pondrá de relieve más adelante en este trabajo. Además, los resultados informan que para todas las estrategias consideradas el valor medio de la *coasimetría* estimada con datos diarios para la cartera de ganadores es significativamente menor que para la de perdedores, lo que significa que es la cartera de títulos ganadores la más expuesta al tipo de riesgo recogido por esta variable y, dado que se ha mostrado en el epígrafe anterior que es valorada por el mercado, se debe asociar con unas mayores rentabilidades esperadas. Una vez más, los resultados para la estimación con datos mensuales son más discretos y, aunque en todos los casos la cartera de ganadores presenta valores de *coasimetría* más negativos en media, sólo son significativamente diferentes en las estrategias con periodos de formación más largos.

CUADRO 3
Valores medios mensuales

	J=6			J=12		
	BETA	CSK	CSKM	BETA	CSK	CSKM
PER	1,130	-0,0068	-0,0195	1,180	0,0024	-0,0208
C2	0,978	-0,0082	-0,0123	0,973	-0,0028	0,0077
C3	0,931	-0,0422	-0,0303	0,919	-0,0384	-0,0291
C4	0,959	-0,0422	-0,0280	0,922	-0,0364	-0,0352
GAN	1,060	-0,0389	-0,0325	1,061	-0,0416	-0,0444
T STAT	(2,98)**	(2,51)**	(1,20)	(3,94)**	(3,40)**	(2,09)**

En el presente cuadro se presentan los valores medios mensuales del coeficiente beta, así como de la característica de coasimetría estimada con datos diarios (CSK) y con datos mensuales (CSKM), para las cinco carteras formadas en base a rentabilidades pasadas con periodos de formación de J = 6, y 12. Así como un estadístico *t* de diferencia de medias entre las características de la cartera perdedora y ganadora para cada uno de los periodos de formación. Los valores de dicho estadístico aparecen destacados con con ** las significativas al 5% y con * las significativas al 10%.

Los resultados de este análisis preliminar permiten pensar que, al menos, parte de las rentabilidades obtenidas por las estrategias de *momentum* en el mercado de valores español responden a diferentes niveles de exposición a factores de riesgo asimétrico, en concreto a un factor ligado a la *coasimetría*, especialmente si éste es estimado con datos diarios.

Para realizar un análisis más detallado de esta cuestión se ha optado por añadir los factores de *coasimetría*, SKS y SKSM, a los modelos de valoración de riesgo tradicionales, CAPM y modelo trifactorial de Fama French, para evaluar las rentabilidades anormales de las estrategias de *momentum*. De este modo, si este factor tiene capacidad explicativa adicional de las estrategias de *momentum* deberíamos observar un coeficiente β_{SKS} o β_{SKSM} positivo y significativo en los diferentes modelos, además de una reducción del coeficiente α respecto al modelo que no incluye dicho riesgo recogido por la *coasimetría*. Ello nos indicaría que parte de las rentabilidades anormales obtenidas por las estrategias de *momentum* tendrían su origen en exposiciones a este tipo de riesgo.

En concreto las expresiones correspondientes a los modelos de valoración evaluados son las siguientes:

$$R_{mom,t} = \alpha_{mom} + \beta_{mom}RMRF_t + u_{1,t} \quad [2]$$

$$R_{mom,t} = \alpha_{mom} + \beta_{mom}RMRF_t + \beta_{SKS} * SKS_t + u_{2,t} \quad [3]$$

$$R_{mom,t} = \alpha_{mom} + \beta_{mom}RMRF_t + s_{mom} * SMB_t + h_{mom} * HML_t + u_{3,t} \quad [4]$$

$$R_{mom,t} = \alpha_{mom} + \beta_{mom}RMRF_t + s_{mom} * SMB_t + h_{mom} * HML_t + \beta_{SKS} * SKS_t + u_{4,t} \quad [5]$$

donde $R_{mom,t}$, es la rentabilidad en tiempo de calendario correspondiente a la estrategia de *momentum*; $RMRF_t$ es el exceso de la rentabilidad del mercado sobre el activo libre de riesgo ($R_{M,t} - r_{f,t}$); $r_{f,t}$ es la rentabilidad del activo libre de riesgo; $R_{M,t}$ es la rentabilidad del mercado, aproximado por el Índice General de la Bolsa de Madrid. SMB_t y HML_t son los factores del modelo que recogen los efectos tamaño y *Book to Market* y SKS_t es el factor de riesgo que recoge el efecto de la *coasimetría*. Los coeficientes β_{mom} , s_{mom} y h_{mom} y β_{SKS} miden las sensibilidades de la estrategia de *momentum* a dichos factores de riesgo.

Los resultados para las diferentes estrategias de *momentum* ajustadas por los modelos de valoración expuestos se encuentran recogidos en el Cuadro 4. Los resultados para el CAPM y el modelo trifactorial de Fama-French se muestran consistentes con la evidencia previa [Veánse Jegadeesh y Titman (1993), Fama y French (1996) o Muga y Santamaría (2006a,c) y Forner y Marhuenda (2006) para el mercado de valores español]. Más concretamente, las rentabilidades de las estrategias de *momentum* responden de forma inversa a exposiciones a factores de riesgo recogidos por los citados modelos, por lo que una vez realizado el ajuste por riesgo se observa un aumento en la rentabilidad anormal proporcionada por todas las estrategias consideradas (α_{mom}) debido a la diferente exposición al riesgo que presentan las carteras que forman las estrategias de *momentum*.

CUADRO 4
Valores de los coeficientes correspondientes a la estimación de los modelos de valoración de riesgo CAPM y Fama-French

		K=6		K=12		K=6		K=12	
		CAPM	CAPMSKS	CAPM	CAPMSKS	FF	FFSKS	FF	FFSKS
SKS	α_{mom}	0,012**	0,010**	0,009**	0,007**	0,014**	0,012**	0,012**	0,009**
	β_{mom}	-0,063	-0,047	-0,109**	-0,094**	-0,021	-0,018	-0,059	-0,057
	S_{mom}					-0,056	-0,053	-0,211**	-0,209**
	H_{mom}					-0,300**	-0,224**	-0,317**	-0,245**
	β_{SKS}		0,294**		0,288**		0,248**		0,237**
SKS	α_{mom}	0,012**	0,009**	0,008**	0,005	0,015**	0,012**	0,011**	0,008**
	β_{mom}	-0,125**	-0,104**	-0,140**	-0,122**	-0,061	-0,057	-0,072	-0,068
	S_{mom}					-0,216**	-0,212**	-0,360**	-0,357**
	h_{mom}					-0,430**	-0,329**	-0,423**	-0,334**
	β_{SKS}		0,401**		0,361**		0,333**		0,291**
SKSM	α_{mom}	0,012**	0,011**	0,009**	0,008**	0,014**	0,013**	0,012**	0,011**
	β_{mom}	-0,063	-0,058	-0,109**	-0,102**	-0,021	-0,021	-0,059	-0,059
	S_{mom}					-0,056	-0,047	-0,211**	-0,198**
	h_{mom}					-0,300**	-0,277**	-0,317**	-0,281**
	β_{SKSM}		0,153**		0,226**		0,124*		0,190**
SKSM	α_{mom}	0,012**	0,011**	0,008**	0,006*	0,015**	0,014**	0,011**	0,010**
	β_{mom}	-0,125**	-0,116*	-0,140**	-0,131**	-0,061	-0,060	-0,072	-0,071
	S_{mom}					-0,216**	-0,200*	-0,360**	-0,343**
	h_{mom}					-0,430**	-0,385**	-0,423**	-0,377**
	β_{SKSM}		0,287**		0,294**		0,242**		0,244**

El presente cuadro presenta los valores de los coeficientes correspondientes a la estimación de los modelos de valoración de riesgo CAPM y CAPM ampliado con el factor de *coasimetría* (estimado con datos diarios, SKS, y mensuales, SKSM), Fama French, y Fama French ampliado con el factor de *coasimetría* (estimado con datos diarios, SKS, y mensuales SKSM) que se han utilizado para explicar las rentabilidades de las diferentes estrategias de *momentum*. Los valores de los coeficientes aparecen destacados con ** las significativas al 5% y con * las significativas al 10% según el estadístico *t*.

Este hecho responde a la naturaleza de estrategias autofinanciadas que tienen las carteras de *momentum*, de forma que si la cartera de títulos perdedores en la que se toma una posición vendedora está más expuesta a los riesgos asociados al mercado, el tamaño, o el *Book to Market*¹² que la cartera de ganadores se apreciarán coeficientes negativos asociados a estos factores e incrementos en el alfa de los modelos para las rentabilidades de *momentum* respecto a las rentabilidades sin ajustar.

Sin embargo, la adición de los factores de *coasimetría* (bien estimados con datos diarios o mensuales) al CAPM provoca una disminución del coeficiente α_{mom} para todas las estrategias evaluadas. Si bien solamente para la estrategia con $J = 12$ y $K = 12$ dicho coeficiente se vuelve no significativo estimando el factor SKS con datos diarios, y significativo al 10% estimando el factor SKSM con datos mensuales. Es destacable la presencia de un coeficiente β_{SKS} positivo y significativo para todas las estrategias evaluadas ya que, en muchos casos, salvo la constante, es el único coeficiente significativo y, desde luego, el único positivo. Ello significa que la cartera de títulos ganadores está significativamente más expuesta a este tipo de riesgo que la cartera de perdedores y, por lo tanto, las rentabilidades anormales de las estrategias de *momentum*, aunque no se encuentran relacionadas con los factores de riesgo clásicos, sí que parecen responder en parte a las diferentes exposiciones a este tipo de riesgo.

Por otro lado, la inclusión de los factores de *coasimetría*, SKS y SKSM respectivamente, en el modelo de Fama-French permite observar resultados similares a los que se encontraron en el análisis anterior al incluir el citado factor en el modelo CAPM. Es decir, se aprecia una exposición al riesgo asimétrico positiva y significativa para todas las estrategias consideradas, así como una reducción del coeficiente α_{mom} respecto del modelo trifactorial de Fama French (1993) sin tener en cuenta este tipo de riesgo, aunque ninguna de las rentabilidades anormales de las estrategias se vuelve no significativa debido al aumento

¹²Existe evidencia tanto a nivel nacional como internacional de que la cartera de títulos perdedores presenta menores niveles de tamaño y mayores niveles de *Book to Market* que la cartera de títulos ganadores [veáanse Jegadeesh y Titman (1993), Harvey y Siddique (2000), o Muga y Santamaría (2006a)]. Este hecho provoca que dicha cartera de perdedores sea más arriesgada en un contexto Fama-French y que, por lo tanto, los coeficientes de los factores asociados a los factores cuando se ajustan las rentabilidades de las estrategias de momentum aparezcan con signo negativo [veáanse Fuertes, Miffre y Tan (2005) o Forner y Marhuenda (2006)].

experimentado por los coeficientes α_{mom} generado por las exposiciones a los factores de Fama-French, especialmente al HML.

En el análisis anterior se ha asumido que las primas por riesgo permanecen invariantes en el tiempo. Este supuesto puede conducir a que los modelos de valoración utilizados no tengan en cuenta de modo satisfactorio las diferentes exposiciones a los factores de las carteras perdedora y ganadora que forman las estrategias de *momentum*. La solución a este problema pasa por el uso de información condicional en los distintos modelos de valoración. En línea con Forner y Marhuenda (2006), para la estimación de dichas versiones condicionales¹³ se han utilizado como variables instrumentales el retardo de la ratio de dividendo agregado del mercado de valores español (DY), del Book to Market Agregado (BTM) y del término de estructura temporal entre los bonos a largo y a corto plazo (TERM). Al igual que en Forner y Marhuenda (2006) dada la elevada correlación entre DY y BTM agregados, se sustituye el BTM agregado por los residuos de la regresión de dicha variable sobre los otros dos instrumentos.

De forma general la expresión a estimar para cualquiera de los modelos es la siguiente:

$$R_{mom,t} = \alpha_0 + \alpha_{1p}(z_{t-1}) + \beta_{0p}f_t + \beta_{1p}(f_t z_{t-1}) + u_{mom,t} \quad [6]$$

donde $R_{mom,t}$ es la rentabilidad de la correspondiente estrategia de *momentum* medida en tiempo de calendario, z_{t-1} es el vector de variables instrumentales utilizados para la estimación del modelo, y f_t es el vector de factores del modelo correspondiente¹⁴.

Los resultados correspondientes a la estimación de los diferentes modelos condicionales se encuentran en el Cuadro 5. Como puede observarse, el uso de información condicional en los modelos de valoración de activos utilizados en el presente trabajo tampoco termina de explicar las

¹³Esta elección también se encuentra sustentada en trabajos previos como Nieto (2004) que muestra el interés en el mercado de valores español por incluir como variables de estado el *Book to Market* y el Dividendo agregados. Por otro lado, Ferreira *et al* (2006) aportan evidencia acerca del poder de predicción que tiene el diferencial de rentabilidad entre el bono a largo y el bono a corto de los ciclos económicos en varios países europeos, incluido España. No obstante, los resultados sin incluir BTM mantienen inalteradas las conclusiones (Muga y Santamaría, 2006e). Una panorámica de modelos de evaluación condicional en nuestro mercado puede verse en Nieto y Rodríguez (2005).

¹⁴Los modelos condicionales de valoración del riesgo expuestos se han estimado con un procedimiento de mínimos cuadrados ordinarios.

rentabilidades anormales de las estrategias de *momentum* en el mercado de valores español durante el periodo comprendido entre enero de 1982 y mayo de 2004. De este modo, los coeficientes α de los modelos más su variación condicional al estado de la economía permanecen significativos al 5% para todas las estrategias¹⁵, con la excepción de $J = 12$ $K = 12$ con el factor de coasimetría cuando éste se estima con datos diarios añadido al CAPM, aunque lo es al 10%. Cuando se utilizan datos mensuales para la construcción del factor (SKSM) los coeficientes α de los modelos para las citadas estrategias permanecen significativas al 5%. Señalar, no obstante, que los resultados asumen exposiciones lineales en los instrumentos, lo que impone un supuesto restrictivo que podría ser conveniente relajar, en línea con lo realizado por Wu (2002).

CUADRO 5
Coeficientes α ($\alpha = \alpha_0 + \alpha_1 E(z_{t-1})$) obtenidos para las diferentes series de rentabilidades

	K=6		K=12		K=6		K=12	
	CAPM	CAPMSKS	CAPM	CAPMSKS	FF	FFSKS	FF	FFSKS
SKS J=6	0,0131**	0,0109**	0,0091**	0,0077**	0,0154**	0,0132**	0,0128**	0,0121**
SKS J=12	0,0133**	0,0104**	0,0084**	0,0059*	0,0170**	0,0142**	0,0125**	0,0101**
SKSM J=6	0,0131**	0,0119**	0,0091**	0,0085**	0,0154**	0,0141**	0,0128**	0,0114**
SKSM J=12	0,0133**	0,0116**	0,0084**	0,0069**	0,0170**	0,0153**	0,0125**	0,0109**

En este cuadro se encuentran expuestos los coeficientes α ($\alpha = \alpha_0 + \alpha_1 E(z_{t-1})$) obtenidos para las diferentes series de rentabilidades en tiempo de calendario de las diferentes estrategias de *momentum* al ajustar los modelos de valoración del riesgo que incluyen información condicional. Los valores de los coeficientes aparecen destacados con ** las significativas al 5% y con * las significativas al 10%, según el estadístico test de Wald cuya hipótesis nula es $H_0: \alpha_0 + \alpha_1 E(z_{t-1}) = 0$.

En suma, los resultados informan de una disminución de los coeficientes α al ampliar los diferentes modelos con el factor de coasimetría, lo que permite mantener las conclusiones apuntadas anteriormente en el sentido de que las rentabilidades de las estrategias de *momentum* en el mercado de valores español pueden ser parcialmente explicadas por diferentes exposiciones de las carteras ganadora y perdedora a factores de riesgo *asimétrico*, en particular al factor de *coasimetría* de Harvey

¹⁵Estos resultados son coincidentes con los obtenidos eliminado la media en los instrumentos y contrastando la significatividad del coeficiente alfa. Los resultados se encuentran disponibles solicitándolos a los autores.

y Siddique (2000). Estos resultados confirman la evidencia de trabajos previos en el mercado de valores estadounidense como Fuertes, Miffre y Tan (2005) o Harvey y Siddique (2000).

Por último señalar que no se han incorporado en los modelos de valoración otras medidas de riesgo asimétrico, tales como la *coartosis* y la beta bajista, puesto que ni tan siquiera parecen valoradas en el mercado de valores español al no arrojar rentabilidades diferenciales a exposiciones significativas a dichas variables, incluso tras controlar en el último caso por el efecto de la volatilidad de los títulos¹⁶.

6. Conclusiones

En el presente trabajo se ha analizado la relación entre diferentes medidas de riesgo asimétrico propuestas en la literatura y el efecto *momentum* en el mercado de valores español, dada la incapacidad de los modelos de valoración clásicos para explicar esta anomalía, así como la evidencia ambigua obtenida al tratar de realizar contrastes de las diferentes teorías de comportamiento.

La principal variable considerada ha sido la *coasimetría* (Harvey y Siddique, 2000), dados los modestos resultados inicialmente obtenidos con la *coartosis* o la beta bajista (Muga y Santamaría 2006e), habiéndose únicamente obtenido que existen rentabilidades diferenciales en carteras formadas con base en dicha medida, especialmente cuando se calcula con datos diarios entre activos con negociación frecuente. Por este motivo en el presente trabajo se ha incorporado un factor de riesgo ligado a la coasimetría, SKS, en los modelos de valoración tradicionales, CAPM y trifactorial de Fama French (1993), para analizar si aporta capacidad explicativa al efecto *momentum*. Las conclusiones de este análisis son consistentes con las encontradas en la evidencia internacional, en el sentido que las estrategias de *momentum* están expuestas de forma positiva y significativa a este tipo de riesgo y se observan reducciones en el coeficiente α de los diferentes modelos, tanto si se usan modelos de valoración con o sin información condicional. Sin embargo, dicho factor de riesgo no es capaz de explicar por completo las rentabilidades anormales de este tipo de estrategias (en línea con los resultados ofrecidos por Harvey y Siddique, 2000 o Fuertes, Miffre, y Tan, 2005). Esta evidencia, aunque interesante, no cierra el debate sobre la naturaleza completa del efecto *momentum*.

¹⁶ Véase Muga y Santamaría (2006e).

Referencias

- Ang, A. Chen, J. Xing, Y. (2002): "Downside risk and the momentum effect", Marshall School of Business. Working paper.
- Ang, A. Chen, J. Xing, Y. (2004): "Downside risk", Marshall School of Business Working paper.
- Barberis, N. Shleifer, A. Vishny, R (1998): "A model of investor sentiment", *Journal of Financial Economics* 49, pp. 307-343.
- Daniel, K. Hirshleifer, D. Subrahmanyam, A. (1998): "Investor psychology and security market under and overreactions", *Journal of Finance* 53, pp. 1839-1885.
- Dittmar, R. (2002): "Nonlinear pricing kernels, curtosis preference, and evidence from the cross section of equity returns", *Journal of Finance* 57, pp. 369-403.
- Fama E., French, K (1993): "Common risk factors in the returns on stocks and bonds", *Journal of Financial Economics* 33, pp. 3-56.
- Fama, E.F. French K. R. (1996): "Multifactor explanation of asset pricing anomalies", *Journal of Finance* 51, pp. 55-84.
- Ferreira E., Martínez M. Navarro E. y Rubio G. (2006): "Economic sentiment and yields spread in Europe", *European Financial Management*, Forthcoming.
- Forner, C Marhuenda, J. (2003): "Contrarian and momentum strategies in the Spanish stock market", *European Financial Management* 9, pp. 67-88.
- Forner, C. Marhuenda, J. (2004): "Momentum returns in the Spanish stock market: Model misspecification or investor irrationality?", EFMA 2004 Basel Meetings Paper. SSRN: <http://ssrn.com/abstract=492303>.
- Forner, C. Marhuenda, J. (2006): "Análisis del origen de los beneficios del momentum en el mercado de valores español", *Investigaciones Económicas* 30, pp. 401-439.
- Fuertes, A.M. Miffre, J. Tan, H.W. (2005): "Momentum profits and non normality risks", SSRN: <http://ssrn.com/abstract=755645>.
- Harvey, C. R. Siddique, A. (2000): "Conditional skewness in asset pricing tests", *Journal of Finance* 55, pp. 1263-1295.
- Hong, H. Stein, J. C. (1999): "An unified theory of underreaction, momentum trading and overreaction in asset markets", *Journal of Finance* 54, pp. 2143-2184.
- Jegadeesh, N. Titman, S. (1993): "Returns to buying winners and selling losers: Implications for stock market efficiency", *Journal of Finance* 48, pp. 65-91.
- Johnson, T (2002): "Rational momentum effects", *Journal of Finance* 57, pp. 585-608.
- Muga, L Santamaría, R. (2006a): "Momentum: Características y estabilidad temporal. Resultados para la bolsa española", *Revista Española de Financiación y Contabilidad* 35, pp. 597-620.
- Muga, L. and Santamaría R. (2006b): "Momentum, market states and investor behavior", Science Research Network WP Series.

- Muga, L. y Santamaría, R. (2006c): "The stock market crisis and momentum. Some evidence for the Spanish stock market during the 1990s", *Applied Financial Economics*, Forthcoming.
- Muga L. y Santamaría R. (2006d): "The momentum effect in the Spanish stock market: Omitted risk factors or investor behaviour?", *Quantitative Finance* Forthcoming.
- Muga L. y Santamaría R. (2006e): "Riesgo asimétrico y estrategias de momentum en el mercado de valores español", Documento de Trabajo, Funcas 272.
- Nieto, B. (2004): "Evaluating multibeta pricing models: An empirical analysis with Spanish market data", *Revista de Economía Financiera* 2, pp. 80-108.
- Nieto, B. y Rodríguez R. (2005): "Modelos de valoración de activos condicionales: Un panorama comparativo", *Investigaciones Económicas* 29, pp. 33-71.
- Rodríguez, R. Moreno, D. (2004): "The coskewness factor: Implications for performance evaluation", XII Foro de Finanzas. Barcelona.
- Wu, X. (2002): "A conditional multifactor model of return momentum", *Journal of Banking and Finance* 26, pp. 382-395.

Abstract

This paper analyses the role of asymmetric risk in the explanation of the momentum effect in the Spanish stock market. Initially, we find a significant negative relationship between portfolio coskewness and return. For this reason, we incorporate a coskewness factor, SKS, into the traditional CAPM and Fama-French valuation models. According to our results, this factor has a positive and statistically significant relationship with momentum strategies but cannot fully explain abnormal-return momentum, therefore the momentum puzzle still remains.

Keywords: Momentum, coskewness, market efficiency

*Recepción del original, mayo de 2006
Versión final, enero de 2007*