

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

**Luis Muga
Rafael Santamaría**

De conformidad con la base quinta de la convocatoria del Programa de Estímulo a la Investigación, este trabajo ha sido sometido a evaluación externa anónima de especialistas cualificados a fin de contrastar su nivel técnico.

ISBN: 84-89116-07-5

La serie **DOCUMENTOS DE TRABAJO** incluye avances y resultados de investigaciones dentro de los programas de la Fundación de las Cajas de Ahorros.
Las opiniones son responsabilidad de los autores.

“Riesgo asimétrico y estrategias de momentum en el mercado de valores español”

Luis Muga y Rafael Santamaría

**Dpto. Gestión de Empresas
Universidad Pública de Navarra
(Junio 2006)**

“Riesgo asimétrico y estrategias de momentum en el mercado de valores español”

Resumen

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. Sin embargo, no se ha encontrado ninguna relación significativa entre cokurtosis y 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.

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. Nevertheless, no significant relation is found between cokurtosis 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.

Palabras clave: *Momentum*, Coasimetría, cokurtosis, eficiencia de mercado

Clasificación JEL: G12, G14

(*)Deseamos agradecer la ayuda financiera del Ministerio de Ciencia y Tecnología (SEC2003-07808) y los fondos FEDER. Esta versión se ha beneficiado de los datos de agregados de Belén Nieto, de los interesantes comentarios realizados a una versión anterior del trabajo por Natividad Blasco, Guillermo Llorente, Joaquín Marhuenda, Angel Pardo y Gonzalo Rubio, así como de un evaluador anónimo de la colección de Documentos de Trabajo de FUNCAS. No obstante, los errores que permanecen son de responsabilidad única de los autores.

1.- Introducción

Desde que Jegadeesh y Titman (1993) pusieron de manifiesto la existencia del denominado “efecto momentum” en el mercado de valores norteamericano, éste ha sido una de las anomalías del mercado de capitales que mayor literatura ha generado. En primer lugar, porque se ha documentado su existencia tanto en el mercado estadounidense en diferentes periodos temporales como en otros mercados [Véase Rouwenhorst (1998), Chui, Titman y Wei (2000) o Griffin, Ji y Martin (2003)]. En segundo lugar, porque aún hoy en día se mantiene el debate acerca del origen de las rentabilidades anormales producidas por la citada estrategia. Dicho debate se ha visto alimentado por un primer fracaso de los modelos tradicionales de valoración de riesgo a la hora de explicar las rentabilidades anormales producidas por el efecto momentum. Así los propios Jegadeesh y Titman (1993) muestran que las rentabilidades de las diferentes estrategias de momentum no responden a una compensación por riesgo de mercado y Fama French (1996) manifiestan que el efecto momentum no es explicado por su modelo trifactorial en el mercado de valores norteamericano.

El fracaso de los modelos de valoración de riesgo tradicionales condujo a una serie de economistas a considerar que el efecto momentum podía estar causado por sesgos en el comportamiento de diferentes tipos de agentes (véanse los trabajos pioneros de Barberis, Shleifer, y Vishny, 1998; Daniel, Hirshleifer y Subrahmanyam, 1998 o Hong y Stein, 1999). Esta literatura, si bien ha aportado algunas explicaciones sugerentes, su contraste empírico no resulta sencillo y, en consecuencia, debilita la extracción de conclusiones claras sobre las relaciones de causa-efecto entre ellas. Además, como demuestra Johnson (2002), no es necesario recurrir a irracionalidad de los inversores, información heterogénea o fricciones de mercado para explicar el efecto momentum.

Por estas razones, y a pesar del fracaso de los modelos de riesgo tradicionales, las explicaciones que asumen un comportamiento racional de los inversores no han podido ser descartadas. Así, por un lado, existen autores que se centran en que el efecto momentum no tiene implicaciones prácticas de importancia. Por ejemplo, Lesmond, Schill y Zhou (2004) sostienen que las estrategias de momentum no proporcionan rentabilidades significativas una vez tenidos en cuenta los costes de transacción o Ali y Trombley (2003) que argumentan la importancia de la cartera perdedora en la estrategia debido a las restricciones existentes en los mercados a las ventas en descubierto. Por otro lado, otros trabajos han tratado de dar explicaciones a través de factores de riesgo omitidos por los modelos tradicionales. En este sentido, Sadka (2003) propone que el momentum puede responder a un riesgo de iliquidez o Chordia y Shivakumar (2002) y Avramov y Chordia (2005) que encuentran evidencia de que el efecto momentum puede responder a riesgos que cambian con el estado de la economía.

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, magnitud que recoge la aportación de un título a la asimetría de una cartera bien diversificada, o Dittmar (2001) que ofrece una visión similar al trabajo anterior con una medida de cocurtosis. Dado que existen estas preferencias por parte de los inversores, que consideran más arriesgados aquellos títulos con menor asimetría y alta curtosis, podría ser posible que las rentabilidades positivas de las estrategias de momentum respondiesen a exposiciones de las carteras a factores de riesgo asimétrico.

En la medida en que las carteras de momentum presentasen exposiciones significativas a dichas medidas de riesgo asimétrico se obtendría evidencia de que ésta podría ser una causa de explicación total o parcial de dicha anomalía. En esta línea, los propios Harvey y Siddique (2000) encuentran que las estrategias de momentum pueden responder en parte a exposiciones a la coasimetría. También Fuertes, Miffre y Tan (2005) muestran para el mercado estadounidense que el efecto momentum puede ser explicado, en parte, por un factor de coasimetría y, en menor medida, por uno de cocurtosis, si bien la consideración de estos factores no permite ofrecer una explicación global del fenómeno.

La evidencia existente para el mercado de valores español acerca del citado efecto momentum es, en líneas generales, consistente con la evidencia internacional. Se ha mostrado la existencia de un efecto momentum positivo Forner y Marhuenda (2003 ,b) y Muga y Santamaría (2006a,b). Además Forner y Marhuenda (2004 y 2006) descartan la posibilidad de que las rentabilidades producidas por este tipo de estrategias respondan a exposiciones a factores de riesgo recogidos por modelos tradicionales en este mercado¹. Sin embargo, ello no implica que no pueda encontrarse una explicación a las rentabilidades anormales de este tipo de estrategias a través de algún factor de riesgo omitido por los modelos de valoración tradicionales.

En línea con las aportaciones de Harvey y Siddique (2000) y Fuertes et al (2005), el presente trabajo pretende analizar la capacidad explicativa de los factores de riesgo asimétrico al efecto momentum contextualizado en el mercado de valores español. Para ello, inicialmente se han evaluado las medidas de coasimetría y cocurtosis, obteniéndose primas significativas en el mercado español para la primera de las medidas. Por otro lado, al añadir un factor de riesgo ligado a la coasimetría de los títulos, se ha obtenido una explicación parcial del efecto momentum, consistente con la evidencia internacional. Como pruebas de robustez, se ha evaluado otra medida de “riesgo asimétrico” como es el riesgo de caída de los títulos, recogido en trabajos como Ang, Chen y Xing (2002, 2004) o Van Vliet y

¹ Es más, Muga y Santamaría (2006d) utilizando técnicas de dominación estocástica muestran que los resultados de las estrategias de momentum no parecen compatibles con modelos de valoración que asuman aversión al riesgo de los agentes.

Post (2004). Dicha medida considera más arriesgados aquellos títulos que tienen mayor beta en mercados bajistas. La consideración de esta medida alternativa de riesgo asimétrico tampoco ha ofrecido primas significativas en el periodo temporal considerado, por lo que no parece tener capacidad explicativa del efecto momentum en nuestro mercado. Por último, se han utilizado versiones condicionales de los modelos de valoración utilizados a lo largo de todo el trabajo para posibilitar que las primas de riesgo puedan variar en función del estado general de la economía y, de este modo, tratar de explicar las rentabilidades anormales producidas por las estrategias de momentum.

De este modo, el trabajo se estructura atendiendo al siguiente esquema: La sección segunda presenta la base de datos utilizada. La sección tercera ofrece una panorámica actualizada del efecto momentum en el mercado de valores español. La sección cuarta presenta las medidas de riesgo asimétrico y observa si la exposición a alguna de las características presentadas origina primas significativas en el mercado. La sección quinta se plantea el objetivo central del trabajo tratando de observar si la introducción de este tipo de factores en los modelos tradicionales ayuda a explicar las rentabilidades ofrecidas por las estrategias de momentum en el mercado de valores español. La sección sexta plantea algunas medidas de riesgo asimétrico alternativas a las utilizadas en el resto del trabajo y otras pruebas de robustez. Por último, la sección séptima expone de forma sucinta las conclusiones obtenidas, limitaciones y extensiones futuras del presente trabajo.

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 1971 hasta mayo de 2004, así como el Índice General de la Bolsa de Madrid. Desde el año 1981, estos datos provienen fundamentalmente de la base de datos Intertell, si bien en ocasiones se ha completado utilizando los precios de cierre ofrecidos por la Sociedad de Bolsas, y se han calculado las rentabilidades corregidas por ampliaciones, dividendos y splits, de acuerdo con la información recogida en la Bolsa de Madrid. Las rentabilidades anteriores a esta fecha se han obtenido a partir de la información proporcionada en los boletines semanales de la Confederación Española de Cajas de Ahorros (C.E.C.A.). De este modo, se dispone de una muestra total de 194 empresas que han cotizado en el mercado de valores español en algún momento de nuestro periodo de estudio, con un mínimo de 40 empresas al comienzo de la década de los 70 y un máximo de 145 en noviembre de 1998.

Para ajustar las estrategias de momentum con los factores de riesgo tradicionales, CAPM y modelo trifactorial de Fama French, se ha aproximado la rentabilidad del mercado con la rentabilidad mensual del Índice General de la Bolsa de Madrid y se ha tomado como rentabilidad libre de riesgo, hasta 1982 el tipo de interés de los préstamos ofrecidos por las instituciones financieras y, a partir de esa fecha, el tipo de interés mensualizado de las letras a un año en el mercado secundario. La construcción de los factores SMB y HML

atiende a lo expuesto por Fama y French (1993)², para lo que se ha recopilado información acerca de los datos de capitalización y valor en libros de los títulos que cotizan en el mercado continuo español a partir de la década de los años noventa³.

Para el cálculo de las medidas de riesgo asimétrico, con objeto de evitar los problemas derivados de aquellos títulos que presentan una negociación infrecuente, se exigirá que un título haya negociado, al menos, 150 sesiones en un año de mercado. La aplicación de esta exigencia conduce a que, por problemas de negociación infrecuente, no se dispongan de títulos suficientes para diversificar las carteras basadas en características de riesgo asimétrico en fechas anteriores a 1980. Esta circunstancia, unida a la falta de disponibilidad de datos para la construcción de los factores SMB y HML del modelo de Fama French para periodos anteriores, desemboca en los análisis se restrinjan al periodo de tiempo comprendido entre 1982 y 2004.

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) y el termino estructura temporal (TERM) que viene dado por la diferencia de las rentabilidades de los bonos a largo y a corto plazo⁴.

3.- El efecto momentum en el mercado de valores español.

3.1. Metodología

En línea con la literatura, la metodología empleada en el presente trabajo es similar a la descrita por Jegadeesh y Titman (1993) en su artículo seminal del efecto momentum. El planteamiento propuesto por estos autores se basa en el estudio de un conjunto de estrategias de “momentum” que permanecen abiertas en un momento del tiempo y cuya agregación ofrece el resultado de la “cartera” de momentum en ese punto. Más concretamente, el procedimiento es el siguiente: En un momento determinado del periodo objeto de estudio se ordenan los títulos por sus rentabilidades acumuladas los J meses anteriores (periodo de formación)⁵, y clasifican los títulos 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 larga en la cartera de “ganadores” y una posición corta en la cartera de “perdedores”. Las citadas

² Para 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, han sido facilitados por Belén Nieto de la Universidad de Alicante.

³ En algunos análisis complementarios se ha utilizado además el factor de momentum, WML, para cuya construcción se ha tomado la rentabilidad del primer mes de mantenimiento de la cartera de momentum con periodo de formación de 12 meses, habiéndose definido como cartera ganadora y perdedora las asociadas al primer y último quintil. Este factor es similar al utilizado por Carhart (1997) con dos diferencias: reserva un mes de diferencia entre la formación y la medición de la rentabilidad del factor y la cartera perdedora y ganadora se componen del 30% de los títulos con menor y mayor rentabilidad pasada, respectivamente.

⁴ Los datos correspondientes a las variables instrumentales DY y TERM, también han sido facilitados por Belén Nieto de la Universidad de Alicante.

⁵ En su trabajo, tanto el periodo de formación, J, como el periodo de mantenimiento, K, toman los valores: 3,6,9 y 12, por lo que se dispondrá de un total de 16 estrategias de momentum.

carteras permanecerán abiertas durante los K meses siguientes a su formación, periodo de mantenimiento. De esta manera se obtendrían distintas “estrategias de momentum” combinando los diferentes periodos de formación y de mantenimiento.

Al mes siguiente a la formación de estas carteras, se establecerá un nuevo periodo de formación y una nueva cartera de títulos ganadores y otra de títulos perdedores, con las que se podrán establecer nuevas “estrategias de momentum”. Como quiera que las estrategias formadas en el periodo anterior permanecerán abiertas durante los K meses siguientes a su formación, estas nuevas “estrategias de momentum” vendrán a acumularse a la posición que ya se mantenía, de forma que en un determinado mes del calendario la rentabilidad de la “cartera de momentum” quedará compuesta por las rentabilidades de las K “estrategias de momentum” que permanecen abiertas en ese momento del tiempo. Con este procedimiento se obtienen una serie de rentabilidades para cada mes asociadas a las rentabilidades de las carteras de momentum. Según los autores, midiendo la rentabilidad de estas carteras se eliminan los posibles problemas que pudieran surgir de autocorrelación en las rentabilidades de las estrategias, por lo que es suficiente el empleo de un estadístico t convencional.

Una de las propuestas contempladas por Jegadeesh y Titman (1993) consiste en la posibilidad de intercalar un periodo de tiempo entre la formación y el mantenimiento de las carteras para evitar así posibles sesgos de microestructura que pudieran aparecer, o que los resultados se vean contaminados por la reversión (efecto contrario al momentum) a muy corto plazo que fue documentada en trabajos como Jegadeesh (1990) y Lehmann (1990).

Una manera alternativa de cuantificar las rentabilidades de la “estrategia de momentum”, quizás más intuitiva, consistiría en medir las rentabilidades de la cartera de títulos ganadores menos las rentabilidades de los títulos perdedores (estrategia de momentum), construida en un periodo del tiempo determinado, independientemente de las estrategias que pudieran formarse en periodos del tiempo siguientes, siguiendo el enfoque de tiempo de evento. El inconveniente que se presenta al estudiar de esta forma este tipo de estrategias es la elevada correlación existente entre las rentabilidades de las diferentes estrategias, por lo que se hace necesario aplicar correcciones al estadístico t para evaluar la significatividad de las diferentes estrategias.

Como se ha señalado, la definición de títulos ganadores y perdedores que proponen Jegadeesh y Titman (1993) está basada en deciles. Esta apuesta es extremadamente exigente para ser aplicada a nuestro mercado, habida cuenta del reducido número de títulos que cotizan en el mercado continuo y la exigencia de cierto nivel de diversificación en la cartera. Por este motivo, en el presente estudio las carteras de títulos ganadores estarán formadas por el quintil de títulos que presente una rentabilidad mayor durante el periodo de formación y las carteras de títulos perdedores por el quintil de títulos que presente una menor rentabilidad durante dicho periodo. Esta consideración es coincidente con la sugerida en Forner y Marhuenda (2006).

De entre las alternativas metodológicas descritas, en el presente trabajo se ha optado por una construcción de las estrategias de momentum basadas en tiempo de calendario, ya que parece una metodología más intuitiva para realizar los ajustes por riesgo, tanto con los factores tradicionales como con las posibles medidas de riesgo asimétrico.⁶

Por otro lado, las diferentes estrategias de momentum se han construido sin dejar un periodo intermedio entre la formación y el mantenimiento de las diferentes carteras⁷, dado que se ha contrastado que en nuestra muestra las rentabilidades de las estrategias de momentum durante su primer mes de mantenimiento obtienen una rentabilidad positiva, por lo que la no consideración de este primer periodo estaría reduciendo los rendimientos de este tipo de estrategias.⁸ Esta es también la razón de que el factor de momentum utilizado no ha considerado ese periodo intermedio en su medición.

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.

3.2. Efecto momentum 1982 – 2004: Evidencia empírica.

Los resultados para las estrategias de momentum, así como para las carteras de ganadores y perdedores en exceso se encuentran en la tabla 1. 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 doce meses de periodo de formación y doce meses de periodo de mantenimiento ($t = 2,00$) 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 en el mercado estadounidense del trabajo de Jegadeesh y Titman (1993), que oscilan entre el 0,32% de la estrategia con $J=3$ y $K=3$ y el 1,31% de la estrategia con $J = 12$ y $K = 3$.

Por otro lado, si se subdivide el periodo muestral en dos partes, de forma que la primera de ellas abarque los años 80 y la segunda desde el año 91 en adelante, se puede observar que el efecto momentum se concentra sobre todo en la primera parte de la muestra con rentabilidades que alcanzan el 2,39% mensual ($t = 4,07$) en la estrategia con $J = 6$ y $K = 3$. Mientras que en la segunda parte de nuestra muestra el citado efecto se debilita

⁶ Se han medido también las rentabilidades de las diferentes estrategias de momentum basadas en tiempo de evento, obteniéndose resultados similares a aquellos obtenidos en tiempo de calendario, lo que da robustez a los resultados. Estos se encuentran disponibles para todos los interesados solicitándolos a los autores.

⁷ Para realizar esta consideración se han tenido en cuenta las diferencias de microestructura entre el mercado estadounidense y el español, que indican que en nuestro mercado doméstico no se dan los factores que explican la reversión a corto plazo que aparece en el mercado estadounidense, como puede ser la presencia de especialistas.

notablemente, aunque siguen resultando significativas 11 de las 16 estrategias, siendo la que proporciona mayores rentabilidades aquella con un periodo de formación de 12 meses y de mantenimiento de 3 meses, con un rendimiento medio del 1,02% mensual ($t = 2,01$). De este modo, aunque se observa un debilitamiento de los rendimientos de las diferentes estrategias basadas en rentabilidades pasadas, parece aventurado afirmar que se está produciendo la desaparición del efecto momentum en el mercado de valores español, como afirman Forner y Marhuenda (2006). Esta afirmación es todavía más cuestionable si se tiene en cuenta el análisis realizado por Muga y Santamaría (2006a). En este trabajo se aprecia que la desaparición de las rentabilidades de este tipo de estrategias está concentrada en un periodo concreto de la segunda mitad de los años 90. En el periodo entre 2001 y 2004, como se observa en el presente trabajo, el efecto momentum ha vuelto a arrojar rentabilidades positivas significativas ⁹.

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

4.1.- Medidas de riesgo asimétrico y su valoración en el mercado.

Como se ha puesto de manifiesto en la introducción, existe abundante evidencia internacional de que los modelos de valoración de riesgo tradicionales no son capaces de explicar las rentabilidades anormales obtenidas con las estrategias de momentum (Veáanse, por ejemplo, Jegadeesh y Titman, 1993; Fama y French, 1996 para el mercado estadounidense, y Forner y Marhuenda, 2004 y 2006 y Muga y Santamaría, 2006 a,c,d para el mercado español). Sin embargo, una de las alternativas que se han planteado en la literatura reciente es que estos modelos de valoración de riesgo 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 2001 o Ang Chen y Xing 2004) se plantean medidas que pudieran recoger este “riesgo asimétrico”. En el presente trabajo se pretende evaluar si las rentabilidades de las estrategias de momentum responden a diferentes exposiciones ante este tipo de riesgo.

Quizás la medida de riesgo asimétrico que mayor aceptación ha tenido dentro de la literatura ha sido aquella ligada 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 tengan una mayor asimetría negativa serán considerados por los inversores como títulos más arriesgados, al exhibir una mayor probabilidad de presentar rentabilidades por debajo de su media y, por lo tanto, dichos

⁸ Los resultados del primer mes de cada una de las estrategias de momentum se encuentran disponibles junto con los resultados en tiempo de evento.

⁹ Las rentabilidades medias proporcionadas por las diferentes estrategias de momentum durante los periodos comprendidos entre enero de 2001 y mayo de 2004 oscilan entre el 0,66% y el 1,28% mensual lo que añade evidencia en contra de que el efecto momentum haya podido desaparecer en el mercado de valores español. No obstante, resultados obtenidos a partir de la crisis de 1997 indican que este se ha desvanecido a partir de este punto, si bien los últimos meses de dicho periodo parecen sugerir su mantenimiento. De hecho, los resultados globales para todos los subperiodos analizados son favorables a la presencia del efecto momentum en el mercado de valores español.

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 siguiente¹⁰:

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

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

De forma similar, Dittmar (2001) propone que los inversores presentan preferencias respecto a la curtosis de los títulos, de modo que títulos con mayor curtosis tendrán mayores probabilidades de presentar rentabilidades en las colas de sus distribuciones y, por lo tanto, serán considerados por los inversores como títulos más arriesgados, si se mantienen constantes el resto de momentos de las distribuciones. Con base a esta intuición, dicho autor propone una medida de cocurtosis, que de forma paralela a la medida de coasimetría, recogerá la contribución de un título a la curtosis de la cartera. Así, aquellos inversores con aversión al riesgo decreciente deberían preferir títulos con menor cocurtosis, por lo que la rentabilidad esperada de los títulos con mayor cocurtosis debería ser mayor, al considerarse más arriesgados.

La medida de cocurtosis propuesta es la siguiente:

$$\text{cokurt} = \frac{E[\varepsilon_{i,t} \varepsilon_{m,t}^3]}{\sqrt{E[\varepsilon_{i,t}^2]}(E[\varepsilon_{m,t}^2])^{\frac{3}{2}}} \quad [2]$$

A partir de las expresiones [1] y [2], al comienzo de cada mes se han calculado las medidas de coasimetría y cocurtosis para cada título con los datos diarios correspondientes al último año de cotización. Además, tal y como se citó con anterioridad, para evitar los problemas derivados de aquellos títulos que presentan una negociación infrecuente, se exigirá que un título haya tenido negociado, al menos, 150 sesiones en un año de mercado.

¹⁰ Harvey y Siddique (2000) construyen su medida de coasimetría con datos mensuales, utilizando los 60 meses anteriores al periodo de formación de la cartera. En 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 la coasimetría como para la cocurtosis es equivalente la utilización de datos diarios o mensuales suponiendo que las rentabilidades se extraen de distribuciones infinitamente divisibles.

Esta es una de las razones principales para descartar el periodo inicial de nuestra base de datos, 1971 – 1980 puesto que el número de activos que cumplían estas condiciones era extremadamente bajo.

Expuestas las diferentes medidas que se van a utilizar en el presente estudio para aproximar el “riesgo asimétrico”, la primera prueba que se ha realizado consiste en verificar si realmente existen rentabilidades diferenciales asociadas a niveles de exposición a dichas medidas de “riesgo asimétrico”. De este modo, como predicen Harvey y Siddique (2000), se debería observar que aquellos títulos que los inversores consideran más arriesgados, aquellos que tienen menor coeficiente de coasimetría, deberían tener una mayor compensación por riesgo. De forma análoga, como propone Dittmar (2001), aquellos títulos con mayor coeficiente de cocurtosis serán considerados como más arriesgados por los inversores y, por lo tanto, se deberán observar en ellos rentabilidades superiores.

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 que se ha 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 y los valores medios de sus características de riesgo asimétrico. De forma análoga se obtienen las rentabilidades de las carteras formadas en base a la cocurtosis, así como sus características de riesgo asimétrico. Los resultados para ambas medidas de riesgo asimétrico se encuentran expuestos en la tabla 2.

Acorde con lo esperado, se observa como las rentabilidades 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 (ver panel A de la tabla 2). Además la diferencia entre ambas carteras extremas se sitúa en el 1,04% mensual, que resulta significativo a los niveles convencionales. Por otro lado, se puede observar como aquellos títulos con mayor coasimetría presentan también una menor cocurtosis y viceversa, por lo que los resultados podrían estar generados por exposiciones a la otra característica de riesgo asimétrico considerada.

En el panel B de la tabla 2 se recogen los resultados correspondientes a la cocurtosis. En línea con lo esperado aquellos títulos considerados como más arriesgados por parte de los inversores, los de mayor cocurtosis, presentan rentabilidades mayores frente aquellos títulos con menor cocurtosis. Sin embargo, la ordenación de estas rentabilidades a través de los distintos quintiles no resulta monótona (se rompe el orden en el tercer quintil) y la diferencia de rentabilidad entre el quintil de mayor cocurtosis y el de menor, 0,37% mensual, no resulta significativa a los niveles convencionales. En cuanto a la coasimetría, se observan mayores valores de esta variable en carteras con baja cocurtosis que decrecen

de forma monótona al aumentar la característica de la cocurtosis, por lo que los resultados nos vuelven a informar de una importante relación entre ambas características.

En resumen, los resultados parecen indicar la existencia de una prima por exposición al riesgo recogido por la coasimetría en el mercado de valores español durante el periodo comprendido entre 1982 y 2004, acorde con lo expuesto por Harvey y Siddique (2000). Sin embargo, los resultados para la medida de cocurtosis, si bien recogen el signo esperado, no resultan significativos a los niveles convencionales.

4.2.- Relaciones entre las medidas de riesgo asimétrico.

La presencia de una relación apreciable entre las dos medidas de riesgo consideradas hace necesario implantar una técnica de control para observar el impacto individualizado de dichas variables. Para realizar este análisis, al comienzo de cada mes desde enero de 1982 se han ordenado los títulos en función de su coasimetría pasada y se han construido tres carteras: Títulos con alta coasimetría, aquellos que tienen una medida de coasimetría superior al percentil 70, títulos con baja coasimetría, aquellos que tienen una medida de coasimetría inferior al percentil 30 y títulos con coasimetría media, que serán aquellos comprendidos entre el percentil 30 y 70. De forma simultánea, se han ordenado los títulos según su medida de cocurtosis y se han construido carteras clasificando los títulos de forma análoga a la realizada con la coasimetría. De modo que, realizando la intersección entre ambas clasificaciones, se han obtenido nueve carteras clasificadas de forma independiente en coasimetría y cocurtosis. Dichas carteras se recomponen de forma mensual y para ellas se han calculado las rentabilidades medias en serie temporal.

Para determinar si existen primas asociadas a la variable coasimetría, “controlada” por la posible exposición a la cocurtosis, se ha construido una estrategia en la que se toma una posición larga equiponderada en aquellas carteras con coasimetría baja (mayor riesgo asimétrico) y una posición corta equiponderada en aquellas carteras con coasimetría alta (menor riesgo asimétrico). De forma paralela, también se ha construido una estrategia para la variable cocurtosis, que pretende medir si existen primas asociadas a esta variable “controladas” por la posible exposición a la coasimetría, tomando una posición larga equiponderada en aquellas carteras con baja cocurtosis y una posición corta equiponderada en aquellas carteras con alta cocurtosis.

Los resultados del análisis se encuentran en la tabla 3. Acorde con lo esperado, se observa que para todos los grupos de cocurtosis las rentabilidades de las carteras con títulos de menor coasimetría son mayores que las rentabilidades de aquellas carteras con mayor coasimetría. Además, al tomar la posición en estas carteras se observa una prima significativa y positiva por mayor exposición a la coasimetría, una vez controlada la exposición a la cocurtosis, (0,69% mensual; $t= 2.84$). En cuanto a los resultados referidos a la cocurtosis, también se puede observar que para los tres grupos de coasimetría, los títulos con mayor cocurtosis presentan mayores rentabilidades que aquellos títulos con menor

cocurtosis. Sin embargo, al tomar la posición equiponderada en estas tres carteras no se obtiene una prima significativa por mayor exposición a la cocurtosis, una vez que se ha controlado por coasimetría. (0,34% mensual; $t = 1,29$).

En resumen, los resultados se muestran consistentes con los obtenidos en el anterior análisis en el sentido de que se observa una prima significativa por exposición a la coasimetría, pero dicha prima no resulta significativa para las exposiciones a diferentes niveles de cocurtosis, incluso teniendo en cuenta la posible relación entre ellas.

5.- Efecto momentum y riesgo asimétrico.

5.1.- Factores de 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, puedan recoger de forma correcta las exposiciones al “riesgo asimétrico”. Así, cabe destacar el trabajo de Harvey y Siddique (2000), en el que construyen un factor que trata de recoger el riesgo ligado a la coasimetría, y el de Dittmar (2001), que propone un factor asociado a la cocurtosis. Ambas medidas son las que se han evaluado en el presente trabajo.

Dados los resultados del apartado anterior, se ha optado por la inclusión de un factor de coasimetría en los modelos de riesgo tradicionales para estudiar si este factor aporta alguna capacidad explicativa 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 primer 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, se utiliza dicho coeficiente para ordenar los activos. De este modo se construyen tres carteras equiponderadas¹¹, 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 y es el factor de riesgo utilizado para aproximar el riesgo asimétrico. Harvey y Siddique (2000) proponen una medida alternativa de este riesgo, que viene dada por la rentabilidad en exceso de la cartera S^- sobre el activo libre de riesgo. Esta medida tiene sentido si se piensa que todo el riesgo recogido por esta variable proviene de aquellos activos que presentan contribuciones hacia la asimetría negativa del mercado. De todas

¹¹ Las 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.

formas, en el presente trabajo se ha descartado dicha medida por no ofrecer resultados satisfactorios¹².

Una vez descrito el factor de riesgo asimétrico que se va a emplear en el presente trabajo, en la tabla 4 se presentan los descriptivos de los factores que recogen el riesgo de mercado, RMRF, el relacionado con el tamaño de los títulos, SMB, el relacionado con la ratio de valor en libros sobre el valor de mercado, HML, y el construido para recoger el riesgo de coasimetría, SKS. Dichos factores serán los utilizados en los modelos a la hora de explicar las rentabilidades de las diferentes estrategias de momentum.

5.2.- Riesgo asimétrico y efecto momentum.

Los resultados de la tercera sección del trabajo nos han informado de la existencia de un efecto momentum positivo y significativo en el mercado de valores español durante el periodo objeto de estudio. En el presente apartado se pretende contrastar si las rentabilidades positivas obtenidas por las estrategias de momentum responden a exposiciones a algún factor de riesgo asimétrico. En una primera aproximación al problema, la tabla 5 presenta un resumen de las características de riesgo asimétrico así como del coeficiente beta que poseen las diferentes carteras de momentum para los diferentes periodos de formación considerados $J = 3, 6, 9, \text{ y } 12$ meses. Como puede observarse, el coeficiente beta del CAPM presenta valores significativamente diferentes entre las carteras 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.

Atendiendo a lo expuesto en la Tabla 5, los resultados informan que para todas las estrategias consideradas el valor medio de la coasimetría para la cartera de ganadores es significativamente menor que para la de perdedores, lo que significa que, como se ha expuesto a lo largo de este trabajo, es la cartera de títulos ganadores la más expuesta al tipo de riesgo recogido por esta variable y, dado que es valorada por el mercado, se debe asociar con unas mayores rentabilidades esperadas.

Este hecho nos abre la posibilidad de que cuando menos parte de las rentabilidades anormales de las estrategias de momentum estén causadas por diferentes exposiciones de la cartera ganadora y perdedora a la coasimetría. Por último, en lo referente al coeficiente de cocurtosis, no se observa un comportamiento monótono entre carteras ni diferencias significativas entre la característica para la cartera de títulos ganadores y la cartera de títulos perdedores para ninguna de las estrategias consideradas.

¹² Los resultados están disponibles solicitándolos a los autores.

Los resultados de este análisis preliminar, junto con los expuestos en apartados anteriores, y los obtenidos previamente en la evidencia internacional, (Harvey y Siddique, 2000 y Fuertes, Miffre y Tan, 2005), conducen a pensar que, al menos, parte de las rentabilidades obtenidas por las estrategias de momentum en el mercado de valores español en el periodo objeto de estudio respondan a diferentes niveles de exposición a factores de riesgo asimétrico, en concreto a un factor ligado a la coasimetría.

Para realizar un análisis más detallado de esta cuestión se ha optado por añadir el factor de coasimetría, SKS, 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} , asociado a él, 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:

$$R_{mom,t} = \alpha_{mom} + (R_{M,t} - r_{f,t})\beta_{mom} + u_{1,t} \quad [3]$$

$$R_{mom,t} = \alpha_{mom} + (R_{M,t} - r_{f,t})\beta_{mom} + \beta_{SKS} * SKS_t + u_{2,t} \quad [4]$$

$$R_{mom,t} = \alpha_{mom} + (R_{M,t} - r_{f,t})\beta_{mom} + s_{mom} * SMB_t + h_{mom} * HML_t + u_{3,t} \quad [5]$$

$$R_{mom,t} = \alpha_{mom} + (R_{M,t} - r_{f,t})\beta_{mom} + s_{mom} * SMB_t + h_{mom} * HML_t + \beta_{SKS} * SKS_t + u_{3,t} \quad [6]$$

donde $R_{mom,t}$, es la rentabilidad en tiempo de calendario correspondiente a la estrategia de momentum; $r_{f,t}$ 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 CAPM [3] y CAPM ampliado con el factor de coasimetría [4] se encuentran recogidos en la tabla 6. Los resultados para las diferentes estrategias ajustadas por CAPM vienen a confirmar la evidencia previa existente en trabajos como Jegadeesh y Titman (2001) para el mercado estadounidense y Forner y Marhuenda (2006) para el mercado de valores español. Es decir, el modelo de valoración CAPM no es capaz de explicar las rentabilidades anormales de las diferentes estrategias de momentum. Más específicamente, en resultados individualizados

por carteras ganadora y perdedora¹³, se puede observar que la cartera perdedora soporta un nivel de riesgo sistemático mayor que la cartera ganadora, lo que hace que al aplicar el modelo a las diferentes estrategias de momentum su β sea negativa y la rentabilidad anormal para su nivel de riesgo sistemático, recogida por el coeficiente α , sea aún mayor que la rentabilidad de la estrategia sin ajustar por riesgo, permaneciendo significativa. Este resultado es común a todas las estrategias de momentum analizadas.

En cuanto a los resultados obtenidos añadiendo el factor de coasimetría al CAPM, se puede observar para todas las estrategias evaluadas un coeficiente β_{SKS} positivo y significativo. 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, al menos parte de las rentabilidades anormales de las estrategias de momentum deben responder a las diferentes exposiciones a este tipo de riesgo. De este modo, también se observa una disminución del coeficiente α_{mom} para todas las estrategias evaluadas en el modelo que incluye el riesgo asimétrico respecto del CAPM. Si bien solamente para la estrategia con $J=12$ y $K=12$ dicho coeficiente se vuelve no significativo.

En resumen, como parecía intuirse de los resultados obtenidos en los apartados previos del trabajo, las rentabilidades anormales de las estrategias de momentum en el mercado de valores español responden en parte a diferentes niveles de exposición a riesgo asimétrico. No obstante, el factor de riesgo utilizado, en este caso el factor SKS propuesto por Harvey y Siddique (2000), no es capaz de dar una explicación global a dichas estrategias en un entorno del modelo de valoración CAPM.

El otro modelo de valoración de riesgo utilizado para evaluar las rentabilidades anormales de las estrategias de momentum es el modelo trifactorial de Fama French (1993). Los resultados del ajuste por riesgo de las rentabilidades de las dieciséis estrategias de momentum con este modelo y con dicho modelo añadiendo el factor de coasimetría se encuentran en la tabla 7.

Los resultados para el modelo trifactorial se vuelven a mostrar consistentes tanto con la evidencia internacional (Véase Fama French, 1996 o Fuertes, Miffre, Tan, 2005 y Forner y Marhuenda 2006 para el caso español). En este sentido, las rentabilidades de las estrategias de momentum responden de forma inversa a exposiciones a factores de riesgo recogidos por el citado modelo, es decir, una vez que se realiza el ajuste por riesgo la rentabilidad anormal proporcionada por todas las estrategias consideradas, y recogida en el coeficiente α_{mom} , aumenta debido a la diferente exposición a riesgo que presentan las carteras que forman las estrategias de momentum. Este hecho se debe fundamentalmente a la exposición al factor HML. Nótese que presenta un coeficiente h_{mom} negativo y significativo para todas las estrategias consideradas, lo que significa que la cartera de

¹³ Los datos individualizados para las carteras ganadora y perdedora se encuentran disponibles solicitándolos a los autores.

títulos perdedores, para la que se toma una posición corta, está más expuesta a este tipo de riesgo que la cartera de títulos ganadores. Un comportamiento muy similar, pero de menor magnitud, se observa para los coeficientes asociados al factor de riesgo de mercado y al factor SMB.

Al incluir el factor de coasimetría SKS en el modelo de Fama French se observan resultados similares a los que se encontraron en el análisis anterior al incluir el citado factor en el modelo CAPM. Es decir, se observa una exposición al riesgo asimétrico positiva y significativa para todas las estrategias consideradas, así como una reducción del coeficiente α_{mom} del modelo respecto del modelo trifactorial de Fama French (1993) sin tener en cuenta este tipo de riesgo, aunque a diferencia del caso en el que se consideraba el modelo CAPM ninguna de las rentabilidades anormales de las estrategias se vuelve no significativa debido al aumento experimentado por los coeficientes α_{mom} del modelo generado por las exposiciones a los factores de Fama French, especialmente al HML.

Los resultados del análisis confirman la evidencia previa (Jegadeesh y Titman, 1993 y Fama y French, 1996 o Forner y Marhuenda, 2006 para el caso español), en el sentido de que los modelos de valoración del riesgo tradicionales, CAPM y modelo trifactorial de Fama French, no son capaces de dar una explicación satisfactoria a las rentabilidades obtenidas por las estrategias de momentum. Es más, los diferentes niveles de exposición al riesgo de las carteras que forman parte de las estrategias hacen que su rentabilidad anormal, recogida por el coeficiente α de los modelos, aumente. Por otro lado, los resultados referidos al riesgo asimétrico, no recogido en los modelos de valoración tradicionales, informan de una exposición de todas las estrategias de momentum que se revela como positiva y significativa al factor de riesgo SKS en el mercado español, a pesar de que la reducción del coeficiente α de los diferentes modelos no es lo suficientemente importante para explicar toda la rentabilidad anormal de las estrategias tomadas en consideración en el mercado de valores español durante el periodo 1982 a 2004. 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) que encuentran que las estrategias de momentum están en parte explicadas por diferentes exposiciones a riesgo asimétrico.

6.-Análisis de robustez.

6.1 ¿Existe prima significativa al factor de coasimetría en carteras basadas en rentabilidades pasadas?

En epígrafes anteriores se ha mostrado que las carteras con mayor exposición a la coasimetría tenían una rentabilidad superior a las que mostraban un menor nivel de exposición a dicha característica. Posteriormente se ha mostrado que en un modelo en el que se incorpora un factor de coasimetría SKS, “a la Fama-French”, aumentaba la capacidad explicativa de las carteras de momentum aunque resultaba incapaz de explicar

las rentabilidades totales. Sin embargo, se podía haber realizado un paso previo en el que se trata de observar si el factor de coasimetría ofrece primas significativas en el mercado de valores español y, dado el objetivo analizado, si lo hace frente a carteras formadas en base a rentabilidades pasadas.

Para analizar este aspecto se propone la realización de un análisis de regresión en dos etapas. En la primera de ellas se estiman las exposiciones a los factores de riesgo¹⁴ bajo diferentes modelos en serie temporal, mientras que en la segunda etapa, una vez que se tenían las citadas exposiciones al riesgo, se estiman a través de una serie de regresiones en sección cruzada las primas por riesgo de cada uno de los factores que se han considerado a partir de las exposiciones estimadas en la anterior etapa. Formalmente, el proceso de estimación sería el siguiente: en un primer momento se usa la muestra completa para estimar la exposición a los factores de riesgo de los activos considerados en el análisis a partir de la siguiente expresión:

$$r_{it} = \alpha_i + F_t' \beta_i + \varepsilon_{i,t} \quad t= 1, 2, \dots, T \quad [7]$$

donde r_{it} es la rentabilidad en exceso del activo i , F_t es el vector de factores $M \times 1$ que intervienen en el modelo, y β_i es la estimación de la exposición a los factores que se tomará para el siguiente paso del análisis.

El segundo paso, una vez realizada la estimación de las diferentes exposiciones a factores de riesgo, β_i , en serie temporal, consiste en estimar las regresiones de sección cruzada con todos los activos para cada periodo del tiempo con el fin de obtener las estimaciones de las primas por riesgo de cada uno de los factores.

$$r_{it} = \lambda_0 + \lambda' \beta_i + \mu_{it} \quad i = 1, 2, \dots, N \quad [8]$$

donde λ es el vector $M \times 1$ de primas por riesgo de los correspondientes factores. Por último, la prima correspondiente a cada uno de los factores se estima como la media de las estimaciones obtenidas en cada una de las T regresiones de sección cruzada [8]:

$$\lambda = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T \lambda_t \quad [9]$$

¹⁴ En este punto se han considerado los factores que recogen el riesgo de mercado, los factores de Fama French, SMB y HML, el factor de coasimetría, SKS, y el factor de momentum propuesto por Carhart (1997) WML, cuya construcción para el mercado español ha sido descrita en apartados anteriores. Estos factores han sido agrupados en diferentes modelos a la hora de realizar el análisis.

Para la realización de este análisis se han utilizado 15 carteras de momentum construidas con 12 meses en el periodo de formación y 6 meses en el periodo de mantenimiento.

Los resultados para la muestra completa y los diferentes modelos evaluados se encuentran en el panel A de la tabla 8¹⁵ y los referidos al periodo comprendido entre enero de 1991 y mayo de 2004 se encuentran en el panel B de dicha tabla. En ambos casos puede observarse que tanto para el modelo B, correspondiente al CAPM al que se le ha añadido el factor de coasimetría, como para el modelo D, que se corresponde con el modelo trifactorial de Fama French al que también se le ha añadido el factor de coasimetría, aparece una prima por riesgo positiva y significativa asociada al factor SKS, lo que indica que este factor es valorado en el mercado y presenta primas significativas en carteras basadas en rentabilidades pasadas.

Dado que las estimaciones de las exposiciones a los diferentes factores de riesgo que se realizan en la expresión [7], también podrían haberse llevado a cabo, como proponen Fama-McBeth (1973), a través de una serie de “regresiones rodantes”, lo que permite un cierto dinamismo temporal en la valoración de dicha prima, Como última prueba de este subapartado se presenta el conjunto de estimaciones, λ_i para el periodo disponible ¹⁶. De este modo, la Tabla 9 recoge los resultados para el periodo temporal comprendido entre enero de 1991 y mayo de 2004. En este caso los resultados no son del todo coincidentes ya que, si bien puede apreciarse que existe una prima asociada al factor SKS positiva y significativa en el modelo B (CAPM con el factor de coasimetría), dicha prima no aparece significativa cuando se utiliza el modelo D que incorpora, junto a dicho factor, los factores correspondientes al modelo de Fama-French.

De todas formas, el análisis de este segundo periodo requiere algunas matizaciones. En particular, se aprecia una disminución en la valoración de la coasimetría durante el periodo de tiempo analizado¹⁷. Además, frente al resultado expuesto en la Tabla 3 para el que existía una diferencia de rentabilidad entre carteras extremas de coasimetría del 1% mensual, se detecta una disminución de dicha rentabilidad a partir del año 1991 arrojando un valor medio del 0,32% mensual. Esta caída, unida a la menor diferencia de coasimetría entre carteras extremas puede explicar la menor prima estimada por ambos procedimientos para dicho periodo.

No obstante, si atendemos a los resultados obtenidos para el periodo global puede afirmarse que el factor SKS presenta primas significativas en carteras formadas

¹⁵ También se ha realizado el análisis para títulos individuales habiéndose obtenido que la única prima significativa era la asociada al factor de momentum, WML, cuando éste era tenido en cuenta en los diferentes modelos. Los resultados están disponibles para todos los interesados bajo petición a los autores.

¹⁶ Para realizar dichas estimaciones, en el presente trabajo, se han tenido en cuenta los factores de los tres años anteriores al momento en el que se quieren estimar sus exposiciones. En consecuencia, al llevar a cabo este análisis se han perdido tres años de datos, por lo que a efectos de poder realizar una comparación con los resultados anteriores solamente se expondrán los resultados para el periodo entre enero de 1991 y mayo de 2004.

¹⁷ Dicha disminución coincide temporalmente con la disminución de las rentabilidades de las estrategias de momentum durante la década de los 90.

atendiendo a rentabilidades pasadas, tanto en un contexto de valoración CAPM como incorporando el factor al modelo trifactorial de Fama French.¹⁸

6.2.- Otras medidas de riesgo asimétrico.

Hasta el momento, en el presente trabajo se han tenido en cuenta como variables que pueden recoger el riesgo asimétrico la coasimetría y la cocurtosis. Sin embargo, en la literatura se han propuesto otras variables que pueden recoger este tipo de riesgo que no tienen que ver con las preferencias de los inversores por los momentos de tercer y cuarto orden de las distribuciones de probabilidad de los rendimientos de los títulos. En concreto, en trabajos como Ang, Chen y Xing (2004) o Van Vliet y Post (2004) se argumenta que la valoración del riesgo por parte de los inversores en momentos de caída o de subida del mercado no es la misma. En estos trabajos la magnitud relevante es el comportamiento de los títulos ante movimientos bajistas del mercado, ya que los inversores considerarán más arriesgados aquellos títulos con un coeficiente beta mayor en momentos de bajada del mercado y, por lo tanto, exigirán una mayor rentabilidad.

En este contexto, Ang, Chen y Xing (2004) definen el coeficiente beta condicional ante bajadas del mercado a partir de la siguiente expresión:

$$\beta^- = \frac{\text{cov}(r_{i,t}, MKT_t | MKT_t < \overline{MKT_t})}{\text{var}(MKT_t | MKT_t < \overline{MKT_t})} \quad [10]$$

donde $r_{i,t}$ es la rentabilidad del título sobre la rentabilidad libre de riesgo, MKT_t es la rentabilidad del mercado sobre la rentabilidad libre de riesgo, y $\overline{MKT_t}$ es la media de la rentabilidad en exceso del mercado sobre el activo libre de riesgo.

De acuerdo con lo expuesto anteriormente, la medida β^- pretende recoger el riesgo de caída de los títulos ante bajadas del mercado, es decir, los títulos con un mayor coeficiente β^- presentarán un mayor nivel de riesgo de caída ante situaciones negativas del mercado y, por lo tanto, serán considerados por parte de los inversores como títulos más arriesgados, exigiéndoles una mayor rentabilidad esperada.

El procedimiento utilizado para llevar a cabo el cálculo de esta variable es similar al utilizado en el trabajo de Ang, Chen y Xing (2004). Al comienzo de cada mes, con las expresiones anteriormente definidas y con los datos de rentabilidades diarias correspondientes al año anterior, se construyen las medidas de β^- ante bajadas del mercado (β^-). Para definir si un determinado día se considera como una bajada del mercado se ha comparado la rentabilidad en exceso del mercado en el momento t con la rentabilidad

¹⁸ Esta significatividad del factor SKS se pierde si se incorpora adicionalmente el factor de momentum, en línea con el modelo de Carhart (1997). Ello puede deberse no sólo a que ambos factores puedan presentar cierta relación, sino también a la forma de construcción de las carteras valoradas (basadas, como la base de las estrategias que conforman el momentum, en rentabilidades pasadas).

media del mismo durante el año anterior. De este modo, si la rentabilidad en exceso del mercado en t es inferior a la rentabilidad media durante el año anterior se considera como una bajada del mercado y se usará esa observación para calcular (β).

Una vez construida la variable se ha utilizado el mismo procedimiento que con la coasimetría y la cocurtosis para verificar si, realmente, existen rentabilidades diferenciales asociadas a niveles de exposición diferentes a esta nueva medida de “riesgo asimétrico”. Los resultados de las rentabilidades de las diferentes carteras formadas en base a β , así como sus características de coasimetría y cocurtosis se encuentran en la tabla 10.

Los resultados recogidos en esta tabla no son los esperados en términos de la rentabilidad de las carteras. Es decir, aquellos títulos con menor β pasada presentan mayores rentabilidades que aquellos títulos con mayor β pasada, más arriesgados en teoría, aunque la diferencia entre ambas carteras no resulta significativa a niveles convencionales ni se observa un orden monótono entre las cinco carteras formadas. En cambio, si se observa una relación monótona entre el coeficiente β y la coasimetría. Aquellos títulos con menor β presentan mayor coeficiente de coasimetría y viceversa, relación que no se encuentra con la cocurtosis.

Una de las razones que han podido conducir a este resultado es el efecto que puede tener la volatilidad de los títulos en la relación entre el coeficiente β pasado de los mismos y su rentabilidad futura, como recogen Ang et al. (2003) y posteriormente Ang, Chen y Xing (2004). Estos autores encuentran un patrón de caída de las rentabilidades futuras de los títulos al aumentar las características de volatilidad de los mismos. De este modo, títulos con un alto coeficiente β pasado para los que, en principio, deberían observarse altas rentabilidades futuras pueden ver mermada su rentabilidad por ser títulos que presentan una mayor volatilidad que el resto y estar contaminando, de esta manera, los resultados obtenidos en el análisis anterior.

Una forma de observar si los resultados están contaminados, por el efecto de la volatilidad anteriormente descrito consiste en la repetición del análisis sin aquellos títulos que presentan mayor volatilidad, aproximada por su coeficiente σ ¹⁹. El procedimiento utilizado ha sido el siguiente: al comienzo de cada mes se han ordenado los títulos atendiendo a su volatilidad pasada y se han excluido el 10% de títulos con mayor volatilidad, con los títulos restantes se ha repetido el análisis de carteras basadas en el coeficiente β pasado. Los resultados se encuentran en la segunda columna de la tabla 10. En ella se puede observar que, aunque se ha producido una disminución de la diferencia entre las rentabilidades obtenidas por aquellos títulos con valores mayores y menores del coeficiente β pasado (0,075% mensual frente al 0,49% obtenido al tener en cuenta todos los

¹⁹ En línea con lo realizado a lo largo de todo el trabajo, el cálculo de la σ de cada título se ha realizado con los datos de las rentabilidades pasadas durante el año anterior.

títulos), sigue observándose mayor rentabilidad en aquellos títulos con bajo valor del coeficiente. Estos resultados nos informan de que la falta de relación observada entre el coeficiente β pasado y la rentabilidad futura en el caso del mercado de valores español no es debida al efecto de la volatilidad, aunque si se puede observar que al excluir los títulos más volátiles del análisis se produce una mejora de los resultados en el sentido esperado debido sobre todo a un aumento de las rentabilidades en los títulos con mayor β pasado, tal como se esperaría según la propuesta de Ang et al. (2003). En cualquier caso, la diferencia de rentabilidades entre las carteras extremas formadas en base a su β pasado sigue sin resultar significativa.

A pesar de que los resultados no parecen causados por el denominado “efecto confuso” de la volatilidad, otra forma de evitar sus consecuencias sería estudiar la relación contemporánea entre las medidas que recogen el riesgo asimétrico, y especialmente el coeficiente β , y las rentabilidades obtenidas por carteras formadas en base a estas variables, como proponen Ang, Chen y Xing (2004). El procedimiento en concreto es el siguiente, al comienzo de cada mes se ordenan los títulos en cinco quintiles basados en su coeficiente β calculado con datos diarios correspondientes a los siguientes doce meses, (β realizado). Para cada una de estas carteras basadas en quintiles se calculan sus rentabilidades realizadas durante los doce meses siguientes al momento de formación, (rentabilidades realizadas). Además, para el citado periodo se han calculado las medias para cada cartera del resto de características de riesgo asimétrico que se tienen en cuenta en el trabajo: β , coasimetría, y cocurtosis. Aunque se ha utilizado un horizonte anual para el cálculo tanto de las rentabilidades como de las características de riesgo asimétrico, las carteras se reevalúan de forma mensual. Este procedimiento se ha repetido para el resto de medidas utilizadas, coasimetría, y cocurtosis.

Los resultados de este análisis confirman lo obtenido a lo largo de todo el trabajo, una relación entre las carteras formadas por coasimetría y sus rentabilidades de forma que a menor coasimetría mayor rentabilidad, una falta de relación significativa entre las carteras formadas por cocurtosis y sus rentabilidades, y una relación inversa a lo que se esperaría en teoría entre las carteras formadas atendiendo al coeficiente β y sus rentabilidades, si bien la diferencia entre los quintiles extremos sigue sin resultar significativa²⁰. Además sigue observándose una acusada relación entre las variables que recogen el riesgo asimétrico.

6.3.- Posible relación entre coasimetría y beta bajista (β).

Los resultados anteriores, además de no aportar evidencia de una prima en el mercado español de valores asociada al coeficiente β , informan de una posible relación entre éste y otras medidas de riesgo asimétrico, en particular, la coasimetría. Para tratar

de separar los efectos que ambas variables pudieran tener se ha realizado una clasificación independiente con ambas variables, siguiendo la metodología que ya se utilizó con la coasimetría y la cocurtosis.

Los resultados están recogidos en la tabla 11, y confirman la evidencia encontrada a lo largo de todo el trabajo en el sentido de que parece existir una prima para el riesgo que recoge la coasimetría. Observándose una diferencia positiva y significativa entre aquellas carteras con coasimetría baja frente a aquellas con coasimetría alta. Sin embargo, no se observa una prima significativa asociada al coeficiente β , por lo que una vez controlados los efectos de forma independiente, se mantienen las conclusiones obtenidas a lo largo de todo el trabajo.

En resumen, al considerar la posibilidad de que el coeficiente β de los títulos recoja algún tipo de riesgo asimétrico en el mercado de valores español, los resultados informan que diferentes exposiciones a esta característica no proporcionan rentabilidades significativamente diferentes, incluso teniendo en cuenta el efecto que la volatilidad de los títulos pudiera tener en esta relación, como sugieren Ang et al. (2003). Además, al tener en cuenta la posible relación de esta medida con otras de riesgo asimétrico, en concreto con la coasimetría, los resultados se muestran consistentes con la evidencia obtenida en el resto del trabajo, es decir, existe una prima positiva y significativa en el mercado español ligada a la coasimetría, sin embargo, dicha prima no resulta significativa para el coeficiente β .

6.4.- Efecto momentum, riesgo asimétrico y modelos condicionales.

En los análisis anteriores se ha supuesto que las primas por riesgo permanecen invariantes en el tiempo. Sin embargo, este supuesto puede ser demasiado exigente creando la posibilidad de que los modelos de valoración utilizados no tengan en cuenta de modo satisfactorio las diferentes exposiciones a los distintos factores de las carteras perdedora y ganadora que forman las estrategias de momentum. La solución a este problema pasa por la utilización de información condicional en los distintos modelos de valoración que se han usado para tratar de dar una explicación a esta anomalía. La utilización de modelos condicionales a la hora de ofrecer una explicación a las rentabilidades anormales de las estrategias de momentum no es nueva en la literatura (Véase, por ejemplo, Wu, 2002). En nuestro caso se han usado versiones condicionales del modelo CAPM, del modelo CAPM ampliado con el factor de coasimetría, del modelo trifactorial de Fama French, y del modelo trifactorial de Fama French ampliado con el factor de coasimetría, que son los modelos utilizados a lo largo del trabajo. Para la estimación de las versiones condicionales de estos modelos se han utilizado como variables instrumentales el retardo de la ratio de dividendo

²⁰ Estos resultados están disponibles solicitándolos a los autores.

agregado del mercado de valores español (DY) y del término de estructura temporal entre los bonos a largo y a corto plazo (TERM)²¹.

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

$$R_{mom,t} = \alpha_0 + \alpha_{1p}(z_{t-1}) + \beta_{0p}f_t + \beta_{1p}(f_t z_{t-1}) + u_{mom,t} \quad [11]$$

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 correspondiente²².

Los resultados correspondientes a la estimación de los diferentes modelos condicionales se encuentran en la tabla 12. Como puede observarse, el uso de información condicional en los modelos de valoración de activos utilizados en el presente trabajo no ayuda a explicar las 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 para todas las estrategias²³, con la excepción de las estrategias 9x12 y 12x12 con el CAPM+SKS. 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).

Estos 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 parte de 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 y Siddique (2000).

7.- Conclusiones.

En el presente trabajo se ha tratado de establecer una 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

²¹Fornier y Marhuenda (2006) incorporan, además, el Book to Market agregado, en línea con las propuestas de Nieto y Rodríguez (2002, 2005) y Nieto (2004), dada la capacidad explicativa que dicha variable muestra sobre el ciclo económico en nuestro país. En nuestro caso, hemos optado por incluir únicamente DY agregado y TERM porque los valores de las constantes de los modelos eran menores y, en algún caso, llegaban a ser no significativas. En cambio, cuando se introducía además el Book to Market agregado (en particular sus residuos dada la elevada correlación que exhibe dicha variable con el DY agregado) dicha variable era claramente significativa pero, en cambio, los valores de la constante ($\alpha_0 + \alpha_{1p}E(z_{t-1})$) eran mayores y, en todos los casos, significativamente distintos de cero. En cualquier caso, la conclusión fundamental que se perseguía en este análisis es totalmente coincidente en el sentido de que la incorporación del factor de coasimetría no anula los beneficios observados en las estrategias de momentum. Los resultados con la inclusión del Book to Market agregado están disponibles solicitándolos a los autores.

²² Los modelos condicionales de valoración del riesgo expuestos se han estimado con un procedimiento de mínimos cuadrados ordinarios.

explicar esta anomalía, así como la evidencia ambigua obtenida al tratar de realizar contrastes de las diferentes teorías de comportamiento.

Las dos variables consideradas en un principio han sido la coasimetría (Harvey y Siddique, 2000) y la cocurtosis (Dittmar, 2001), habiéndose obtenido que existen rentabilidades diferenciales en carteras formadas en base a la primera de ellas pero no en base a la segunda. Por este motivo se ha decidido incorporar un factor de riesgo ligado a la coasimetría, SKS, en los modelos de valoración tradicionales, CAPM y trifactorial de Fama French (1993), para tratar de dar una explicación 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).

Por último, señalar que la consideración de otras medidas de riesgo asimétrico propuestas por la literatura, en particular la β , tampoco han aportado capacidad explicativa del efecto momentum. En este caso, además, ni tan siquiera se han observado rentabilidades diferenciales al clasificar por ella, eliminando la posibilidad de que el efecto momentum pueda estar relacionado con dicha variable.

En resumen, los resultados indican que parte del efecto momentum puede estar causado por diferentes exposiciones al riesgo asimétrico de las carteras perdedora y ganadora que forman las estrategias, en concreto a un factor de coasimetría, si bien en ningún caso la totalidad de las rentabilidades responden a este tipo de factor de riesgo. Esta evidencia, aunque interesante, no cierra el debate sobre la naturaleza completa del efecto momentum.

REFERENCIAS

Ali, A. Trombley M.A. (2003) "Short sales constraints and momentum in stock returns" SSRN WP <http://ssrn.com/abstract=424222>

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.

Ang, A. Hodrick, R.J. Xing, Y. Zhang, X. (2003) "The cross section of volatility and expected returns" Columbia university Working Paper.

²³ Estos resultados son coincidentes con los realizados eliminando la media en los instrumentos y contrastando la significatividad del coeficiente alfa. Los resultados se encuentran disponibles solicitándolos a los autores.

- Avramov, D. y Chordia, T. (2005) “Asset pricing models and financial market anomalies” Forthcoming *Review of Financial Studies*
- Barberis, N Shleifer, A. Vishny, R (1998) “ A model of investor sentiment” *Journal of Financial Economics*, 49, 307 – 343.
- Carhart M. (1997) “On persistence in mutual fund performance” *Journal of Finance*, 52, 57-82.
- Cooper, M.J. Gutierrez, R.C. Hameed, A. (2004) “Market states and momentum” *Journal of Finance*, 59,3,1345-1365.
- Chordia, T. Shivakumar, L. (2002) “Momentum, business cycle and time varying expected returns” *Journal of Finance*, 57, 985 – 1019.
- Chui, A. C. W. Titman, S. Wei, K. C. J. (2000) “Momentum, legal systems and ownership structure: an analysis of Asian stock markets” University of Texas at Austin Working paper.
- 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. McBeth J. (1973) “ Risk, return and equilibrium: empirical tests” *Journal of Political Economy*, 81, 607-636.
- Fama E., French, K (1993), “Common risk factors in the returns on stocks and bonds” *Journal of Financial Economics*, 33, 3-56
- Fama, E. F. French K. R. (1996) “Multifactor explanation of asset pricing anomalies” *Journal of Finance*, 51, (1), pp 55 – 84.
- Forner, C Marhuenda, J. (2003) “Contrarian and momentum strategies in the Spanish stock market” *European Financial Management*, 9, 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 WP: <http://ssrn.com/abstract=492303>
- Forner, C. Marhuenda, J. (2006) “Análisis del origen de los beneficios del moentum en el mercado de valores español” *Investigaciones Económicas*, Forthcoming
- Fuertes, A.M. Miffre, J. Tan, H.W. (2005) “Momentum profits and non normality risks” SSRN Working Paper.
- George T.J., Hwang Ch-Y (2004) “The 52-week high and momentum investing” *Journal of Finance*, 59,5, 2145-2176.
- Griffin, J.M. Ji, X. Martín, S. (2003) “Momentum investing and business cycle risks: evidence from pole to pole” *Journal of Finance*, 58, pp 2515 – 2547.
- Grinblatt, M. Han, B. (2002) “The disposition effect and the momentum” Anderson School at UCLA. Working paper.

- Grinblatt; M. Han, B. (2005) “Prospect Theory, Mental Accounting, and Momentum” *Journal of Financial Economics*, 78 , pp 311 -339.
- Harvey, C. R. Siddique, A. (2000) “Conditional Skewness in asset pricing tests” *Journal of Finance* Vol 55 N° 3 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, 2143 – 2184.
- Hong, H. Lim, T. Stein, J.C. (2000) “Bad news Travel slowly: Size, analyst coverage and the profitability of momentum strategies” *Journal of Finance* , 55, 265 – 295.
- Jegadeesh, N. Titman, S. (1993) “Returns to buying winners and selling losers: Implications for stock market efficiency” *Journal of Finance*, 48, 65 – 91.
- Jegadeesh, N. Titman, S. (2001) “Profitability of momentum strategies: an evaluation of alternative explanations.” *Journal of Finance*, 56, 699 – 720.
- Jegadeesh, N. (1990) “Evidence of predictable behavior of security returns” *Journal of Finance*, 45, 881 – 898.
- Johnson, T (2002) “ Rational momentum effects” *Journal of Finance*, 57, 585 – 608.
- Lehmann, B (1990) “Fads martingales and market efficiency” *Quarterly Journal of Economics*, 105, 1 –28.
- Lesmond, D. A. Schill, M. J. Zhou, C. (2004) “The illusory nature of momentum profits” *Journal of Financial Economics*, 71, 349 - 380.
- Muga, L Santamaría, R. (2006a) “Momentum: Características y estabilidad temporal. Resultados para la bolsa española” *Revista Española de Financiación y Contabilidad, Forthcoming*
- Muga, L. and Santamaría R. (2006b) “Momentum, market states and investor behavior” Science Research Network WP Series <http://ssrn.com/abstract=892756>
- Muga, L 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?”. Documento de Trabajo de Funcas. N.252
- Nieto B. (2004) “Evaluating multi-beta pricing models: An empirical análisis with Spanish market data” *Revista de Economía Financiera*, 2
- Nieto B., Rodriguez R. (2002) “The consumption-wealth and book-to-market ratios in a dynamic asset context” IVIE, WP-EC 2002-24
- Nieto B., Rodríguez R. (2005) “Modelos de valoración de activos condicionales: Un panorama comparativo” *Investigaciones Económicas*, 29,1,33-71.
- Rodriguez, R. Moreno, D. (2004) “The coskewness factor: Implications for performance evaluation” XII Foro de Finanzas. Barcelona.

Rouwenhorst, K. G. (1998) “International momentum strategies” *Journal of Finance*, 53, pp 267 – 284.

Sadka, R. (2003) “Momentum, liquidity risk, and limits to arbitrage” Northwestern University, Working Paper.

Van Vliet, P. Post, T (2004) “Conditional downside risk and the CAPM” SSRN Working Paper.

Wu, X. (2002) “A conditional multifactor model of return momentum” *Journal of Banking and Finance*, 26, (8), pp 382 – 395.

TABLA 1

En esta tabla se recogen las rentabilidades medias de las dieciséis estrategias de momentum en tiempo de calendario evaluadas, combinando los diferentes periodos de formación ($J=3,6,9,12$) y mantenimiento ($K = 3,6,9,12$). Entre paréntesis aparecen los valores del estadístico t asociados, estando destacados con * aquellos valores significativos al 10% y con ** aquellos valores significativos al 5%. El panel A recoge los resultados para el periodo completo, el panel B para la primera parte comprendida entre enero de 1982 y diciembre de 1990 y el panel C recoge los resultados del último subperiodo comprendido entre enero de 1991 y mayo de 2004.

PANEL A: MOMENTUM 1982 – 2004.

		K=3	K=6	K=9	K=12
J=3	MOM	0,0103 (2,91)**	0,0097 (3,35)**	0,0092 (3,55)**	0,0083 (3,57)**
	GAN	0,0085 (1,83)*	0,0085 (1,85)*	0,0085 (1,86)*	0,0082 (1,84)*
	PER	-0,0018 (-0,33)	-0,0012 (-0,23)	-0,0007 (-0,14)	-0,0001 (-0,19)
J=6	MOM	0,0133 (3,47)**	0,012 (3,40)**	0,0108 (3,36)**	0,0088 (3,02)**
	GAN	0,0107 (2,29)**	0,0101 (2,17)**	0,0098 (2,16)**	0,0088 (1,99)**
	PER	-0,0026 (-0,47)	-0,002 (-0,37)	-0,0011 (-0,20)	0,0001 (0,01)
J=9	MOM	0,142 (3,47)**	0,0135 (3,58)**	0,011 (3,15)**	0,0089 (2,74)**
	GAN	0,0118 (2,52)**	0,0112 (2,46)**	0,01 (2,24)**	0,0089 (2,03)**
	PER	-0,0024 (-0,43)	-0,0023 (-0,42)	-0,001 (-0,18)	0,0001 (0,01)
J=12	MOM	0,0136 (3,19)**	0,0118 (2,98)**	0,009 (2,42)**	0,007 (2,00)**
	GAN	0,0111 (2,38)**	0,0101 (2,21)**	0,0088 (1,94)*	0,0076 (1,71)*
	PER	-0,0025 (-0,45)	-0,0017 (-0,30)	-0,0002 (-0,04)	0,0006 (0,11)

TABLA 1(Continuación)

En esta tabla se recogen las rentabilidades medias de las dieciséis estrategias de momentum en tiempo de calendario evaluadas, combinando los diferentes periodos de formación ($J=3,6,9,12$) y mantenimiento ($K = 3,6,9,12$). Entre paréntesis aparecen los valores del estadístico t asociados, estando destacados con * aquellos valores significativos al 10% y con ** aquellos valores significativos al 5%. El panel A recoge los resultados para el periodo completo, el panel B para la primera parte comprendida entre enero de 1982 y diciembre de 1990 y el panel C recoge los resultados del último subperiodo comprendido entre enero de 1991 y mayo de 2004.

PANEL B: MOMENTUM 1982 – 1990

		K=3	K=6	K=9	K=12
J=3	MOM	0,0194 (3,33)**	0,0179 (3,92)**	0,0149 (3,43)**	0,0122 (3,18)**
	GAN	0,019 (1,98)*	0,0184 (1,94)*	0,0173 (1,85)*	0,0157 (1,74)*
	PER	-0,004 (-0,04)	0,005 (0,05)	0,0023 (0,27)	0,0035 (0,4)
J=6	MOM	0,0239 (4,07)**	0,0201 (3,44)**	0,016 (2,97)**	0,0118 (2,46)**
	GAN	0,0209 (2,16)**	0,0195 (2,05)**	0,0177 (1,91)*	0,0156 (1,75)*
	PER	-0,003 (-0,34)	-0,0006 (-0,07)	0,0017 (0,19)	0,0038 (0,43)
J=9	MOM	0,0227 (3,35)**	0,0193 (3,09)**	0,0139 (2,40)**	0,0102 (1,98)**
	GAN	0,0207 (2,15)**	0,0187 (1,99)**	0,0159 (1,74)*	0,0139 (1,56)
	PER	-0,002 (-0,22)	-0,0007 (-0,07)	0,002 (0,22)	0,0037 (0,41)
J=12	MOM	0,0188 (2,64)**	0,0146 (2,23)**	0,0103 (1,72)*	0,0065 (1,21)
	GAN	0,0172 (1,77)*	0,0156 (1,65)	0,0136 (1,46)	0,0114 (1,25)
	PER	-0,0016 (-0,17)	0,0011 (0,11)	0,0033 (0,36)	0,0048 (0,53)

TABLA 1(Continuación)

En esta tabla se recogen las rentabilidades medias de las dieciséis estrategias de momentum en tiempo de calendario evaluadas, combinando los diferentes periodos de formación ($J=3,6,9,12$) y mantenimiento ($K = 3,6,9,12$). Entre paréntesis aparecen los valores del estadístico t asociados, estando destacados con * aquellos valores significativos al 10% y con ** aquellos valores significativos al 5%. El panel A recoge los resultados para el periodo completo, el panel B para la primera parte comprendida entre enero de 1982 y diciembre de 1990 y el panel C recoge los resultados del último subperiodo comprendido entre enero de 1991 y mayo de 2004.

PANEL C: MOMENTUM 1991 2004

		K=3	K=6	K=9	K=12
J=3	MOM	0,0042 (0,95)	0,0042 (1,13)	0,0054 (1,70)*	0,0057 (1,95)*
	GAN	0,0015 (0,34)	0,0019 (0,44)	0,0026 (0,61)	0,0032 (0,73)
	PER	-0,0027 (-0,41)	-0,0023 (-0,36)	-0,0028 (-0,46)	-0,0025 (-0,42)
J=6	MOM	0,0062 (1,23)	0,0066 (1,50)	0,0073 (1,85)*	0,0067 (1,85)*
	GAN	0,0039 (0,9)	0,0037 (0,86)	0,0044 (1,04)	0,0041 (0,97)
	PER	-0,0023 (-0,33)	-0,0029 (-0,44)	-0,0029 (-0,45)	-0,0025 (-0,40)
J=9	MOM	0,0085 (1,67)*	0,0096 (2,04)**	0,0091 (2,08)**	0,0081 (1,91)*
	GAN	0,0058 (1,35)	0,0062 (1,45)	0,0061 (1,42)	0,0055 (1,32)
	PER	-0,0027 (-0,38)	-0,0033 (-0,50)	-0,003 (-0,46)	-0,0025 (-0,38)
J=12	MOM	0,0102 (1,92)*	0,0099 (2,01)**	0,0081 (1,70)*	0,0073 (1,58)
	GAN	0,007 (1,63)	0,0064 (1,5)	0,0056 (1,31)	0,005 (1,19)
	PER	-0,0032 (-0,45)	-0,0035 (-0,51)	-0,0025 (-0,37)	-0,0023 (-0,34)

TABLA 2

En el panel A de esta tabla se presentan las rentabilidades medias mensuales de las cinco carteras formadas atendiendo a la coasimetría (CSK), así como la diferencia entre la rentabilidad de la cartera con menor y mayor coeficiente de coasimetría y su correspondiente estadístico *t*. Además se recogen los valores medios de cada una de las carteras para los coeficientes β , coasimetría y cocurtosis. Los valores del estadístico *t* aparecen destacados con * los significativos al 10% y con ** los significativos al 5%. En el panel B se presentan los mismos resultados para carteras formadas atendiendo a la cocurtosis.

PANEL A: Carteras clasificadas por coasimetría.

	RENT	BETA	COSKEW	COKURT
BAJA CSK	0,0189	1,129	-0,173	0,362
C2	0,0127	1,201	-0,081	0,057
C3	0,0103	1,203	-0,022	-0,216
C4	0,0102	1,184	0,043	-0,482
ALTA CSK	0,0085	1,227	0,120	-0,634
BAJA - ALTA	0,0104			
T STAT	2,93**			

Panel B: Carteras clasificadas por cocurtosis.

	RENT	BETA	COSKEW	COKURT
BAJA CKT	0,0097	1,146	0,022	-0,856
C2	0,0124	1,178	0,002	-0,496
C3	0,0122	1,173	-0,030	-0,199
C4	0,0133	1,217	-0,047	0,097
ALTA CKT	0,0134	1,255	-0,058	0,503
BAJA - ALTA	-0,036			
T STAT	-1,13			

TABLA 3

*En la presente tabla se muestran las rentabilidades medias mensuales de las carteras formadas de forma independiente atendiendo a la coasimetría(CSK) y a la cocurtosis (CKT) durante el periodo comprendido entre enero de 1982 y mayo de 2004. Además de la diferencia de medias entre las carteras con valores extremos de las variables, entre paréntesis aparecen los estadísticos t correspondientes a las diferencias entre las carteras extremas una vez tenida en cuenta la otra variable, los valores del estadístico aparecen destacados con * los significativos al 10% y con ** los significativos al 5%.*

CKT	CSK			BAJA - ALTA	
	BAJA	MEDIA	ALTA		
BAJA	0,01366	0,00877	0,00644	0,00721	
MEDIA	0,01724	0,00701	0,01042	0,00681	
ALTA	0,01833	0,00922	0,01166	0,00666	
ALTA - BAJA	0,00466	0,00045	0,00521	CKT	CSK
				0,00344 (1,29)	0,00689 (2,84)**

TABLA 4

En el panel A de esta tabla se exponen los estadísticos descriptivos de los diferentes factores utilizados en el presente trabajo. (Mínimo, Máximo, Media, Desviación típica, Asimetría y Curtosis). En el panel B se encuentran los coeficientes de correlación de Pearson entre los diferentes factores.

PANEL A: Estadísticos descriptivos de los factores utilizados.

	Mínimo	Máximo	Media	Desv. típ.	Asimetría	Curtosis
RMRF	-0,341	0,206	0,003	0,064	-0,631	3,308
SMB	-0,086	0,149	0,003	0,035	0,516	1,038
HML	-0,122	0,129	0,006	0,036	0,383	0,981
SKS	-0,114	0,161	0,007	0,042	0,493	1,351
WML	-0,314	0,240	0,014	0,072	-0,578	2,633

PANEL B: Correlaciones de Pearson de los factores utilizados.

	RMRF	SMB	HML	SKS	WML
RMRF	1				
SMB	0,064	1			
HML	0,235	-0,003	1		
SKS	-0,077	-0,009	-0,259	1	
WML	-0,146	0,0561	-0,167	0,196	1

TABLA 5

En la presente tabla se presentan los valores medios mensuales del coeficiente beta, así como de las características de coasimetría (CSK) y cocurtosis (CKT) para las cinco carteras formadas en base a rentabilidades pasadas con periodos de formación de $J = 3, 6, 9, \text{ y } 12$. 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 * los significativos al 10% y con ** los significativos al 5%.

J= 3	BETA	CSK	CKT
PER	1,239	-0,0068	-0,2214
C2	1,151	-0,0250	-0,1834
C3	1,136	-0,0363	-0,1409
C4	1,134	-0,0371	-0,0813
GAN	1,137	-0,0282	-0,1635
T STAT	(2,42)**	(1,77)*	(-0,73)

J = 9	BETA	CSK	CKT
PER	1,259	0,0008	-0,1315
C2	1,189	-0,0040	-0,2752
C3	1,125	-0,0358	-0,1266
C4	1,131	-0,0312	-0,2298
GAN	1,129	-0,0463	-0,0844
T STAT	(3,15)**	(3,77)**	(-0,55)

J = 6	BETA	CSK	CKT
PER	1,238	-0,0068	-0,1723
C2	1,181	-0,0082	-0,2609
C3	1,120	-0,0422	-0,1054
C4	1,125	-0,0422	-0,1296
GAN	1,139	-0,0389	-0,1348
T STAT	(2,39)**	(2,51)**	(-0,44)

J = 12	BETA	CSK	CKT
PER	1,275	0,0024	-0,1773
C2	1,183	-0,0028	-0,2927
C3	1,131	-0,0384	-0,0983
C4	1,102	-0,0364	-0,1597
GAN	1,142	-0,0416	-0,1445
T STAT	(3,17)**	(3,40)**	(-0,12)

TABLA 6

La presente tabla 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 que se han utilizado para explicar las rentabilidades de las diferentes estrategias de momentum. Además se presenta el valor del R cuadrado ajustado para cada una de las ecuaciones estimadas, así como el estadístico t correspondiente a cada coeficiente. Los valores de dicho estadístico aparecen destacados con * los significativos al 10% y con ** los significativos al 5%.

		K=3		K=6		K=9		K=12	
		CAPM	CAPMSKS	CAPM	CAPMSKS	CAPM	CAPMSKS	CAPM	CAPMSKS
J=3	α_{mom}	0,011 (3.06)**	0,009 (2.60)**	0,010 (3.45)**	0,008 (2.88)**	0,009 (3.63)**	0,008 (3.01)**	0,009 (3.72)**	0,007 (3.03)**
	β_{mom}	-0,129 (-2.37)**	-0,118 (-2.19)**	0,010 (-1.68)*	-0,064 (-1.44)	-0,053 (-1.32)	-0,042 (-1.06)	-0,082 (-2.29)**	-0,070 (-2.02)**
	β_{SKS}		0,207 (2.54)**		0,222 (3.34)**		0,221 (3.73)**		0,224 (4.27)**
	R^2	0,021	0,037	0,01	0,043	0,007	0,049	0,019	0,076
J=6	α_{mom}	0,014 (3.60)**	0,012 (3.06)**	0,012 (3.46)**	0,010 (2.85)**	0,011 (3.46)**	0,009 (2.78)**	0,009 (3.17)**	0,007 (2.46)**
	β_{mom}	-0,122 (-2.07)**	0,012 (-1.85)*	-0,063 (-1.14)	-0,047 (-0.88)	-0,079 (-1.58)	-0,063 (-1.30)	-0,109 (-2.44)**	-0,094 (-2.17)**
	β_{SKS}		0,273 (3.11)**		0,294 (3.62)**		0,302 (4.13)**		0,288 (4.42)**
	R^2	0,016	0,043	0,005	0,045	0,009	0,062	0,022	0,082
J=9	α_{mom}	0,015 (3.56)**	0,012 (2.99)**	0,014 (3.68)**	0,011 (3.00)**	0,011 (3.29)**	0,009 (2.59)**	0,009 (2.92)**	0,007 (2.18)**
	β_{mom}	-0,094 (-1.48)	-0,078 (-1.25)	-0,095 (-1.63)	-0,076 (-1.35)	-0,114 (-2.12)**	-0,096 (-1.84)*	-0,134 (-2.69)**	-0,117 (-2.43)**
	β_{SKS}		0,313 (3.33)**		0,356 (4.16)**		0,339 (4.31)**		0,332 (4.58)**
	R^2	0,008	0,041	0,01	0,064	0,016	0,074	0,026	0,091
J=12	α_{mom}	0,014 (3.32)**	0,011 (2.63)**	0,012 (3.12)**	0,009 (2.39)**	0,009 (2.55)**	0,007 (1.81)*	0,008 (2.16)**	0,005 (1.40)
	β_{mom}	-0,134 (-2.03)**	-0,112 (-1.76)*	-0,125 (-2.05)**	-0,104 (-1.77)*	-0,124 (-2.17)**	-0,105 (-1.89)*	-0,140 (-2.61)**	-0,122 (-2.34)**
	β_{SKS}		0,413 (4.29)**		0,401 (4.51)**		0,378 (4.53)**		0,361 (4.61)**
	R^2	0,015	0,072	0,016	0,079	0,017	0,081	0,025	0,09

TABLA 7

La presente tabla presenta los valores de los coeficientes correspondientes a la estimación de los modelos de valoración de riesgo de Fama-French y Fama-French ampliado con el factor de coasimetría que se han utilizado para explicar las rentabilidades de las diferentes estrategias de momentum. Además se presenta el valor del R cuadrado ajustado para cada una de las ecuaciones estimadas, así como el estadístico t correspondiente a cada coeficiente. Los valores de dicho estadístico aparecen destacados con * los significativos al 10% y con ** los significativos al 5%.

		K=3		K=6		K=9		K=12	
		FF	FFSKS	FF	FFSKS	FF	FFSKS	FF	FFSKS
J=3	α_{mom}	0,011 (3.10)**	0,009 (2.56)**	0,011 (3.82)**	0,009 (3.17)**	0,011 (4.18)**	0,009 (3.48)**	0,010 (4.45)**	0,008 (3.67)**
	β_{mom}	-0,117 (-2.10)**	-0,115 (-2.08)**	-0,048 (-1.05)	-0,046 (-1.02)	-0,021 (-0.52)	-0,019 (-0.48)	-0,048 (-1.33)	-0,046 (-1.30)
	s_{mom}	0,215 (2.20)**	0,217 (2.24)**	0,091 (1.14)	0,093 (1.18)	-0,015 (-0.21)	-0,013 (-0.18)	-0,071 (-1.12)	-0,069 (-1.11)
	h_{mom}	-0,150 (-1.51)	-0,092 (-0.91)	-0,231 (-2.84)**	-0,174 (-2.10)**	-0,237 (-3.25)**	-0,181 (-2.44)**	-0,239 (-3.70)**	-0,182 (-2.79)**
	β_{SKS}		0,189 (2.26)**		0,186 (2.74)**		0,184 (3.03)**		0,187 (3.50)**
	R^2	0,036	0,051	0,034	0,057	0,034	0,063	0,061	0,099
	J=6	α_{mom}	0,015 (3.90)**	0,013 (3.28)**	0,014 (3.99)**	0,012 (3.30)**	0,013 (4.21)**	0,011 (3.45)**	0,012 (4.13)**
β_{mom}		-0,091 (-1.51)	-0,089 (-1.48)	-0,021 (-0.37)	-0,018 (-0.33)	-0,031 (-0.62)	-0,029 (-0.58)	-0,059 (-1.34)	-0,057 (-1.31)
s_{mom}		0,074 (0.69)	0,076 (0.72)	-0,056 (-0.57)	-0,053 (-0.55)	-0,144 (-1.64)	-0,141 (-1.63)	-0,211 (-2.72)**	-0,209 (-2.75)**
h_{mom}		-0,255 (-2.36)**	-0,184 (-1.66)*	-0,300 (-3.00)**	-0,224 (-2.21)**	-0,321 (-3.58)**	-0,245 (-2.70)**	-0,317 (-4.01)**	-0,245 (-3.06)**
β_{SKS}			0,236 (2.61)**		0,248 (2.97)**		0,251 (3.37)**		0,237 (3.62)**
R^2		0,027	0,048	0,028	0,056	0,053	0,089	0,09	0,13
J=9		α_{mom}	0,016 (4.00)**	0,014 (3.36)**	0,016 (4.39)**	0,014 (3.62)**	0,014 (4.21)**	0,012 (3.43)**	0,012 (4.02)**
	β_{mom}	-0,051 (-0.79)	-0,049 (-0.76)	-0,041 (-0.69)	-0,037 (-0.65)	-0,055 (-1.03)	-0,052 (-0.99)	-0,073 (-1.50)	-0,070 (-1.48)
	s_{mom}	-0,013 (-0.11)	-0,010 (-0.09)	-0,127 (-1.23)	-0,124 (-1.23)	-0,229 (-2.43)**	-0,226 (-2.46)**	-0,286 (-3.34)**	-0,283 (-3.39)**
	h_{mom}	-0,321 (-2.78)**	-0,241 (-2.04)**	-0,375 (-3.58)**	-0,285 (-2.68)**	-0,380 (-3.97)**	-0,295 (-3.05)**	-0,380 (-4.36)**	-0,298 (-3.39)**
	β_{SKS}		0,264 (2.73)**		0,297 (3.41)**		0,278 (3.50)**		0,270 (3.74)**
	R^2	0,025	0,049	0,049	0,086	0,08	0,117	0,115	0,156
	J=12	α_{mom}	0,017 (3.97)**	0,014 (3.19)**	0,015 (3.98)**	0,012 (3.17)**	0,013 (3.58)**	0,010 (2.76)**	0,011 (3.33)**
β_{mom}		-0,075 (-1.13)	-0,072 (-1.10)	-0,061 (-0.99)	-0,057 (-0.95)	-0,057 (-1.01)	-0,054 (-0.97)	-0,072 (-1.37)	-0,068 (-1.34)
s_{mom}		-0,068 (-0.58)	-0,065 (-0.56)	-0,216 (-2.02)**	-0,212 (-2.03)**	-0,294 (-2.97)**	-0,291 (-3.01)**	-0,360 (-3.93)**	-0,357 (-3.99)**
h_{mom}		-0,425 (-3.57)**	-0,319 (-2.65)**	-0,430 (-3.96)**	-0,329 (-2.99)**	-0,430 (-4.27)**	-0,336 (-3.30)**	-0,423 (-4.53)**	-0,334 (3.55)**
β_{SKS}			0,348 (3.53)**		0,333 (3.70)**		0,308 (3.69)**		0,291 (3.77)**
R^2		0,051	0,09	0,072	0,115	0,097	0,138	0,13	0,171

TABLA 8

El panel A recoge los resultados del análisis de regresión en dos etapas que se ha llevado a cabo durante el periodo comprendido entre enero de 1982 y mayo de 2004 utilizando diferentes modelos. Estos resultados corresponden a los coeficientes medios de las regresiones en sección cruzada, para cada uno de los modelos, así como su correspondiente estadístico t, entre paréntesis. Los valores de dicho estadístico aparecen destacados con * los significativos al 10% y con ** los significativos al 5%. El panel B recoge los resultados para el periodo comprendido entre enero de 1991 y mayo de 2004.

Panel A: PERIODO 82 - 04

MODELO	CONSTANTE	RMRF	SMB	HML	SKS
A - CAPM	0,0360 (2,94)**	-0,0334 (-2,32)**			
B - CAPMSKS	-0,0006 (-0,06)	0,0090 (0,73)			0,0317 (3,29)**
C- FF	0,0148 (1,54)	-0,0109 (-0,98)	-0,0044 (-0,51)	-0,0356 (-3,25)**	
D - FFSKS	0,0052 (0,59)	-0,0040 (-0,37)	0,0098 (1,20)	-0,0203 (-2,11)**	0,0246 (3,06)**

Panel B: PERIODO 91 - 04

MODELO	CONSTANTE	RMRF	SMB	HML	SKS
A - CAPM	0,0185 (2,25)**	-0,0212 (-1,66)*			
B - CAPMSKS	-0,0019 (-0,23)	0,0068 (0,56)			0,0147 (2,69)**
C- FF	0,0055 (0,69)	-0,0048 (-0,39)	-0,0051 (-0,63)	-0,0282 (-2,49)**	
D - FFSKS	-0,0011 (-0,16)	0,0062 (0,55)	-0,0031 (-0,39)	-0,0117 (-1,01)	0,0122 (2,36)**

TABLA 9

*Esta tabla recoge los resultados del análisis de regresión en dos etapas que se ha llevado a cabo durante el periodo comprendido entre enero de 1991 y mayo de 2004 utilizando diferentes modelos, y una metodología en la primera de las etapas del análisis de "regresiones rodantes". Estos resultados corresponden a los coeficientes medios de las regresiones en sección cruzada, para cada uno de los modelos, así como su correspondiente estadístico t, entre paréntesis. Los valores de dicho estadístico aparecen destacados con * los significativos al 10% y con ** los significativos al 5%.*

MODELO	CONSTANTE	RMRF	SMB	HML	SKS
A - CAPM	0,0035 (0,46)	-0,0033 (-0,33)			
B - CAPMSKS	0,0005 (0,07)	-0,0009 (-0,09)			0,0094 (1,95)*
C - FF	0,0010 (0,15)	0,0086 (1,00)	-0,0118 (-2,61)**	-0,0068 (-1,22)	
D - FFSKS	0,0020 (0,31)	0,0071 (0,82)	-0,0135 (-2,86)**	-0,0065 (-1,16)	0,0071 (1,51)

TABLA 10

En esta tabla se presentan las rentabilidades medias mensuales de las cinco carteras formadas atendiendo al coeficiente β , así como la diferencia entre la rentabilidad de la cartera con menor y mayor coeficiente y su correspondiente estadístico t. En la segunda se recogen los resultados para la misma prueba sin tener en cuenta el 10% de títulos con mayor volatilidad. Además se recogen los valores medios de cada una de las carteras para los coeficientes β , coasimetría (CSK) y cocurtosis (CKT). Los valores del estadístico t aparecen destacados con * los significativos al 10% y con ** los significativos al 5%

	RENT	RENT 0,9	β	CSK	CKT
BAJA β	0,0139	0,0143	0,725	0,001	-0,179
C2	0,0109	0,0146	1,045	-0,013	-0,147
C3	0,0131	0,0101	1,217	-0,028	-0,096
C4	0,0093	0,0094	1,366	-0,039	-0,191
ALTA β	0,0090	0,0135	1,607	-0,041	-0,256
BAJA – ALTA	0,0049	0,07			
T STAT	(1,17)	(0,18)			

TABLA 11

En la presente tabla se muestran las rentabilidades medias mensuales de las carteras formadas de forma independiente atendiendo a la coasimetría y al coeficiente β^- durante el periodo comprendido entre enero de 1982 y mayo de 2004. Además de la diferencia de medias entre las carteras con valores extremos de las variables, entre paréntesis aparecen los estadísticos t correspondientes a las diferencias entre las carteras extremas una vez tomada en cuenta la otra variable, los valores del estadístico aparecen destacados con * los significativos al 10% y con ** los significativos al 5%.

	CSK				BAJA - ALTA	
	BAJA	MEDIA	ALTA			
β^-	BAJA	0,01675	0,00963	0,01368	0,00307	
	MEDIA	0,01635	0,00929	0,00740	0,00896	
	ALTA	0,01621	0,00506	0,00602	0,01019	
ALTA - BAJA		-0,00054	-0,00456	-0,00766	β^-	CSK
					-0,00425 (-1,34)	0,00741 (3,04)**

TABLA 12

En esta tabla 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. En el panel A se encuentran los resultados para el CAPM y el CAPM ampliado con el factor de coasimetría y en el panel B se encuentran expuestos los resultados para el modelo trifactorial de Fama-French y el mismo modelo ampliado con el factor de coasimetría. Además, entre paréntesis, se encuentran expuestos los correspondientes p valores asociados al test de Wald cuya hipótesis nula $H_0: \alpha_0 + \alpha_1 E(z_{t-1}) = 0$.

Panel A: Coeficientes α de los modelos CAPM y CAPM condicionales ampliado con coasimetría

		K=3		K=6		K=9		K=12	
		CAPM	CAPMS KS	CAPM	CAPMS KS	CAPM	CAPMS KS	CAPM	CAPMS KS
J=3	α	0,0114 (0,005)	0,0097 (0,019)	0,0103 (0,002)	0,0084 (0,014)	0,0096 (0,001)	0,0077 (0,009)	0,0088 (0,001)	0,0069 (0,009)
J=6	α	0,0139 (0,001)	0,0117 (0,011)	0,0124 (0,003)	0,0098 (0,019)	0,0112 (0,003)	0,0086 (0,021)	0,0092 (0,007)	0,0067 (0,049)
J= 9	α	0,0148 (0,002)	0,0121 (0,011)	0,0140 (0,001)	0,0109 (0,011)	0,0115 (0,004)	0,0086 (0,035)	0,0094 (0,015)	0,0066 (0,098)
J=12	α	0,0144 (0,003)	0,0109 (0,025)	0,0124 (0,007)	0,0089 (0,047)	0,0095 (0,038)	0,0062 (0,189)	0,0076 (0,098)	0,0044 (0,371)

Panel B: Coeficientes α de los modelos Fama-French y Fama-French condicionales ampliado con coasimetría

		K=3		K=6		K=9		K=12	
		FF	FFSKS	FF	FFSKS	FF	FFSKS	FF	FFSKS
J=3	α	0,0114 (0,004)	0,0096 (0,017)	0,0115 (0,001)	0,0095 (0,005)	0,0112 (0,000)	0,0092 (0,002)	0,0107 (0,000)	0,0087 (0,001)
J=6	α	0,0152 (0,001)	0,0128 (0,005)	0,0147 (0,000)	0,0119 (0,005)	0,0139 (0,000)	0,0111 (0,003)	0,0123 (0,000)	0,0097 (0,004)
J= 9	α	0,0171 (0,000)	0,0141 (0,003)	0,0171 (0,000)	0,0138 (0,001)	0,0152 (0,000)	0,0120 (0,003)	0,0134 (0,000)	0,0103 (0,006)
J=12	α	0,0175 (0,000)	0,0138 (0,005)	0,0164 (0,000)	0,0127 (0,006)	0,0139 (0,001)	0,0103 (0,021)	0,0121 (0,002)	0,0087 (0,039)

FUNDACIÓN DE LAS CAJAS DE AHORROS

DOCUMENTOS DE TRABAJO

Últimos números publicados

- 159/2000 Participación privada en la construcción y explotación de carreteras de peaje
Ginés de Rus, Manuel Romero y Lourdes Trujillo
- 160/2000 Errores y posibles soluciones en la aplicación del *Value at Risk*
Mariano González Sánchez
- 161/2000 Tax neutrality on saving assets. The spanish case before and after the tax reform
Cristina Ruza y de Paz-Curbera
- 162/2000 Private rates of return to human capital in Spain: new evidence
F. Barceinas, J. Oliver-Alonso, J.L. Raymond y J.L. Roig-Sabaté
- 163/2000 El control interno del riesgo. Una propuesta de sistema de límites
riesgo neutral
Mariano González Sánchez
- 164/2001 La evolución de las políticas de gasto de las Administraciones Públicas en los años 90
Alfonso Utrilla de la Hoz y Carmen Pérez Esparrells
- 165/2001 Bank cost efficiency and output specification
Emili Tortosa-Ausina
- 166/2001 Recent trends in Spanish income distribution: A robust picture of falling income inequality
Josep Oliver-Alonso, Xavier Ramos y José Luis Raymond-Bara
- 167/2001 Efectos redistributivos y sobre el bienestar social del tratamiento de las cargas familiares en
el nuevo IRPF
Nuria Badenes Plá, Julio López Laborda, Jorge Onrubia Fernández
- 168/2001 The Effects of Bank Debt on Financial Structure of Small and Medium Firms in some Euro-
pean Countries
Mónica Melle-Hernández
- 169/2001 La política de cohesión de la UE ampliada: la perspectiva de España
Ismael Sanz Labrador
- 170/2002 Riesgo de liquidez de Mercado
Mariano González Sánchez
- 171/2002 Los costes de administración para el afiliado en los sistemas de pensiones basados en cuentas
de capitalización individual: medida y comparación internacional.
José Enrique Devesa Carpio, Rosa Rodríguez Barrera, Carlos Vidal Meliá
- 172/2002 La encuesta continua de presupuestos familiares (1985-1996): descripción, representatividad
y propuestas de metodología para la explotación de la información de los ingresos y el gasto.
Llorenç Pou, Joaquín Alegre
- 173/2002 Modelos paramétricos y no paramétricos en problemas de concesión de tarjetas de credito.
Rosa Puertas, María Bonilla, Ignacio Olmeda

- 174/2002 Mercado único, comercio intra-industrial y costes de ajuste en las manufacturas españolas.
José Vicente Blanes Cristóbal
- 175/2003 La Administración tributaria en España. Un análisis de la gestión a través de los ingresos y de los gastos.
Juan de Dios Jiménez Aguilera, Pedro Enrique Barrilao González
- 176/2003 The Falling Share of Cash Payments in Spain.
Santiago Carbó Valverde, Rafael López del Paso, David B. Humphrey
Publicado en "Moneda y Crédito" nº 217, pags. 167-189.
- 177/2003 Effects of ATMs and Electronic Payments on Banking Costs: The Spanish Case.
Santiago Carbó Valverde, Rafael López del Paso, David B. Humphrey
- 178/2003 Factors explaining the interest margin in the banking sectors of the European Union.
Joaquín Maudos y Juan Fernández Guevara
- 179/2003 Los planes de stock options para directivos y consejeros y su valoración por el mercado de valores en España.
Mónica Melle Hernández
- 180/2003 Ownership and Performance in Europe and US Banking – A comparison of Commercial, Co-operative & Savings Banks.
Yener Altunbas, Santiago Carbó y Phil Molyneux
- 181/2003 The Euro effect on the integration of the European stock markets.
Mónica Melle Hernández
- 182/2004 In search of complementarity in the innovation strategy: international R&D and external knowledge acquisition.
Bruno Cassiman, Reinhilde Veugelers
- 183/2004 Fijación de precios en el sector público: una aplicación para el servicio municipal de suministro de agua.
M^a Ángeles García Valiñas
- 184/2004 Estimación de la economía sumergida en España: un modelo estructural de variables latentes.
Ángel Alañón Pardo, Miguel Gómez de Antonio
- 185/2004 Causas políticas y consecuencias sociales de la corrupción.
Joan Oriol Prats Cabrera
- 186/2004 Loan bankers' decisions and sensitivity to the audit report using the belief revision model.
Andrés Guiral Contreras and José A. Gonzalo Angulo
- 187/2004 El modelo de Black, Derman y Toy en la práctica. Aplicación al mercado español.
Marta Tolentino García-Abadillo y Antonio Díaz Pérez
- 188/2004 Does market competition make banks perform well?.
Mónica Melle
- 189/2004 Efficiency differences among banks: external, technical, internal, and managerial
Santiago Carbó Valverde, David B. Humphrey y Rafael López del Paso

- 190/2004 Una aproximación al análisis de los costes de la esquizofrenia en España: los modelos jerárquicos bayesianos
F. J. Vázquez-Polo, M. A. Negrín, J. M. Cavasés, E. Sánchez y grupo RIRAG
- 191/2004 Environmental proactivity and business performance: an empirical analysis
Javier González-Benito y Óscar González-Benito
- 192/2004 Economic risk to beneficiaries in notional defined contribution accounts (NDCs)
Carlos Vidal-Meliá, Inmaculada Domínguez-Fabian y José Enrique Devesa-Carpio
- 193/2004 Sources of efficiency gains in port reform: non parametric malmquist decomposition tfp index for Mexico
Antonio Estache, Beatriz Tovar de la Fé y Lourdes Trujillo
- 194/2004 Persistencia de resultados en los fondos de inversión españoles
Alfredo Ciriaco Fernández y Rafael Santamaría Aquilué
- 195/2005 El modelo de revisión de creencias como aproximación psicológica a la formación del juicio del auditor sobre la gestión continuada
Andrés Guiral Contreras y Francisco Esteso Sánchez
- 196/2005 La nueva financiación sanitaria en España: descentralización y prospectiva
David Cantarero Prieto
- 197/2005 A cointegration analysis of the Long-Run supply response of Spanish agriculture to the common agricultural policy
José A. Mendez, Ricardo Mora y Carlos San Juan
- 198/2005 ¿Refleja la estructura temporal de los tipos de interés del mercado español preferencia por la liquidez?
Magdalena Massot Perelló y Juan M. Nave
- 199/2005 Análisis de impacto de los Fondos Estructurales Europeos recibidos por una economía regional: Un enfoque a través de Matrices de Contabilidad Social
M. Carmen Lima y M. Alejandro Cardenete
- 200/2005 Does the development of non-cash payments affect monetary policy transmission?
Santiago Carbó Valverde y Rafael López del Paso
- 201/2005 Firm and time varying technical and allocative efficiency: an application for port cargo handling firms
Ana Rodríguez-Álvarez, Beatriz Tovar de la Fe y Lourdes Trujillo
- 202/2005 Contractual complexity in strategic alliances
Jeffrey J. Reuer y Africa Ariño
- 203/2005 Factores determinantes de la evolución del empleo en las empresas adquiridas por opa
Nuria Alcalde Fradejas y Inés Pérez-Soba Aguilar
- 204/2005 Nonlinear Forecasting in Economics: a comparison between Comprehension Approach versus Learning Approach. An Application to Spanish Time Series
Elena Olmedo, Juan M. Valderas, Ricardo Gimeno and Lorenzo Escot

- 205/2005 Precio de la tierra con presión urbana: un modelo para España
Esther Decimavilla, Carlos San Juan y Stefan Sperlich
- 206/2005 Interregional migration in Spain: a semiparametric analysis
Adolfo Maza y José Villaverde
- 207/2005 Productivity growth in European banking
Carmen Murillo-Melchor, José Manuel Pastor y Emili Tortosa-Ausina
- 208/2005 Explaining Bank Cost Efficiency in Europe: Environmental and Productivity Influences.
Santiago Carbó Valverde, David B. Humphrey y Rafael López del Paso
- 209/2005 La elasticidad de sustitución intertemporal con preferencias no separables intratemporalmente: los casos de Alemania, España y Francia.
Elena Márquez de la Cruz, Ana R. Martínez Cañete y Inés Pérez-Soba Aguilar
- 210/2005 Contribución de los efectos tamaño, book-to-market y momentum a la valoración de activos: el caso español.
Begoña Font-Belaire y Alfredo Juan Grau-Grau
- 211/2005 Permanent income, convergence and inequality among countries
José M. Pastor and Lorenzo Serrano
- 212/2005 The Latin Model of Welfare: Do 'Insertion Contracts' Reduce Long-Term Dependence?
Luis Ayala and Magdalena Rodríguez
- 213/2005 The effect of geographic expansion on the productivity of Spanish savings banks
Manuel Illueca, José M. Pastor and Emili Tortosa-Ausina
- 214/2005 Dynamic network interconnection under consumer switching costs
Ángel Luis López Rodríguez
- 215/2005 La influencia del entorno socioeconómico en la realización de estudios universitarios: una aproximación al caso español en la década de los noventa
Marta Rahona López
- 216/2005 The valuation of spanish ipos: efficiency analysis
Susana Álvarez Otero
- 217/2005 On the generation of a regular multi-input multi-output technology using parametric output distance functions
Sergio Perelman and Daniel Santin
- 218/2005 La gobernanza de los procesos parlamentarios: la organización industrial del congreso de los diputados en España
Gonzalo Caballero Miguez
- 219/2005 Determinants of bank market structure: Efficiency and political economy variables
Francisco González
- 220/2005 Agresividad de las órdenes introducidas en el mercado español: estrategias, determinantes y medidas de performance
David Abad Díaz

- 221/2005 Tendencia post-anuncio de resultados contables: evidencia para el mercado español
Carlos Forner Rodríguez, Joaquín Marhuenda Fructuoso y Sonia Sanabria García
- 222/2005 Human capital accumulation and geography: empirical evidence in the European Union
Jesús López-Rodríguez, J. Andrés Faña y Jose Lopez Rodríguez
- 223/2005 Auditors' Forecasting in Going Concern Decisions: Framing, Confidence and Information Processing
Waymond Rodgers and Andrés Guiral
- 224/2005 The effect of Structural Fund spending on the Galician region: an assessment of the 1994-1999 and 2000-2006 Galician CSFs
José Ramón Cancelo de la Torre, J. Andrés Faña and Jesús López-Rodríguez
- 225/2005 The effects of ownership structure and board composition on the audit committee activity: Spanish evidence
Carlos Fernández Méndez and Rubén Arrondo García
- 226/2005 Cross-country determinants of bank income smoothing by managing loan loss provisions
Ana Rosa Fonseca and Francisco González
- 227/2005 Incumplimiento fiscal en el irpf (1993-2000): un análisis de sus factores determinantes
Alejandro Estellér Moré
- 228/2005 Region versus Industry effects: volatility transmission
Pilar Soriano Felipe and Francisco J. Climent Diranzo
- 229/2005 Concurrent Engineering: The Moderating Effect Of Uncertainty On New Product Development Success
Daniel Vázquez-Bustelo and Sandra Valle
- 230/2005 On zero lower bound traps: a framework for the analysis of monetary policy in the 'age' of central banks
Alfonso Palacio-Vera
- 231/2005 Reconciling Sustainability and Discounting in Cost Benefit Analysis: a methodological proposal
M. Carmen Almansa Sáez and Javier Calatrava Requena
- 232/2005 Can The Excess Of Liquidity Affect The Effectiveness Of The European Monetary Policy?
Santiago Carbó Valverde and Rafael López del Paso
- 233/2005 Inheritance Taxes In The Eu Fiscal Systems: The Present Situation And Future Perspectives.
Miguel Angel Barberán Lahuerta
- 234/2006 Bank Ownership And Informativeness Of Earnings.
V́ctor M. González
- 235/2006 Developing A Predictive Method: A Comparative Study Of The Partial Least Squares Vs Maximum Likelihood Techniques.
Waymond Rodgers, Paul Pavlou and Andres Guiral.
- 236/2006 Using Compromise Programming for Macroeconomic Policy Making in a General Equilibrium Framework: Theory and Application to the Spanish Economy.
Francisco J. André, M. Alejandro Cardenete y Carlos Romero.

- 237/2006 Bank Market Power And Sme Financing Constraints.
Santiago Carbó-Valverde, Francisco Rodríguez-Fernández y Gregory F. Udell.
- 238/2006 Trade Effects Of Monetary Agreements: Evidence For Oecd Countries.
Salvador Gil-Pareja, Rafael Llorca-Vivero y José Antonio Martínez-Serrano.
- 239/2006 The Quality Of Institutions: A Genetic Programming Approach.
Marcos Álvarez-Díaz y Gonzalo Caballero Miguez.
- 240/2006 La interacción entre el éxito competitivo y las condiciones del mercado doméstico como determinantes de la decisión de exportación en las Pymes.
Francisco García Pérez.
- 241/2006 Una estimación de la depreciación del capital humano por sectores, por ocupación y en el tiempo.
Inés P. Murillo.
- 242/2006 Consumption And Leisure Externalities, Economic Growth And Equilibrium Efficiency.
Manuel A. Gómez.
- 243/2006 Measuring efficiency in education: an analysis of different approaches for incorporating non-discretionary inputs.
Jose Manuel Cordero-Ferrera, Francisco Pedraja-Chaparro y Javier Salinas-Jiménez
- 244/2006 Did The European Exchange-Rate Mechanism Contribute To The Integration Of Peripheral Countries?.
Salvador Gil-Pareja, Rafael Llorca-Vivero y José Antonio Martínez-Serrano
- 245/2006 Intergenerational Health Mobility: An Empirical Approach Based On The Echp.
Marta Pascual and David Cantarero
- 246/2006 Measurement and analysis of the Spanish Stock Exchange using the Lyapunov exponent with digital technology.
Salvador Rojí Ferrari and Ana Gonzalez Marcos
- 247/2006 Testing For Structural Breaks In Variance With additive Outliers And Measurement Errors.
Paulo M.M. Rodrigues and Antonio Rubia
- 248/2006 The Cost Of Market Power In Banking: Social Welfare Loss Vs. Cost Inefficiency.
Joaquín Maudos and Juan Fernández de Guevara
- 249/2006 Elasticidades de largo plazo de la demanda de vivienda: evidencia para España (1885-2000).
Desiderio Romero Jordán, José Félix Sanz Sanz y César Pérez López
- 250/2006 Regional Income Disparities in Europe: What role for location?.
Jesús López-Rodríguez and J. Andrés Faña
- 251/2006 Funciones abreviadas de bienestar social: Una forma sencilla de simultanear la medición de la eficiencia y la equidad de las políticas de gasto público.
Nuria Badenes Plá y Daniel Santín González
- 252/2006 "The momentum effect in the Spanish stock market: Omitted risk factors or investor behaviour?".
Luis Muga and Rafael Santamaría
- 253/2006 Dinámica de precios en el mercado español de gasolina: un equilibrio de colusión tácita.
Jordi Perdiguero García

- 254/2006 Desigualdad regional en España: renta permanente versus renta corriente.
José M.Pastor, Empar Pons y Lorenzo Serrano
- 255/2006 Environmental implications of organic food preferences: an application of the impure public goods model.
Ana Maria Aldanondo-Ochoa y Carmen Almansa-Sáez
- 256/2006 Family tax credits versus family allowances when labour supply matters: Evidence for Spain.
José Felix Sanz-Sanz, Desiderio Romero-Jordán y Santiago Álvarez-García
- 257/2006 La internacionalización de la empresa manufacturera española: efectos del capital humano genérico y específico.
José López Rodríguez
- 258/2006 Evaluación de las migraciones interregionales en España, 1996-2004.
María Martínez Torres
- 259/2006 Efficiency and market power in Spanish banking.
Rolf Färe, Shawna Grosskopf y Emili Tortosa-Ausina.
- 260/2006 Asimetrías en volatilidad, beta y contagios entre las empresas grandes y pequeñas cotizadas en la bolsa española.
Helena Chuliá y Hipòlit Torró.
- 261/2006 Birth Replacement Ratios: New Measures of Period Population Replacement.
José Antonio Ortega.
- 262/2006 Accidentes de tráfico, víctimas mortales y consumo de alcohol.
José M^a Arranz y Ana I. Gil.
- 263/2006 Análisis de la Presencia de la Mujer en los Consejos de Administración de las Mil Mayores Empresas Españolas.
Ruth Mateos de Cabo, Lorenzo Escot Mangas y Ricardo Gimeno Nogués.
- 264/2006 Crisis y Reforma del Pacto de Estabilidad y Crecimiento. Las Limitaciones de la Política Económica en Europa.
Ignacio Álvarez Peralta.
- 265/2006 Have Child Tax Allowances Affected Family Size? A Microdata Study For Spain (1996-2000).
Jaime Vallés-Giménez y Anabel Zárate-Marco.
- 266/2006 Health Human Capital And The Shift From Foraging To Farming.
Paolo Rungo.
- 267/2006 Financiación Autonómica y Política de la Competencia: El Mercado de Gasolina en Canarias.
Juan Luis Jiménez y Jordi Perdiguero.
- 268/2006 El cumplimiento del Protocolo de Kyoto para los hogares españoles: el papel de la imposición sobre la energía.
Desiderio Romero-Jordán y José Félix Sanz-Sanz.
- 269/2006 Banking competition, financial dependence and economic growth
Joaquín Maudos y Juan Fernández de Guevara
- 270/2006 Efficiency, subsidies and environmental adaptation of animal farming under CAP
Werner Kleinhanß, Carmen Murillo, Carlos San Juan y Stefan Sperlich

- 271/2006 Interest Groups, Incentives to Cooperation and Decision-Making Process in the European Union
A. Garcia-Lorenzo y Jesús López-Rodríguez
- 272/2006 Riesgo asimétrico y estrategias de momentum en el mercado de valores español
Luis Muga y Rafael Santamaría