

DOCUMENTO DE TRABAJO
WORKING PAPERS SERIES

.....

"Efecto momentum en el mercado de valores
español: ¿Factores omitidos o comportamiento
de los inversores?"

Autor
Luis Muga
Rafael Santamaría

DT 73/05

.....

DEPARTAMENTO DE
GESTIÓN DE
EMPRESAS



Universidad Pública
de Navarra
Nafarroako
Unibersitate Publikoa

Campus de Arrosadía, 31006 Pamplona, Spain
Tel/Phone: (+34)948169400
Fax: (+34)948169404
E-mail: working.papers.dge@unavarra.es

Efecto momentum en el mercado de valores español: ¿Factores omitidos o comportamiento de los inversores?”.

Luis Muga y Rafael Santamaría

Resumen:

En el presente trabajo se han usado dos técnicas de carácter general para tratar de discriminar entre las posibles causas propuestas como fuentes del efecto momentum en los mercados de valores. Los resultados con el bootstrap resultan dependientes de la técnica utilizada, lo que no permite la obtención de conclusiones definitivas. Sin embargo, los resultados de diversas técnicas de dominación estocástica permiten afirmar que las rentabilidades de las estrategias de momentum no resultan compatibles con modelos de valoración desarrollados para inversores aversos al riesgo.

Palabras clave: Momentum, Bootstrap, Dominación estocástica

Este trabajo se ha beneficiado de apoyo financiero de los fondos FEDER y del Ministerio de Ciencia y Tecnología (SEC2003-07808-C03)

1.-Introducción

Transcurridos más de diez años desde que Jegadeesh y Titman (1993) pusieran de manifiesto por primera vez la existencia del efecto momentum en el mercado norteamericano, todavía no se ha encontrado una explicación a las rentabilidades anormales obtenidas con este tipo de estrategias que satisfaga de forma unánime a los investigadores. Por este motivo sigue siendo una de las principales anomalías que desafían la hipótesis de eficiencia de los mercados de valores.

Dada la abundante evidencia acerca de la existencia del efecto momentum, tanto en el mercado estadounidense como fuera de él, se puede descartar que sea un fenómeno producido por el data mining o exclusivo de un solo mercado. Así, los propios Jegadeesh y Titman (2001) encuentran que se mantiene el citado efecto en el mercado norteamericano durante los años noventa, fuera de su muestra original. También Rouwenhorst (1998) encuentra evidencia para doce países europeos; Chui, Titman y Wei (2000) para mercados de países de la cuenca asiática; Hon y Tonks (2003) para el Reino Unido; o Glaser y Weber (2001) para el mercado alemán. y Forner y Marhuenda [2003] y Muga y Santamaría [2004] para España. También Hameed y Kusnadi [2002] encuentran evidencia para seis países asiáticos, aunque únicamente a nivel de país. Además, Fong, Wong y Lean [2005] encuentran resultados favorables a la existencia de efecto momentum con el empleo de índices de mercados internacionales, tanto desarrollados como emergentes. Además, en referencia a estos últimos, existen varios artículos que analizan el efecto momentum en dichos mercados, entre los que caben destacar Rouwenhorst [1999], Hart et al [2003], Griffin et al [2003] o Muga y Santamaría [2005 a]. En general, la conclusión principal es que existe efecto momentum aunque menos intenso que en los países más desarrollados.

La hipótesis de eficiencia de mercado predice que una vez que una regularidad es descubierta por los inversores ésta desaparecerá progresivamente a no ser que resulte imposible su aprovechamiento o que sus beneficios no compensen los riesgos y/o los costes de implementar las estrategias. Dado que la evidencia empírica muestra que esta regularidad no ha desaparecido con el tiempo, la literatura ha tratado de ofrecer una respuesta razonable a dicha circunstancia. Ésta se ha centrado fundamentalmente alrededor de dos corrientes contrapuestas. Por un lado, aquellos autores que defienden que las rentabilidades anormales derivadas de la inversión en estrategias relacionadas con el efecto momentum provienen de la compensación de algún factor de riesgo. Por otro lado, aquellos que defienden que éstas provienen de un comportamiento de los inversores, que no siempre toman sus decisiones basándose en el binomio rentabilidad/riesgo. Además existe una posición adicional, cada vez menos aceptada, que señala que los resultados obtenidos obedecen a errores metodológicos. También hay que considerar la posibilidad de que los costes de transacción introduzcan de hecho unas serias trabas que desincentiven a los arbitrajistas a tomar las posiciones que harían desaparecer la rentabilidad de la estrategia [Lesmond, Schill y Zhou

(2004)], o que obedezca a los límites que la liquidez impone a los arbitrajistas para que éstos tomen las posiciones adecuadas (véase Sadka 2003)

En este intenso debate cabe destacar el trabajo de Conrad y Kaul (1998), quienes con el empleo de la metodología bootstrap concluyen que el efecto momentum es debido a las variaciones de sección cruzada de las rentabilidades de los títulos, y, por lo tanto, debería responder con mayor probabilidad a un esquema basado en factores de riesgo. Sin embargo, la evidencia empírica disponible señala que los modelos de valoración de riesgo tradicionales no se muestran capaces de explicar las rentabilidades anormales generadas por el efecto momentum. De hecho, los propios Fama French (1996) reconocen que es una anomalía no recogida por su modelo trifactorial.

Partiendo de esta evidencia en la literatura se han buscado explicaciones basadas en factores de riesgo omitidos por los modelos tradicionales. En este sentido, Chordia y Shivakumar (2002) y Avramov y Chordia (2005) proponen que la continuación de las rentabilidades de los títulos en el medio plazo responden a diferentes factores de riesgo relacionados con la macroeconomía. En esta misma línea, destacan los esfuerzos de Wu (2002) quién utiliza modelos condicionales de valoración del riesgo ofreciendo algunos resultados prometedores, aunque no del todo concluyentes. También existen autores que han sugerido diferentes exposiciones a medidas de riesgo asimétrico como posibles causas de la anomalía [Ang, Chen y Xing (2002) o Harvey y Siddique (2000)], aunque obtienen solamente una explicación parcial al fenómeno.

Dentro de la segunda corriente, conocida como *behavioural finance*, destacan trabajos como Barberis, Sheleifer y Vishny (1998), que proponen que el efecto momentum aparece porque existen en el mercado un conjunto de inversores que presentan sesgos de conservadurismo y heurística de representación a la hora de tomar sus decisiones. También Daniel, Hirshleifer y Subrahmanyam (1998) sugieren la presencia de agentes con sesgos de sobreconfianza y autoatribución como posible causa de las rentabilidades anormales obtenidas por las estrategias de momentum. Por otro lado, Hong y Stein (1999) desarrollan un modelo en el que el momentum es debido a una difusión lenta de la información y a la existencia en el mercado de momentum traders que negocian basándose en la existencia de una continuación de las rentabilidades.

Estos trabajos tienen en común que la existencia en el mercado de agentes con diferentes sesgos en su comportamiento lleva a una sobre-reacción en el precio de los títulos y dicha sobre-reacción debería revertir en el largo plazo. Por este motivo, además de predecir efecto momentum en el medio plazo, estos modelos de comportamiento predicen una reversión en el precio de los títulos en el largo plazo. Atendiendo a dicha circunstancia, Jegadeesh y Titman (2001) se decantan por alguna de las teorías de comportamiento como causa más probable del efecto momentum, ya que en su trabajo encuentran una reversión de las rentabilidades de las estrategias de momentum en el largo plazo en el mercado estadounidense. Esta reversión es compatible con las teorías de comportamiento anteriormente descritas frente a una explicación

basada en riesgo que predeciría una continuación de las rentabilidades de las estrategias después del periodo de mantenimiento de las estrategias.

Este trabajo probablemente supuso un punto de inflexión en el debate entre las diferentes teorías de comportamiento y los modelos basados en factores de riesgo como posibles causas de la aparición del efecto momentum. Sus conclusiones, junto con las aportadas en el de Jegadeesh y Titman (2002), plantean serias críticas a las obtenidas por Conrad y Kaul (1998) acerca de que el efecto momentum es debido a la dispersión en sección cruzada de las rentabilidades de los títulos. El objeto principal de las críticas se concreta fundamentalmente en el procedimiento bootstrap con reemplazamiento utilizado por estos autores. Según Jegadeesh y Titman (2001, 2002), dicho procedimiento podría estar generando momentum de forma artificial, ya que al realizar el remuestreo con reemplazamiento la misma observación puede aparecer tanto en el periodo de formación como en el de mantenimiento. Por este motivo dichos autores proponen un procedimiento bootstrap sin reemplazamiento con el que concluyen que el efecto momentum no es debido a las variaciones en sección cruzada de los títulos, en contraposición a la evidencia aportada en el trabajo de Conrad y Kaul (1998).

En un trabajo posterior, Karolyi y Kho (2004) comparan ambos procedimientos bootstrap, con y sin reemplazamiento, obteniendo resultados diferentes en coincidencia con la evidencia anterior. Si bien argumentan que ambos procedimientos presentan sesgos y que, por lo tanto, es difícil discernir cuál de los dos resultados se acerca más a la realidad.

Otra metodología alternativa que se ha propuesto para ayudar a discernir de forma general entre las teorías de comportamiento y los modelos basados en riesgo es la dominación estocástica. En particular, Fong, Wong y Lean (2005), en un contexto de índices internacionales, muestran que aquellos que han obtenido mejores resultados en el pasado dominan estocásticamente a aquellos que se han comportado peor, lo que permite afirmar que la preferencia de la cartera ganadora sobre la perdedora no es compatible con explicaciones basadas en modelos generales de valoración de activos. Dichos resultados son robustos frente a diversos contrastes recientes de dominación estocástica utilizados bajo distintos supuestos sobre el comportamiento de las series temporales de rentabilidades. La generalidad de esta metodología y la potencialidad que ofrecen sus contrastes para la comparación de dos alternativas se revelan muy prometedoras para extender dicho análisis al caso de estrategias de momentum basadas en activos de un mercado en lugar de en índices representativos de mercados internacionales cuya aplicabilidad práctica es bastante más cuestionable.

En este interesante marco de referencia es en el que se inserta el presente trabajo. Éste pretende aportar evidencias que permitan distinguir entre las posibles causas, teorías de comportamiento o factores de riesgo, del efecto momentum con el empleo de metodologías no paramétricas de aplicación general. En particular se presentan resultados referentes a los dos procedimientos citados con anterioridad, análisis bootstrap y dominio estocástico, para el mercado de valores español.

La evidencia previa acerca de la existencia del efecto momentum en el mercado de valores español se encuentra fundamentalmente en los trabajos de Forner y Marhuenda (2003 a) (2003 b) y Muga y Santamaría (2004) (2005) con resultados básicamente coincidentes en el sentido de que se encuentra un efecto momentum en el mercado de valores español que se debilita durante los años noventa. Además existe evidencia, consistente con la obtenida para otros mercados, de que los modelos de valoración del riesgo tradicionales no son capaces de explicar las rentabilidades anormales de las estrategias de momentum, [Forner y Marhuenda (2003b) o Muga y Santamaría (2005)], y que factores de riesgo asimétrico añadidos a estos modelos tampoco ofrecen una explicación del todo satisfactoria, Muga y Santamaría (2005).

Por otro lado los resultados del contraste de las implicaciones derivadas de los diferentes modelos de comportamiento tampoco ha conducido a conclusiones claras, [Forner y Marhuenda (2004) o Muga y Santamaría(2004)], tanto debido al tipo de análisis de cartera que se debe realizar como al relativamente escaso número de títulos que cotizan en el mercado de valores español. Por ello, resulta interesante recurrir a las metodologías anteriormente mencionadas para poder discernir entre las posibles causas del efecto momentum en el mercado de valores español¹. En particular, el presente trabajo aborda la realización de un análisis bootstrap con y sin reemplazamiento, asumiendo diferentes modelos generadores de rentabilidades y estableciendo una estrategia de remuestreo por bloques de rentabilidades en el mismo periodo de tiempo para evitar destruir las posibles relaciones en sección cruzada que pudieran presentar las rentabilidades de los títulos. Además se aplican diferentes metodologías de dominación estocástica utilizando los estadísticos de contraste propuestos en Barret y Donald (2003) Davidson y Duclois (2000) y Chow (2001) que plantean distintos supuestos sobre el comportamiento de las series de rentabilidades.

En lo que sigue la estructura del trabajo es la siguiente: En el segundo apartado está expuesta la base de datos utilizada para los distintos análisis, en el tercero se presenta la metodología empleada y los resultados obtenidos para la estimación de la existencia de efecto momentum en el mercado de valores español. En el cuarto apartado se recoge la metodología bootstrap utilizada, así como los principales resultados obtenidos a partir de su utilización. En la sección quinta se presentan los diferentes contrastes de dominio estocástico empleados y los resultados con ellos obtenidos. Por último, en el sexto apartado se resumen los resultados obtenidos a lo largo del trabajo, se presentan las conclusiones y las posibles futuras líneas de investigación.

¹ Ambas metodologías de manera más colateral ya han sido utilizadas por Forner y Marhuenda (2004). Por esta razón, su análisis resulta claramente limitado en ambos casos. En el caso del análisis bootstrap utilizado porque se circunscribe a un remuestreo de las rentabilidades ordinarias de los diferentes títulos mediante un simple procedimiento sin reemplazamiento. Por lo que se refiere a la metodología de dominación estocástica, porque el análisis se concreta a una aplicación de la metodología clásica que se muestra incapaz de informar al investigador acerca del nivel de significación de una determinada hipótesis. Además, las conclusiones a las que les conducen ambas metodologías resultan contrapuestos.

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 correspondientes al modelo trifactorial de Fama French, que se ha utilizado en el análisis bootstrap, 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 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), 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 noventa.² Por último, para la estimación de los modelos condicionales se han utilizado las siguientes variables instrumentales, dividiendo agregado (DY) y el término estructura temporal (TERM) que viene dado por la diferencia de las rentabilidades de los bonos a largo y a corto plazo³.

3.- 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. En particular, se han construido carteras para periodos de formación (J) de 3, 6, 9 y 12 meses y periodos de mantenimiento (K) igualmente de 3,6,9 y 12 meses, totalizando 16 carteras de momentum formadas en tiempo de calendario.

² Dadas las peculiaridades del análisis bootstrap efectuado en este trabajo, éste solamente se ha realizado para el periodo temporal comprendido entre Enero de 1991 y Diciembre de 2000 y no para la muestra completa, como se expondrá más adelante.

Jegadeesh y Titman (1993) intercalan 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).

También pueden construirse carteras de momentum en tiempo de evento. Para ello se miden las rentabilidades de las estrategias de momentum en un periodo del tiempo determinado, independientemente de las estrategias que pudieran formarse en periodos del tiempo siguientes. El inconveniente de esta aproximación para este propósito es la elevada correlación que se puede presentar entre las rentabilidades de las diferentes estrategias, haciendo necesario aplicar correcciones al estadístico de contraste para evaluar la significatividad de las diferentes estrategias.

Si bien la definición de títulos ganadores y perdedores que proponen Jegadeesh y Titman (1993) está basada en deciles, su aplicación para mercadeos más pequeños como el español es extremadamente exigente dada la necesidad 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 periodo⁴.

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.- Evidencia empírica.

Los resultados obtenidos para el periodo objeto de estudio, desde enero de 1973 hasta mayo de 2004, son consistentes con la evidencia anterior en lo referente a la existencia de un efecto momentum en el mercado de valores español⁵.

Los resultados en tiempo de calendario se encuentran recogidos en la tabla 1 incluyendo la cartera ganadora, perdedora y las diferentes estrategias de momentum. Las rentabilidades de las estrategias de momentum oscilan entre el 0,95% $J=3$ y $K=3$ y el 1,72% mensual de la estrategia con $J = 12$ y $K = 3$. Conviene señalar que las dieciséis estrategias evaluadas son significativas a niveles convencionales, según el estadístico t clásico.

No obstante, el origen de dicha rentabilidad no proviene simétricamente de las rentabilidades de las dos carteras que forman la estrategia, sino que podrían imputarse fundamentalmente a los resultados de la

³ Los datos correspondientes a las variables instrumentales DY y TERM, han sido facilitados por Belén Nieto de la Universidad de Alicante

⁴ Esta consideración es coincidente con la realizada por Forner y Marhuenda (2003b).

cartera de títulos ganadores. En particular, las rentabilidades de las carteras de ganadores oscilan entre el 0,89% mensual con $J = 3$ y $K = 3$, y el 1,39% con $J = 9$ y $K = 3$, siendo todas las combinaciones entre los diferentes periodos de formación y mantenimiento significativas a niveles convencionales. En cambio, las rentabilidades de las carteras de títulos perdedores, aunque contribuyen todas ellas al momentum al generar rentabilidades negativas, no resultan significativas en ninguno de los casos.

Los resultados de las estrategias de momentum medidas en tiempo de evento se encuentran en la tabla 2, siendo consistentes con los obtenidos para tiempo de calendario. Las rentabilidades de las estrategias de momentum oscilan entre el 0,92 % mensual para $J = 3$ y $K = 3$, y el 1,78% mensual para $J = 12$ y $K = 3$, siendo nuevamente las 16 estrategias evaluadas significativas según el estadístico t de Newey y West (1987), así como del procedimiento bootstrap al estadístico t ajustado por asimetría propuesto por Lyon, Barber y Tsai (1999). Además, al igual que ocurría en tiempo de calendario, tanto las rentabilidades de las carteras ganadoras como las de las perdedoras contribuyen al momentum, si bien, solamente resultan significativas las rentabilidades de las carteras ganadoras.

En resumen, se puede decir que existe efecto momentum positivo y significativo en el mercado de valores español durante el periodo objeto de estudio, enero de 1973 a diciembre de 2004. Cuestión distinta es afirmar cuáles son las posibles causas de la existencia del citado fenómeno. Para ello se realizarán dos tipos de análisis diferenciados, el primer grupo basado en la metodología bootstrap y el segundo en la dominación estocástica.

4.- Resultados con el análisis bootstrap.

El amplio debate existente en la literatura acerca de cuál es la verdadera naturaleza del efecto momentum ha favorecido la aplicación de diversas técnicas para tratar de dar respuesta a la disyuntiva entre las denominadas explicaciones racionales y las relacionadas con el comportamiento de los inversores.

Una de las técnicas econométricas más utilizadas para tratar de dar una respuesta general a esta cuestión son los análisis tipo bootstrap, si bien su utilización también ha sido objeto de cierta controversia. Como se ha señalado previamente, el primer trabajo en que se utilizó la citada técnica para discernir si las rentabilidades anormales de las estrategias de momentum pueden ser explicadas con mayor probabilidad por factores de riesgo o teorías de comportamiento fue el de Conrad y Kaul (1998). En dicho trabajo después de realizar un análisis bootstrap con reemplazamiento se concluye que las rentabilidades de las estrategias de momentum provienen de las variaciones en sección cruzada de las rentabilidades de los títulos, cuya causa más probable es la existencia de algún factor de riesgo omitido por los modelos tradicionales, que no parecen capaces de dar una explicación a la anomalía.

⁵ Forner y Marhenda (2003b) encuentran rentabilidades para las diferentes estrategias de momentum que oscilan entre el 0,5 % y el 1,3% mensual durante el periodo que comprende enero de 1965 y diciembre de 2000.

Sin embargo, a juicio de Jegadeesh y Titman (2001, 2002) el procedimiento bootstrap utilizado por Conrad y Kaul (1998) puede producir un sesgo debido a la forma de construir las carteras de momentum. En concreto, es posible que al realizar los distintos remuestreos con reemplazamiento la misma observación se pueda encontrar tanto en el periodo de formación como en el periodo de mantenimiento de las estrategias de momentum, generando esta anomalía de forma artificial, y siendo mayor este sesgo cuanto menor es el tamaño muestral. Por este motivo, dichos autores proponen que la técnica adecuada para analizar el momentum es realizar los remuestreos sin reemplazamiento. Utilizando este tipo alternativo de análisis bootstrap aportan resultados contrapuestos a los obtenidos por Conrad y Kaul (1998), es decir, las rentabilidades de las estrategias no parecen generadas por las variaciones en sección cruzada de los títulos. Sin embargo, como señalan Karolyi y Kho (2004) este segundo procedimiento también puede sufrir de un sesgo de muestra pequeña debido a que posibilita que las observaciones atípicas puedan tener un papel bastante importante en las simulaciones.

4.1.- Metodología.

Dado que ambas formas de realizar el análisis bootstrap pueden presentar sesgos de forma potencial, y siguiendo el trabajo de Karolyi y Kho (2004), se ha optado por emplear ambos procedimientos, con y sin reemplazamiento, y comparar sus resultados con los datos correspondientes al mercado español.

Además, siguiendo el citado trabajo, se han examinado varios modelos de generación de rentabilidades alternativos para contrastar cuál es el modelo que mejor podría adaptarse en la generación de las rentabilidades de las estrategias de momentum. Se ha comenzado por un modelo de paseo aleatorio con deriva, que fue el utilizado por Conrad y Kaul (1998) para contrastar si la dispersión en sección cruzada de las rentabilidades por si sola es suficiente para explicar el efecto momentum. Por otro lado, se ha tenido en cuenta el modelo trifactorial de Fama French que incluye el factor de mercado y otros dos que aproximan los riesgos asociados al tamaño (SMB) y al ratio Valor en libros/Valor de mercado (HML).

Estos modelos se han extendido añadiendo un retardo de la rentabilidad del propio título y un retardo del mercado con la finalidad de capturar las posibles estructuras de autocorrelación y correlación cruzada que pudieran presentar las rentabilidades de los títulos (Conrad y Kaul 1989 y Lo y Mackinlay 1990).

Por último, se ha incorporado información condicional a los modelos de Fama French debido a que trabajos como Chordia y Shivakumar (2002) y Wu (2002) proponen que las primas por riesgo y, por lo tanto, las rentabilidades de las estrategias de momentum pueden variar a lo largo del tiempo dependiendo del estado de la economía. En nuestro caso se ha utilizado como información condicional el retardo del dividendo agregado (DY) y del término de estructura temporal (TERM), diferencia entre las rentabilidades

proporcionadas por los bonos a largo y a corto plazo, a ambas variables se les ha detraído su media para ser utilizadas como instrumentos en los modelos condicionales⁶.

Cada uno de los modelos expuestos ha sido estimado de forma individual para todas las series de rentabilidades de los títulos tenidos en cuenta con la finalidad de obtener los parámetros y residuos correspondientes. Dichos residuos obtenidos se han estandarizado usando las desviaciones típicas estimadas de la serie de errores. Obtenidas las series de residuos estandarizados, se procede a realizar un sorteo con ellos (en uno de los procedimientos con reemplazamiento y en el otro sin reemplazamiento) para obtener una nueva serie de longitud igual a la original. Por último, con los parámetros estimados del modelo, y las series de residuos sorteadas, se han formado nuevas series para el modelo original y se han construido las estrategias de momentum atendiendo a lo descrito en la metodología correspondiente al apartado anterior. Cada uno de los procedimientos se ha repetido 500 veces.

Sin embargo, los procedimientos bootstrap utilizados en el presente trabajo guardan una diferencia sustancial con aquellos utilizados en el trabajo de Karolyi y Kho (2004). En este último, los residuos generados por los diferentes modelos para cada uno de los títulos son sorteados de forma independiente, obteniéndose series de longitud temporal iguales a las originales y pudiendo replicar en cada simulación un efecto momentum de características similares, en cuanto al número de títulos que lo componen, al que se produce en la realidad. Sin embargo, como señalan los propios autores, esta forma de realizar el sorteo de los residuos de los títulos puede destruir parte de las posibles relaciones en sección cruzada existentes entre las diferentes series de rentabilidades. Para evitar este problema se deberían extraer en cada uno de los sorteos los bloques de residuos, correspondientes a un periodo determinado, de todos los títulos en conjunto, dejando de esta manera intactas las posibles relaciones de sección cruzada que pudieran existir.

El problema que se presenta con esta forma de realizar el sorteo de las rentabilidades radica en que todos los títulos que se utilicen en el procedimiento bootstrap deben tener rentabilidades disponibles durante todos los meses en los cuáles se realice la prueba, dado que la falta de algún dato en la serie de rentabilidades simulada imposibilitaría la comparabilidad para la posterior construcción de las carteras de momentum, que, como se expuso con anterioridad, están basadas en las rentabilidades pasadas de los títulos.

La forma más sencilla de solucionar este problema es seleccionar una muestra con un número suficientemente elevado de títulos que coticen en el mercado de forma ininterrumpida, de forma que al realizar los sorteos de residuos correspondientes a los diferentes análisis bootstrap en ningún caso se obtengan datos en blanco que impidan la formación de las diferentes estrategias de momentum. De este

⁶ Además en el trabajo de Karolyi y Kho (2004) se extienden los modelos expuestos con una estructura tipo GARCH. En nuestro caso no se ha realizado esta extensión dado que para la mayoría de los activos seleccionados los parámetros no resultaban significativos con datos mensuales.

modo además se permite mantener las posibles relaciones en sección cruzada de los títulos que pudieran estar generando el efecto momentum a cambio de no mantener todos los títulos de la muestra original.

Partiendo de las restricciones expuestas que impiden la realización del análisis bootstrap con todos los títulos de la muestra original para obtener los bloques de rentabilidades mensuales, se han seleccionado los 72 títulos de la muestra que cotizan de forma continuada en el mercado de valores español durante el periodo comprendido entre enero de 1991 y diciembre de 2000, para los que se dispone de rentabilidades mensuales⁷.

4.2.- Resultados

Un análisis previo a la realización de los procedimientos bootstrap es comprobar si, efectivamente, en la muestra seleccionada para dichos análisis sigue manifestándose el efecto momentum, dado que la evidencia anterior acerca de la existencia de esta anomalía en el mercado de valores español durante la década de los noventa es, en cierto sentido, contrapuesta. Así, mientras que Forner y Marhuenda (2003b) muestran en sus resultados una desaparición del efecto momentum durante estos años, Muga y Santamaría (2004) encuentran que si bien se produce un debilitamiento de la regularidad no se puede afirmar que llegue a desaparecer.

Los resultados de las diferentes estrategias de momentum para la muestra tenida en consideración durante la década de los años noventa se encuentran en la tabla 3. De las dieciséis estrategias resultantes de la combinación de los diferentes periodos de formación y de mantenimiento resultan once significativas según el estadístico t. Obteniéndose una rentabilidad máxima del 1,30% mensual para la estrategia con nueve meses en el periodo de formación y seis meses en el periodo de mantenimiento, mientras que aquella estrategia que proporciona una menor rentabilidad es aquella con tres meses en el periodo de formación y tres meses en el periodo de mantenimiento con una rentabilidad del 0,44% mensual y no significativa a niveles convencionales.

Una vez que se ha comprobado la existencia de efecto momentum, aunque de forma debilitada en la muestra objeto de estudio, los resultados obtenidos para los diferentes análisis tipo bootstrap se encuentran en la tabla 4⁸.

Los resultados para el primero de los modelos, paseo aleatorio con deriva (ver panel A de la tabla 4), son consistentes con la evidencia internacional previa anterior. Esto es, al realizar el procedimiento bootstrap con reemplazamiento, como proponen Conrad y Kaul (1998), se encuentran rentabilidades de

⁷ Se ha seleccionado este periodo temporal atendiendo a que es necesario disponer de la información relativa a un número de mínimo de títulos, atendiendo a razones de diversificación de las carteras, y un periodo temporal lo suficientemente largo para evitar en la medida de lo posible los sesgos de muestra pequeña que afectan al análisis tipo bootstrap.

⁸ En dicha tabla aparecen expuestas las rentabilidades obtenidas por las distintas simulaciones bootstrap para cada una de las estrategias de momentum, un primer p valor que indica que porcentaje de simulaciones han resultado con una rentabilidad menor

momentum simuladas próximas a las relativas a la muestra original siendo la máxima del 0,85% mensual y la mínima del 0,47% mensual. Además se puede observar que los p valores-1(aquellos que señalan que porcentaje de simulaciones son menores que 0) informan que resultan significativas once de las dieciséis estrategias. Sin embargo, al realizar el procedimiento bootstrap sin reemplazamiento, tal como proponen Jegadeesh y Titman (2002), ninguna de las estrategias resulta significativa según el p valor-1, oscilando las rentabilidades simuladas entre el 0,09% mensual de la estrategia con 9 meses en el periodo de formación y 6 meses en el periodo de mantenimiento y el 0,15 % mensual de la estrategia con 6 meses en el periodo de formación y 3 meses en el periodo de mantenimiento⁹.

Estos resultados confirman la evidencia aportada tanto por Conrad y Kaul (1998) para el procedimiento bootstrap con reemplazamiento como aquella expuesta en Jegadeesh y Titman (2002) para el procedimiento bootstrap sin reemplazamiento. En este sentido, la consideración de los sesgos anteriormente apuntados en cada uno de los procedimientos hace que sea imposible obtener una conclusión clara a la cuestión analizada en el trabajo. Además, como indican Karolyi y Kho (2004), la literatura estadística no proporciona una guía apropiada para la elección del método adecuado.

La extensión de este primer modelo con los términos de autocorrelación y correlación cruzada, así como el modelo de Fama French y su extensión con autocorrelación y correlación cruzada, (ver paneles B, C, y D de la tabla 4), proporcionan resultados similares a los expuestos para el paseo aleatorio con deriva. De este modo, se puede observar que resultan significativas gran parte de las estrategias de momentum según el p-valor-1 simulado para los procedimientos con reemplazamiento, pero no resultan significativas según este p-valor-1 ninguna de las estrategias para los procedimientos sin reemplazamiento. Además las rentabilidades medias obtenidas en las simulaciones son claramente superiores en los procedimientos con reemplazamiento. Con estos resultados en la mano pueden mantenerse las conclusiones generales que se extraían del primero de los modelos, el paseo aleatorio con deriva.

Sin embargo los resultados experimentan un cambio al incorporar información condicional al modelo trifactorial de Fama French y a su extensión con autocorrelación y correlación cruzada (ver paneles 5 y 6 de la tabla 4). Mientras que para el procedimiento con reemplazamiento se siguen observando rentabilidades simuladas cercanas a las originales y p-valores-1 que nos indican que la mayoría de las estrategias simuladas resultan significativas, los resultados sin reemplazamiento muestran un importante cambio, ya que al incorporar información condicional al modelo se puede observar un aumento generalizado de las rentabilidades simuladas de las distintas estrategias, frente a los modelos que no incorporan información condicional. No obstante, este cambio no tiene una elevada trascendencia práctica puesto que ninguna de las rentabilidades simuladas se acerca a los valores reales proporcionados por las

que 0 y un segundo p valor que indica que porcentaje de simulaciones han resultado con una rentabilidad superior a la obtenida con la muestra original.

⁹ Estos resultados son consistentes con los encontrados con un procedimiento similar en Forner y Marhuenda (2004)

estrategias de momentum, aunque algunas de las estrategias aparezcan como significativamente distintas de 0 según el p-valor-1.

Este fenómeno es igualmente observable en los resultados aportados en el trabajo de Karolyi y Kho (2004), ya que en las simulaciones sin reemplazamiento se produce un aumento de las rentabilidades simuladas que las acercan a los valores originales de las estrategias de momentum.

La incorporación del p-valor 2 a las tablas de resultados, que indica el porcentaje de simulaciones que resultan superiores a las rentabilidades reales obtenidas por las estrategias de momentum derivadas de la muestra original, se ha realizado con fines de comparabilidad con los resultados de Karolyi y Kho (2004). Estos autores obtienen que, en general, tras los análisis bootstrap solamente pequeños porcentajes de simulaciones generan rentabilidades superiores a las reales, tanto en procedimientos con como sin reemplazamiento. Sin embargo, en nuestro caso se han obtenido porcentajes más elevados, así como rentabilidades simuladas más cercanas a las reales. Esta diferencia es atribuible, probablemente, a las diferencias de los procedimientos bootstrap utilizados, ya que, en su caso, al sortear los títulos de forma independiente pueden estar destruyendo parte de las relaciones de sección cruzada que pudieran ser la causa del momentum, aspecto que se evita con el procedimiento bootstrap utilizado en el presente trabajo.

En resumen, los resultados de los distintos análisis bootstrap realizados en el presente trabajo son consistentes con la evidencia previa. Si se realizan los análisis con reemplazamiento se obtiene que las rentabilidades de las estrategias de momentum provienen de la dispersión en sección cruzada de los títulos. Sin embargo, al utilizar los procedimientos bootstrap sin reemplazamiento este resultado se desvanece salvo en el caso de que se aporte información condicional a los modelos generadores de rentabilidades, en el que parece que podría explicarse parte de las rentabilidades de las estrategias de momentum, aunque no de forma completa.

No obstante, dado el tamaño muestral disponible, parece más razonable imputar mayor sesgo a la posible repetición de valores entre los periodos de formación y mantenimiento del procedimiento bootstrap con reemplazamiento, que al asociado a la muestra pequeña del procedimiento sin reemplazamiento. En este sentido, cabe mencionar que los resultados obtenidos son consistentes con este argumento. Baste señalar que el sesgo potencial del bootstrap con reemplazamiento será mayor cuanto más prolongados sean los periodos de formación y mantenimiento al aumentar la probabilidad de repeticiones artificiales entre dichos periodos. De forma consistente con dicho argumento, los resultados con reemplazamiento son, en general, más significativos al aumentar J y K indicando la posible presencia de dicho sesgo. Dado que este comportamiento no se observa en el bootstrap sin reemplazamiento (en el que el sesgo por tamaño muestral debería ser similar entre las distintas estrategias al poseer el mismo número de observaciones), los resultados del bootstrap con reemplazamiento podrían atribuirse a su sesgo. Todo ello nos lleva a atribuir mayor verosimilitud a los resultados obtenidos con el procedimiento bootstrap sin reemplazamiento, que indican que el comportamiento de serie temporal es la principal causa del efecto momentum.

No obstante, esta diferencia de resultados entre los diferentes procedimientos bootstrap plantea el interés por aplicar otro tipo de técnicas, en concreto la dominación estocástica, con el propósito de obtener unas conclusiones más robustas sobre el origen de las rentabilidades de las estrategias de momentum.

5.-Resultados de la metodología de dominación estocástica.

Una manera alternativa de analizar cuáles son las posibles causas de la aparición de rentabilidades positivas en las estrategias de momentum es el uso de técnicas de dominación estocástica. Este tipo de técnicas son, probablemente, las más amplias para el análisis del problema planteado, ya que proporcionan un esquema general para estudiar el comportamiento económico bajo incertidumbre e imponen pocas restricciones acerca de la función de utilidad de los inversores a la hora de realizar las comparaciones. (véase Levy 1998). Para el propósito del presente trabajo los contrastes de dominación estocástica nos permiten comprobar si la cartera de ganadores domina a la de perdedores para un mercado y un periodo de tiempo establecidos. Es decir, si existe algún modelo general de valoración de activos con inversores aversos al riesgo que pueda explicar la diferencia entre las carteras de perdedores y de ganadores¹⁰.

5.1.- Metodología.

En la literatura se han presentado varios métodos para contrastar dominio estocástico. Con el propósito de incrementar la robustez de nuestros resultados se han utilizado tres contrastes diferenciados, que son los siguientes: El contraste KS (Barret y Donald, 2003), el contraste DD (Davison y Duclous, 2000), y, por último, el contraste MCSD (Chow, 2001). El primero de ellos está basado en un contraste de tipo Kolmogorov-Smirnov que compara los objetos en todos sus puntos y está definido para diferentes ordenes de dominación estocástica, en particular para el primer, segundo y tercer orden. El segundo de los contrastes simplifica el anterior comparando las funciones de distribución acumuladas sobre un conjunto arbitrario de puntos. Por último, el tercero de los contrastes, *dominio estocástico marginal condicional*, (MCSD) es bastante diferente y se limita exclusivamente al segundo orden de dominio estocástico (véase Shalit y Yitzhaki, 1994).

La aplicación del contraste KS a nuestro problema en concreto queda como sigue. Se tienen dos series independientes de rentabilidades, k (rentabilidad de la cartera de títulos ganadores), y l (rentabilidad de títulos perdedores), con el mismo tamaño para ambas muestras que tienen asociadas funciones de distribución acumuladas (CDFs) dadas por F y U , respectivamente. Entonces el contraste KS evalúa las siguientes hipótesis nula y alternativa:

$$H_o^s : f_s(z, W) \leq f_s(z, L) \quad \forall z \in [0, \bar{z}]$$

¹⁰ Fong, Wong y Lean (2005) fueron los primeros en aplicar técnicas de dominio estocástico para analizar el efecto momentum y determinar si la cartera de perdedores estaba dominada estocásticamente por la cartera de títulos ganadores.

$$H_1^s : f_s(z, W) > f_s(z, L) \text{ para algún } z \in [0, \bar{z}]$$

$f_s(z, F)$ es la función que integra la función F al orden s-1. Esto es,

$$f_1(z, W) = W(z)$$

$$f_2(z, W) = \int_0^z W(t)dt = \int_0^z f_2(t, W)dt$$

$$f_3(z, W) = \int_0^z \int_0^s W(s)dsdt = \int_0^z f_2(t, W)dt$$

La hipótesis nula es que la cartera de ganadores domina a la de perdedores, y se puede contrastar utilizando el siguiente estadístico propuesto por Barret y Donald (2003):

$$\hat{K}_s = \left(\frac{N}{2} \right)^{1/2} \sup_z [f_s(z, \hat{W}) - f_s(z, \hat{L})]; \text{ donde } N \text{ es el tamaño de la muestra.}$$

Debe hacerse notar que para $s \geq 2$ el contraste KS de Barret-Donald es analíticamente intratable porque la distribución límite de K_s depende de las CDFs subyacentes. De este modo todos los p-valores se calculan usando simulaciones basadas en el procedimiento de Barret y Donald (2003).

El segundo de los contrastes utilizados, DD, está diseñado para contrastar:

$$H_o^s : f_s(z_j, W) \leq f_s(z_j, L) \text{ para todo } j \in \{1, \dots, m\}$$

$$H_1^s : f_s(z_j, W) > f_s(z_j, L) \text{ para algún } j \in \{1, \dots, m\}$$

A diferencia del contraste anterior, KS, la hipótesis que va a ser contrastada solo es relativa al dominio para un número fijo de puntos, por lo que puede sufrir una pérdida de potencia respecto al contraste anterior en algunas situaciones al poder fallar a la hora de tener en cuenta todas las implicaciones del dominio estocástico (véase Barret y Donald 2003). Sin embargo, este tipo de contraste puede aplicarse tanto a series dependientes como independientes extraídas de una distribución conjunta, a diferencia del primer tipo de contraste expuesto que exige independencia, por lo que puede ser un interesante complemento para robustecer las conclusiones

Una forma sencilla de contrastar la hipótesis es calcular S_s . La hipótesis nula debe ser rechazada si S_s es suficientemente grande.

$\hat{S}_s = \max \{\hat{t}_s(z_j)\}$ donde $\hat{t}_s(z_j) = \hat{\Delta}_s(z_j) / \sqrt{\hat{\Omega}_{s,jj}}$; $\hat{\Delta}_s(z_j) = f_s(z_j, W) - f_s(z_j, L)$; siendo $\hat{\Delta}_s$ el k vector de estimaciones de $\Delta_s(z_j)$, y siendo $\hat{\Omega}_s$ la estimación de la matriz de varianzas y covarianzas de $\hat{\Delta}_s$. Nótese, además, que este estadístico no tiene una distribución estandar, y los p valores se calcularán siguiendo el procedimiento de Barret y Donald (2003).

A diferencia de los dos contrastes presentados con anterioridad, el contraste MCSD intenta proporcionar condiciones bajo las cuales, comenzando con una cartera dada, todos los inversores aversos al

riesgo deberían optar por la sustitución marginal de un activo de una cartera por uno de la otra. De este modo, el contraste está basado en la asunción de que las carteras tienen un “núcleo” estable y que los inversores revisan la composición de su cartera condicionalmente y de modo marginal. En este contexto Chow (2001) desarrolla un estadístico para los valores críticos del máximo módulo estudentizado (SMM) con el que es posible determinar el intervalo de confianza completo para un conjunto de estimadores MCSD.

El cálculo del estadístico está basado en el supuesto de que los inversores son maximizadores de su utilidad y aversos al riesgo. Atendiendo a la formulación de Chow (2001):

Una distribución, k , domina al mercado si:

$$Z^k(\tau_i) \geq \text{SMM}(\alpha; m; \infty) \quad \text{para todo } i, \text{ y alguno de ellos con desigualdad estricta.}$$

Una distribución, k , domina a otra distribución, l , si:

$$Z^{k-l}(\tau_i) \geq \text{SMM}(\alpha; m; \infty) \quad \text{para todo } i, \text{ y alguno de ellos con desigualdad estricta.}$$

$$\text{Donde, } Z^k(\tau_i) = \frac{\bar{\phi}^k(\tau_i)}{S^k(\tau_i)} \quad \text{para } i=1, \dots, m \quad \text{y}$$

$$Z^{k-l}(\tau_i) = \frac{\bar{\phi}^k(\tau_i) - \bar{\phi}^l(\tau_i)}{S^{k-l}(\tau_i)} \quad \text{para } i=1, \dots, m.$$

El estimador en el numerador $\bar{\phi}^k(\tau_i)$ mide la rentabilidad condicional media en exceso del activo k relativa a la cartera de mercado, bajo la rentabilidad objetivo predeterminada, τ_i .

$$\bar{\phi}^k(\tau_i) = N^{-1} \left[\sum_{t=1}^N r_t^{p,k} I(\tau_i) - \sum_{t=1}^N r_t^M I(\tau_i) \right]$$

N es el número de rentabilidades de las series analizadas, $r_t^{p,k}$ es la rentabilidad del activo k en la cartera p en el momento t , r_t^M es la rentabilidad del mercado en el momento t . $I(\tau_i)$ es una variable ficticia. Más específicamente, $I(\tau_i) = 0$ si $r_t^M > \tau_i$ para $t=1, \dots, N$; de otro modo $I(\tau_i) = 1$; $i=1, \dots, m$ son el conjunto de rentabilidades objetivo predeterminadas.

Bajo ciertas condiciones, el vector de estimaciones $(\bar{\phi}^k(\tau_1), \dots, \bar{\phi}^k(\tau_m))$ para un vector de rentabilidades objetivo $\{\tau_i \mid i=1, 2, \dots, m\}$ es normal asintóticamente y $\sqrt{N}(\bar{\phi} - \phi)$ tiene una distribución normal en el límite con media 0 y mK - variada y matriz de covarianzas $\pi = J\phi J'$, donde ϕ y J se definen como sigue:

$$\varphi = \begin{bmatrix} \alpha_{ij}^{11} & \dots & \alpha_{ij}^{1k} & \gamma_{ij}^1 \\ \alpha_{ij}^{k1} & \dots & \alpha_{ij}^{kk} & \gamma_{ij}^k \\ \gamma_{ij}^1 & \dots & \gamma_{ij}^k & \beta_{ij} \end{bmatrix} \text{ donde } \begin{cases} \alpha_{ij}^{kl} = \text{Cov}(r_k^p I(\tau_i), r_l^p I(\tau_j)) \\ \gamma_{ij}^k = \text{Cov}(r_k^p I(\tau_i), r^M I(\tau_j)) \\ \beta_{ij} = \text{Cov}(r^M I(\tau_i), r^M I(\tau_j)) \end{cases}$$

$$J = \begin{bmatrix} \mu & & \mu^T \\ & \cdot & \\ & & \cdot \\ & & \mu & \mu^T \end{bmatrix}, \text{ donde } \mu = \begin{bmatrix} 1 & & \\ & \cdot & \\ & & \cdot \\ & & & 1 \end{bmatrix} \text{ y } \mu^T = \begin{bmatrix} -1 & & \\ & \cdot & \\ & & \cdot \\ & & & -1 \end{bmatrix}$$

De este modo, los errores standard asintóticos para las estimaciones de la muestra son¹¹:

$$S^k(\tau_i) = \left(\frac{\pi_u}{N} \right)^{1/2} \quad \text{donde } t=(k-1)m+i ; i=1,\dots,m \text{ y } k=1,\dots,K$$

$$S^{k-l}(\tau_i) = \left(\frac{\pi_u + \pi_{vv} - 2\pi_{lv}}{N} \right)^{1/2} \quad \text{donde } t=(k-1)m+i ; \text{ y } v=(l-1)m+i.$$

El primer criterio de dominio estocástico asume que todos los inversores son insaciables frente a la riqueza, el segundo criterio añade que además son aversos al riesgo, y, por último, el tercer criterio añade que los agentes prefieren distribuciones de rentabilidad con asimetría positiva. Dado que para que se cumpla el primer criterio deben darse condiciones demasiado exigentes, el presente trabajo se ha centrado en el segundo y tercer orden de dominio estocástico. Los resultados para los tres contrastes expuestos en el mercado de valores español se encuentran en la siguiente sección.

5.2.- Resultados.

En la tabla 5 se encuentran los resultados correspondientes al contraste KS para el segundo y tercer orden de dominio estocástico para el mercado de valores español durante el periodo comprendido entre Enero de 1973 y Diciembre de 2004.

Para el segundo criterio de dominio estocástico, los resultados del contraste KS (véanse las columnas 2 y 3 de la tabla 5) informan que la hipótesis nula de que la cartera de ganadores domina a la de perdedores no se puede rechazar para ninguna de las estrategias evaluadas para niveles de significación convencionales. (Los p-valores para las dieciséis estrategias se encuentran siempre por encima de 0,5). En cambio, la hipótesis alternativa de que la cartera de títulos perdedores domina a la de ganadores registra

¹¹ El contraste es robusto a la presencia de heteroscedasticidad en las series de datos (Vease Chow, 2001).

unos p-valores muy cercanos a 0, por lo que puede ser rechazada a niveles de significación estándar para el segundo orden de dominación estocástica.

La interpretación de estos resultados es sencilla. Al menos para todos los inversores aversos al riesgo se puede decir que existe una preferencia por la cartera de títulos ganadores frente a la cartera de títulos perdedores, que forman las estrategias de momentum. Esto es debido a que la hipótesis de que la cartera de perdedores domina a la de ganadores se puede rechazar a niveles del 1%, mientras que la hipótesis alternativa no ha podido ser rechazada en ningún caso a niveles de significación convencionales.

Los resultados del contraste KS para el tercer orden de dominación estocástica son ampliamente coincidentes con los presentados para el segundo orden de dominación estocástica (véanse las columnas 4 y 5 de la tabla 5), en el sentido de que se rechaza la hipótesis de que la cartera de perdedores domine a la de ganadores y no se puede rechazar la hipótesis alternativa para la dieciséis estrategias de momentum tomadas en consideración. Estos resultados igualmente plantean la duda acerca de la existencia de modelos generales de valoración de activos consistentes con la existencia de inversores aversos al riesgo que puedan explicar el efecto momentum en el mercado de valores español.

Los resultados del contraste DD (ver tabla 6) se muestran consistentes con los obtenidos a través del contraste KS. En línea con los resultados obtenidos con el contraste KS, para el segundo criterio de dominación estocástica no se puede rechazar en ningún caso que la cartera de títulos ganadores domine a la de perdedores (todos los p-valores por encima de 0,6) y para todas las estrategias se rechaza que la cartera de perdedores domine a la de ganadores. También para el tercer criterio de dominación estocástica con el contraste DD se obtiene que para ninguna de las estrategias se puede rechazar que la cartera de ganadores domine a la de perdedores (todos los p-valores superiores a 0,6) y para todas se rechaza que la cartera de perdedores domine a la de ganadores¹².

En resumen, los resultados derivados de la aplicación de estos dos contrastes diferenciados conducen a las mismas conclusiones. La cartera de ganadores domina estocásticamente a la de perdedores para el segundo y tercer orden de dominancia estocástica. Es importante enfatizar los diferentes supuestos que mantienen los contrastes KS y DD y, en consecuencia, la robustez que presentan las conclusiones al coincidir ambos contrastes.

Por último, también se ha utilizado el contraste MCSD propuesto por Chow (2001). De acuerdo con las sugerencias de su autor, los resultados del contraste han sido calculados para diez rentabilidades objetivo, usando como referencia el índice de referencia del mercado, en este caso el Índice General de la Bolsa de Madrid.

La tabla 7 recoge los valores del estadístico $Z^{k-l}(\tau_i)$ para las dieciséis estrategias tomadas en consideración. En este contraste, la hipótesis nula que se plantea es que la cartera de ganadores no domina

¹² Si bien en este caso, el nivel de significación para la estrategia J = 3 K = 3 es del 10%

estocásticamente a la de perdedores. Los resultados de este contraste, atendiendo a lo señalado en el apartado metodológico, están restringidos al segundo orden de dominación estocástica. Como puede apreciarse, los valores del estadístico resultan positivos para todas las estrategias analizadas en el estudio. Además, el máximo valor del estadístico para cada una de ellas es superior al crítico para un nivel de significación del 1%.¹³ Por lo tanto, también con este contraste es posible afirmar que la cartera de títulos ganadores domina estocásticamente a la de cartera de perdedores para el segundo orden de dominio estocástico.

El conjunto de los resultados presentados por los diferentes contrastes de dominación estocástica utilizados nos permiten afirmar que la cartera de ganadores domina estocásticamente a la de perdedores para cualquier inversor averso al riesgo (segundo orden de dominio estocástico), por lo que no parece que las rentabilidades de las estrategias de momentum en el mercado de valores español resulten compatibles con modelos de valoración de activos desarrollados para inversores aversos al riesgo. Ello inclina la balanza de las explicaciones basadas en el comportamiento de los inversores, en línea con las conclusiones señaladas por Fong, Wong y Lean (2005) en un contexto de índices de mercados internacionales.

Para acabar con los contrastes relacionados con el dominio estocástico, el MCSD de Chow (2001) puede utilizarse para analizar si las rentabilidades de las estrategias de momentum provienen de la cartera de ganadores o de la de perdedores. Para ello se ha contrastado si la cartera de títulos ganadores domina al mercado y si la cartera de títulos perdedores es dominada por el mercado.

En el panel A de esta tabla 8 están recogidos los valores del estadístico $Z^k(\tau_i)$ que hace referencia al dominio de la cartera de ganadores frente al mercado. Para todas las estrategias salvo para tres de ellas ($J=9$ $K=3$; $J=9$ $K=6$; $J=12$ $K=3$) existe algún valor negativo del estadístico, por lo que no se puede afirmar que la cartera de títulos ganadores domine al mercado. De forma similar, en el panel B de esta tabla 8 se han expuesto los valores del estadístico $Z^l(\tau_i)$ que hace referencia al dominio de la cartera de perdedores frente al mercado. Todos los valores del estadístico son negativos, lo que permite afirmar que el mercado domina estocásticamente a la cartera de títulos perdedores. Además para todas las estrategias existe algún valor del estadístico superior en valor absoluto al crítico para un nivel de significación del 1%. De esta forma se puede concluir que la cartera de títulos perdedores es dominada estocásticamente por el mercado para el segundo orden de dominio.

Con estos resultados expuestos en la tabla 8 se amplían las conclusiones del análisis de dominio estocástico, que además de sugerirnos que para los tres contrastes utilizados la cartera de ganadores domina estocásticamente a la de perdedores para cualquier inversor averso al riesgo, lo que nos conduce a pensar que las causas del efecto momentum están más próximas a modelos de comportamiento que a factores de

¹³ Los valores críticos para el caso objeto de estudio son iguales a 2,8 para un nivel de significación del 5% y 3,1 para un nivel de significación del 1%).

riesgo, nos informan de que para el mercado de valores español durante el periodo objeto de estudio es la cartera de títulos perdedores la que dirige fundamentalmente las rentabilidades del efecto momentum, ya que para todas las estrategias la cartera de mercado domina a la cartera de perdedores y, en general, no se puede afirmar que la cartera de ganadores dominen a la cartera de mercado. Esta circunstancia plantea el interés por analizar las características de los títulos de dicha cartera perdedora o al comportamiento de los inversores frente a las carteras con pérdidas (véase Grimblat y Titman, 2004) como potenciales líneas de investigación futura.

6.- Conclusiones.

En el presente trabajo se han usado dos metodologías de carácter general para tratar de discriminar entre las posibles causas propuestas como fuentes del efecto momentum en los mercados de valores. Para ello se han utilizado datos del mercado de valores español para el que se ha detectado la existencia de un efecto momentum significativo durante el periodo objeto de estudio desde enero de 1973 hasta mayo de 2004.

La primera de las técnicas que se han utilizado es el análisis bootstrap, empleada en la literatura para discriminar si las rentabilidades de las estrategias de momentum provienen de la dispersión en sección cruzada de los títulos o de la serie temporal.

Los resultados obtenidos, en línea con la literatura, se han mostrado dependientes del método utilizado (con y sin reemplazamiento) impidiendo la extracción de conclusiones incuestionables, dada la existencia de sesgos en ambos procedimientos y la ausencia de guías específicas para la elección entre alternativas. Sin embargo, en nuestra opinión, para el problema analizado y el número de observaciones disponibles, el sesgo derivado del tamaño muestral es claramente menos importante que el sesgo de repetición que induce claramente el procedimiento con reemplazamiento, como se ha podido observar en el análisis realizado. Ello nos lleva a concluir que las rentabilidades de momentum, en todo o en parte, no resultan compatibles con explicaciones basadas en factores de riesgo omitidos.

Además, la utilización de las diversas técnicas de dominación estocástica utilizadas (el contraste KS, el contraste DDy el contraste MCSD) han permitido llegar a la misma de que la cartera ganadora domina estocásticamente a la perdedora, por lo que este resultado no es compatible con modelos de valoración generales desarrollados para inversores aversos al riesgo. Este hecho nos llevaría a plantearnos las teorías de comportamiento como la causa más probable de, al menos, parte de las rentabilidades anormales de las estrategias de momentum, sin olvidar que los resultados obtenidos con la dominación estocástica no descartan otras posibles causas como los elevados costes de transacción que pueden hacer que las estrategias de momentum no sean implementables en la práctica (Lesmond, Schill y Zhou 2004) o que las rentabilidades provengan por diferencias en liquidez entre los títulos ganadores y perdedores.

REFERENCIAS

- Ang, A. Chen, J. Xing, Y. (2002) "Downside risk and the momentum effect" Marshall School of Business Working paper.
- 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.
- Barret G. S. Donald (2003) "Consistent test for stochastic dominance", *Econometrica* 71, 1, 71-104.
- Chordia, T. Shivakumar, L. (2002) "Momentum, business cycle and time varying expected returns" *Journal of Finance*, 57, 985 – 1019.
- Chow K.V. (2001) "Marginal conditional stochastic dominance, statistical inference and measuring portfolio performance" *Journal of Financial Research* pp 289-307.
- 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.
- Conrad, J. Kaul, G. (1989) "Mean reversion in short horizon expected returns" *Review of Financial Studies*, 2, (2) pp 225 – 240.
- Conrad, J. Kaul, G. (1998) "An anatomy of trading strategies" *Review of Financial Studies*, 11, 489 – 519.
- Daniel, K. Hirshleifer, D. Subrahmanyam, A. (1998) "Investor psychology and security market under and overreactions" *Journal of Finance*, 53, pp 1839 – 1885.
- Davidson, R. Duclois, J. Y. (2000) "Statistical inference for stochastic dominance and for the measurement of poverty and inequality", *Econometrica*, 68, pp 1435 – 1464.
- Fama, E. F. French K. R. (1996) "Multifactor explanation of asset pricing anomalies" *Journal of Finance*, 51, (1), pp 55 – 84.
- Fong W.M, W.K.Wong H.H Lean (2005) "International momentum strategies: a stochastic dominance approach", *Journal of Financial Markets* 8, pp 89-109.
- Forner C., Marhuenda J. (2004) "Momentum Returns in the Spanish Stock Market: Model Misspecification or Investor Irrationality?" . EFMA 2004 Basel Meetings Paper. <http://ssrn.com/abstract=492303>
- Forner, C. Marhuenda, J. (2003a) "Contrarian and momentum strategies in the Spanish stock market" *European Financial Management*, 9, 67 – 88.
- Forner, C. Marhuenda, J. (2003 b) "El efecto momentum en el mercado español de acciones" Instituto Valenciano de Investigaciones Económicas Working paper.
- Glaser, M. Weber, M. (2001) "Momentum and turnover: Evidence from the German Stock market" Universitat Mannheim Working paper.

Griffin J.M, Ji X., Martin J.S. (2003) “Momentum investing and business cycle risk: evidence from pole to pole” *Journal of Finance*, 58, 2515-2548.

Hameed, A., Kusunadi, Y. (2002) “Momentum strategies: Evidence from pacific basin stock markets” *Journal of Financial Research*, 25, pp 383 – 397.

Harvey, C. R. Siddique, A. (2000) “Conditional Skewness in asset pricing tests” *Journal of Finance* Vol 55 N° 3 pp 1263 – 1295.

Hon, M. T. Tonks, I. (2003) “Momentum in the United Kingdom stock market” *Journal of Multinational Financial Management*, 13, 43 –70.

Hong, H. Stein, J. C. (1999) “An unified Theory of underreaction, momentum trading and overreaction in asset markets” *Journal of Finance*, 54, 2143 – 2184.

Jegadeesh, N. Titman, S. (2002) “Cross sectional and time series determinants of momentum returns” *Review of Financial Studies*, 15, (1), pp 143 – 158.

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.

Karolyi, G. A. Kho, B-C. (2004) “Momentum strategies: Some Bootstrap tests” *Journal of Empirical Finance*, 11, pp 509 – 536

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.

Levy H., 1998, *Stochastic Dominance: Investment Decision Making Under Uncertainty*.(Kluwer. Boston).

Lo, A. W. Mackinlay, A. C. (1990) “Data snooping biases in tests of financial asset pricing models” *Review of Financial Studies*, 3, (3), pp 431 – 468.

Lyon, J.D. Barber, B.M. Tsai, C. (1999) “Improved methods for test of long-run abnormal stock returns” *Journal of Finance*, 54, 165 – 201.

Muga, L., Santamaría, R. (2004) “Momentum: Características y estabilidad temporal. Resultados para la bolsa española” *Universidad Pública de Navarra Working Paper.DT 63/04*

Muga, L., Santamaría, R. (2005 a) “Momentum effect in Latin American Emerging Markets” *Universidad Pública de Navarra Working Paper.DT 70/05*

Muga, L, Santamaría R. (2005 b) “Riesgo asimétrico y efecto momentum. Evidencia empírica en el mercado de valores español” Universidad Pública de Navarra Working Paper.DT72-05

Newey, W. K. West, K. D. (1987) “A simple positive definite, heteroskedasticity and autocorrelation consistent matrix” *Econometrica*, 55, 703 – 705.

Rouwenhorst, K. G. (1999) “Local return factors and turnover in emerging stocks markets” *Journal of Finance*, 54, pp 1439-1464.

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.

Shalit, H. Yitzhaki, S. (1994) “Marginal conditional stochastic dominance” *Management Science*, 40, 5, pp 670 – 684.

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

TABLA 1: Efecto momentum en tiempo de calendario 1973 – 2004

*Esta tabla recoge las rentabilidades mensuales de las 16 carteras de ganadores, perdedores, y estrategias de momentum, medidas en tiempo de calendario, para el periodo enero de 1973 mayo de 2004 en el mercado español. J, hace referencia al periodo de formación y K hace referencia al periodo de mantenimiento. El signo * destaca las rentabilidades que resultan significativas con un nivel de significación del 5% según el estadístico t.*

	K	3	6	9	12
J	Ganadores	0,898 *	0,990 *	0,986 *	0,998 *
3	Perdedores	-0,052	-0,080	-0,057	-0,047
	Momentum	0,950 *	1,070 *	1,043 *	1,045 *
6	Ganadores	1,191 *	1,146 *	1,126 *	1,059 *
	Perdedores	-0,191	-0,182	-0,184	-0,103
	Momentum	1,383 *	1,329 *	1,310 *	1,162 *
9	Ganadores	1,389 *	1,360 *	1,234 *	1,118 *
	Perdedores	-0,213	-0,328	-0,240	-0,142
	Momentum	1,603 *	1,689 *	1,474 *	1,261 *
12	Ganadores	1,330 *	1,244 *	1,110 *	0,975 *
	Perdedores	-0,396	-0,341	-0,206	-0,116
	Momentum	1,726 *	1,586 *	1,317 *	1,091 *

TABLA 2: Efecto momentum en tiempo de evento 1973 - 2004

Esta tabla recoge las rentabilidades mensuales de las 16 carteras de ganadores, perdedores, y estrategias de momentum, medidas en tiempo de evento, para el periodo enero de 1973 mayo de 2004 en el mercado español. J, hace referencia al periodo de formación y K hace referencia al periodo de mantenimiento. El signo * destaca las rentabilidades que resultan significativas con un nivel de significación del 5% según el estadístico t corregido por el procedimiento de Newey West.(NW) o el procedimiento bootstrap propuesto por Lyon, Barber y Tsai (1999) (B).

	K	3	NW	B	6	NW	B	9	NW	B	12	NW	B
J	Ganadores	0,922	*		0,966	*	#	0,946	*	#	0,936	*	*
3	Perdedores	-0,063			-0,114			-0,112			-0,138		
	Momentum	0,986	*	*	1,080	*	*	1,059	*	*	1,074	*	*
6	Ganadores	1,230	*	*	1,135	*	*	1,099	*	*	1,004	*	*
	Perdedores	-0,163			-0,194			-0,236			-0,184		
	Momentum	1,393	*	*	1,329	*	*	1,335	*	*	1,188	*	*
9	Ganadores	1,403	*	*	1,334	*	*	1,183	*	*	1,046		*
	Perdedores	-0,210			-0,369			-0,308			-0,219		
	Momentum	1,614	*	*	1,703	*	*	1,492	*	*	1,266	*	*
12	Ganadores	1,365	*	*	1,225	*	*	1,074	*	*	0,924	*	*
	Perdedores	-0,420			-0,379			-0,263			-0,182		
	Momentum	1,786	*	*	1,605	*	*	1,337	*	*	1,106	*	*

TABLA 3: Efecto momentum en tiempo de calendario 1992 2000

*Esta tabla recoge las rentabilidades mensuales de las 16 estrategias de momentum, medidas en tiempo de calendario, para el periodo enero de 1992 a diciembre de 2000 en el mercado español para los 72 títulos seleccionados en el análisis bootstrap. J, hace referencia al periodo de formación y K hace referencia al periodo de mantenimiento. Los signos ** y * destacan las rentabilidades que resultan significativas con un nivel de significación del 5% y del 10% según el estadístico t.*

	K=3	K=6	K=9	K=12
J = 3	0,443	0,588	0,743 *	0,763 **
J=6	0,776	1,114 **	1,077 **	0,912 **
J=9	1,240 *	1,301 **	1,193 **	0,964 *
J=12	1,184 *	1,231 *	0,927	0,694

TABLA 4: Análisis bootstrap

Esta tabla recoge las rentabilidades medias simuladas expresadas en % mensual para las 16 estrategias de momentum con los procedimientos bootstrap con y sin reemplazamiento para los diferentes modelos generadores de rentabilidades utilizados en el trabajo. Además se recogen los correspondientes p valor 1 que indica la proporción de simulaciones en las que se ha obtenido una rentabilidad menor que 0 para una estrategia en concreto y p valor 2 que indica la proporción de simulaciones para las que se ha obtenido una rentabilidad mayor que la real.

PANEL A: Paseo aleatorio con deriva

		BOOTSTRAP CON REEMPLAZAMIENTO				BOOTSTRAP SIN REEMPLAZAMIENTO			
		K=3	K=6	K=9	K=12	K=3	K=6	K=9	K=12
J=3	Media	0,477	0,481	0,512	0,502	0,126	0,127	0,138	0,138
	P valor 1	(0,154)	(0,100)	(0,042)	(0,064)	(0,378)	(0,332)	(0,302)	(0,256)
	P valor 2	(0,520)	(0,372)	(0,226)	(0,220)	(0,190)	(0,048)	(0,016)	(0,002)
J=6	Media	0,605	0,634	0,589	0,651	0,152	0,134	0,104	0,118
	P valor 1	(0,156)	(0,112)	(0,098)	(0,052)	(0,360)	(0,378)	(0,370)	(0,348)
	P valor 2	(0,378)	(0,148)	(0,136)	(0,268)	(0,076)	(0,006)	(0,002)	(0,006)
J=9	Media	0,743	0,768	0,768	0,775	0,106	0,099	0,119	0,144
	P valor 1	(0,100)	(0,064)	(0,062)	(0,040)	(0,402)	(0,406)	(0,370)	(0,336)
	P valor 2	(0,202)	(0,168)	(0,200)	(0,336)	(0,000)	(0,002)	(0,002)	(0,010)
J=12	Media	0,823	0,845	0,844	0,817	0,128	0,129	0,143	0,133
	P valor 1	(0,078)	(0,076)	(0,062)	(0,044)	(0,354)	(0,382)	(0,348)	(0,362)
	P valor 2	(0,248)	(0,230)	(0,406)	(0,578)	(0,008)	(0,006)	(0,012)	(0,048)

PANEL B: Paseo aleatorio con deriva y autocorrelación y correlación cruzada.

		BOOTSTRAP CON REEMPLAZAMIENTO				BOOTSTRAP SIN REEMPLAZAMIENTO			
		K=3	K=6	K=9	K=12	K=3	K=6	K=9	K=12
J=3	Media	0,572	0,539	0,505	0,500	0,196	0,158	0,145	0,133
	P valor 1	(0,118)	(0,076)	(0,060)	(0,052)	(0,328)	(0,296)	(0,298)	(0,274)
	P valor 2	(0,588)	(0,358)	(0,250)	(0,272)	(0,266)	(0,078)	(0,012)	(0,006)
J=6	Media	0,708	0,655	0,655	0,648	0,193	0,143	0,109	0,119
	P valor 1	(0,116)	(0,112)	(0,056)	(0,068)	(0,328)	(0,348)	(0,374)	(0,362)
	P valor 2	(0,438)	(0,190)	(0,180)	(0,276)	(0,074)	(0,006)	(0,002)	(0,006)
J=9	Media	0,764	0,722	0,736	0,751	0,124	0,148	0,132	0,082
	P valor 1	(0,086)	(0,094)	(0,070)	(0,090)	(0,390)	(0,338)	(0,362)	(0,424)
	P valor 2	(0,190)	(0,168)	(0,180)	(0,320)	(0,010)	(0,006)	(0,004)	(0,008)
J=12	Media	0,845	0,856	0,837	0,835	0,125	0,138	0,104	0,087
	P valor 1	(0,080)	(0,066)	(0,066)	(0,042)	(0,418)	(0,352)	(0,390)	(0,420)
	P valor 2	(0,276)	(0,276)	(0,412)	(0,580)	(0,016)	(0,004)	(0,020)	(0,044)

TABLA 4: Análisis bootstrap (Continuación)**PANEL C: Modelo Fama French.**

		BOOTSTRAP CON REEMPLAZAMIENTO				BOOTSTRAP SIN REEMPLAZAMIENTO			
		K=3	K=6	K=9	K=12	K=3	K=6	K=9	K=12
J=3	Media	0,390	0,391	0,458	0,497	0,071	0,071	0,160	0,189
	P valor 1	(0,182)	(0,134)	(0,058)	(0,034)	(0,416)	(0,424)	(0,226)	(0,146)
	P valor 2	(0,442)	(0,284)	(0,174)	(0,180)	(0,152)	(0,028)	(0,008)	(0,006)
J=6	Media	0,504	0,559	0,702	0,655	0,043	0,144	0,245	0,209
	P valor 1	(0,174)	(0,080)	(0,032)	(0,030)	(0,420)	(0,364)	(0,198)	(0,212)
	P valor 2	(0,328)	(0,090)	(0,176)	(0,242)	(0,024)	(0,004)	(0,000)	(0,004)
J=9	Media	0,816	0,831	0,837	0,764	0,233	0,304	0,283	0,203
	P valor 1	(0,038)	(0,026)	(0,026)	(0,030)	(0,256)	(0,172)	(0,164)	(0,204)
	P valor 2	(0,188)	(0,152)	(0,194)	(0,320)	(0,006)	(0,004)	(0,002)	(0,006)
J=12	Media	0,994	0,973	0,882	0,780	0,364	0,324	0,222	0,119
	P valor 1	(0,028)	(0,026)	(0,024)	(0,036)	(0,170)	(0,142)	(0,226)	(0,346)
	P valor 2	(0,338)	(0,294)	(0,452)	(0,570)	(0,022)	(0,002)	(0,012)	(0,022)

PANEL D: Modelo Fama French con autocorrelación y correlación cruzada.

		BOOTSTRAP CON REEMPLAZAMIENTO				BOOTSTRAP SIN REEMPLAZAMIENTO			
		K=3	K=6	K=9	K=12	K=3	K=6	K=9	K=12
J=3	Media	0,256	0,316	0,450	0,491	-0,043	0,039	0,146	0,164
	P valor 1	(0,246)	(0,164)	(0,072)	(0,024)	(0,578)	(0,436)	(0,276)	(0,194)
	P valor 2	(0,294)	(0,214)	(0,168)	(0,154)	(0,090)	(0,018)	(0,006)	(0,000)
J=6	Media	0,441	0,595	0,696	0,666	-0,034	0,170	0,222	0,220
	P valor 1	(0,196)	(0,100)	(0,030)	(0,030)	(0,554)	(0,326)	(0,222)	(0,174)
	P valor 2	(0,256)	(0,106)	(0,160)	(0,236)	(0,012)	(0,002)	(0,004)	(0,004)
J=9	Media	0,789	0,795	0,873	0,776	0,179	0,282	0,300	0,222
	P valor 1	(0,068)	(0,030)	(0,008)	(0,018)	(0,314)	(0,198)	(0,156)	(0,186)
	P valor 2	(0,206)	(0,142)	(0,196)	(0,310)	(0,006)	(0,004)	(0,004)	(0,008)
J=12	Media	0,964	0,975	0,864	0,779	0,338	0,309	0,253	0,158
	P valor 1	(0,024)	(0,018)	(0,024)	(0,032)	(0,176)	(0,176)	(0,206)	(0,292)
	P valor 2	(0,320)	(0,278)	(0,428)	(0,556)	(0,018)	(0,004)	(0,018)	(0,038)

PANEL E: Modelo Fama French condicional.

		BOOTSTRAP CON REEMPLAZAMIENTO				BOOTSTRAP SIN REEMPLAZAMIENTO			
		K=3	K=6	K=9	K=12	K=3	K=6	K=9	K=12
J=3	Media	0,621	0,418	0,535	0,639	0,292	0,095	0,239	0,328
	P valor 1	(0,076)	(0,114)	(0,030)	(0,014)	(0,204)	(0,352)	(0,130)	(0,028)
	P valor 2	(0,654)	(0,314)	(0,212)	(0,322)	(0,318)	(0,040)	(0,012)	(0,004)
J=6	Media	0,528	0,583	0,772	0,828	0,128	0,149	0,353	0,391
	P valor 1	(0,124)	(0,072)	(0,012)	(0,002)	(0,374)	(0,342)	(0,104)	(0,042)
	P valor 2	(0,278)	(0,290)	(0,204)	(0,372)	(0,052)	(0,004)	(0,006)	(0,016)
J=9	Media	0,849	0,909	0,892	0,877	0,305	0,411	0,402	0,402
	P valor 1	(0,034)	(0,018)	(0,022)	(0,012)	(0,246)	(0,108)	(0,108)	(0,058)
	P valor 2	(0,204)	(0,176)	(0,222)	(0,408)	(0,010)	(0,002)	(0,016)	(0,034)
J=12	Media	1,175	1,101	0,912	1,093	0,564	0,472	0,496	0,321
	P valor 1	(0,002)	(0,006)	(0,010)	(0,004)	(0,056)	(0,090)	(0,054)	(0,138)
	P valor 2	(0,464)	(0,392)	(0,634)	(0,710)	(0,048)	(0,012)	(0,082)	(0,110)

TABLA 4: Análisis bootstrap (Continuación)**PANEL F: Modelo Fama French condicional con autocorrelación y correlación cruzada.**

		BOOTSTRAP CON REEMPLAZAMIENTO				BOOTSTRAP SIN REEMPLAZAMIENTO			
		K=3	K=6	K=9	K=12	K=3	K=6	K=9	K=12
J=3	Media	0,499	0,356	0,538	0,619	0,261	0,065	0,247	0,332
	P valor 1	(0,120)	(0,126)	(0,026)	(0,006)	(0,254)	(0,390)	(0,130)	(0,040)
	P valor 2	(0,556)	(0,221)	(0,232)	(0,284)	(0,326)	(0,034)	(0,016)	(0,012)
J=6	Media	0,438	0,591	0,778	0,787	0,048	0,169	0,358	0,417
	P valor 1	(0,186)	(0,070)	(0,014)	(0,002)	(0,476)	(0,326)	(0,116)	(0,044)
	P valor 2	(0,231)	(0,134)	(0,214)	(0,314)	(0,034)	(0,006)	(0,008)	(0,014)
J=9	Media	0,840	0,933	1,007	0,927	0,320	0,447	0,540	0,449
	P valor 1	(0,040)	(0,008)	(0,002)	(0,004)	(0,214)	(0,106)	(0,038)	(0,058)
	P valor 2	(0,214)	(0,194)	(0,294)	(0,471)	(0,008)	(0,006)	(0,008)	(0,042)
J=12	Media	1,153	1,075	1,007	0,965	0,557	0,502	0,469	0,360
	P valor 1	(0,002)	(0,004)	(0,004)	(0,010)	(0,068)	(0,074)	(0,072)	(0,112)
	P valor 2	(0,452)	(0,372)	(0,564)	(0,752)	(0,064)	(0,022)	(0,091)	(0,126)

TABLA 5: Dominio estocástico KS test

La segunda columna de la presente tabla muestra los p valores para la hipótesis nula de que la cartera de ganadores domina a la de perdedores para el segundo orden de dominio estocástico para todas las estrategias de momentum tenidas en cuenta para el periodo comprendido entre enero de 1973 y mayo de 2004, mientras que la tercera columna muestra los p valores para la hipótesis contrapuesta, la cartera de perdedores domina a la de ganadores para el segundo orden de dominio estocástico. Las columnas cuarta y quinta muestran los mismos resultados que la segunda y tercera para el tercer orden de dominio estocástico.

JxK	s=2		s=3	
	W>L	L>W	W>L	L>W
3x3	0,556	0,001	0,480	0,004
3x6	0,556	0,000	0,542	0,002
3x9	0,569	0,000	0,538	0,002
3x12	0,581	0,000	0,557	0,001
6x3	0,569	0,000	0,484	0,000
6x6	0,559	0,000	0,487	0,000
6x9	0,557	0,000	0,497	0,000
6x12	0,588	0,000	0,567	0,000
9x3	0,550	0,000	0,474	0,000
9x6	0,568	0,000	0,493	0,000
9x9	0,585	0,000	0,510	0,000
9x12	0,597	0,000	0,514	0,000
12x3	0,550	0,000	0,484	0,000
12x6	0,557	0,000	0,560	0,000
12x9	0,572	0,000	0,556	0,000
12x12	0,589	0,000	0,562	0,000

TABLA 6: Dominio estocástico DD test

La segunda columna de la presente tabla muestra los p valores para la hipótesis nula de que la cartera de ganadores domina a la de perdedores para el segundo orden de dominio estocástico para todas las estrategias de momentum tenidas en cuenta para el periodo comprendido entre enero de 1973 y mayo de 2004, mientras que la tercera columna muestra los p valores para la hipótesis contrapuesta, la cartera de perdedores domina a la de ganadores para el segundo orden de dominio estocástico. Las columnas cuarta y quinta muestran los mismos resultados que la segunda y tercera para el tercer orden de dominio estocástico.

JxK	s=2		s=3	
	W>L	L>W	W>L	L>W
3x3	0,683	0,007	0,678	0,061
3x6	0,680	0,004	0,373	0,039
3x9	0,679	0,006	0,672	0,041
3x12	0,680	0,005	0,674	0,033
6x3	0,676	0,000	0,669	0,009
6x6	0,679	0,000	0,675	0,012
6x9	0,677	0,000	0,674	0,011
6x12	0,678	0,001	0,673	0,015
9x3	0,670	0,000	0,672	0,003
9x6	0,674	0,000	0,671	0,001
9x9	0,677	0,000	0,668	0,004
9x12	0,677	0,000	0,668	0,007
12x3	0,672	0,000	0,662	0,001
12x6	0,671	0,000	0,660	0,003
12x9	0,670	0,000	0,660	0,008
12x12	0,669	0,001	0,662	0,014

TABLA 7: Test de Chow

En la presente tabla se muestran los valores del estadístico $z^{k-l}(\tau_i)$ en donde k hace referencia a la cartera de títulos ganadores y l hace referencia a la cartera de títulos perdedores e i hace referencia al decil de la distribución de la cartera de mercado, utilizada como referencia. Valores suficientemente grandes del estadístico hacen que se rechace la hipótesis nula de que los ganadores no dominan a los perdedores, siendo el valor crítico al 1% de 3,1.

JxK	$Z^{k-l}(\tau_i)$									
	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
3x3	1,01	2,39	3,09	3,58	3,83	4,36	4,34	3,39	3,49	3,40
3x6	1,45	2,25	3,10	3,82	4,20	4,84	5,31	4,67	4,66	4,69
3x9	1,59	2,60	3,17	3,93	4,10	4,80	5,62	5,20	5,09	5,15
3x12	2,06	3,10	3,58	4,27	4,83	5,53	6,37	5,97	5,95	5,80
6x3	1,91	2,46	3,20	3,76	4,03	4,67	5,28	4,69	4,47	4,49
6x6	1,62	2,10	2,64	3,39	3,53	4,19	5,05	4,75	4,66	4,75
6x9	1,74	2,56	2,97	3,68	4,02	4,70	5,64	5,35	5,30	5,22
6x12	1,64	2,53	2,87	3,58	4,09	4,80	5,78	5,46	5,50	5,09
9x3	1,66	2,60	3,35	4,18	4,39	4,95	5,64	5,19	4,96	5,03
9x6	1,94	2,93	3,52	4,36	4,82	5,45	6,27	5,96	5,88	5,82
9x9	1,70	2,77	3,20	3,97	4,47	5,13	5,99	5,69	5,72	5,47
9x12	1,65	2,54	2,90	3,60	4,15	4,79	5,73	5,42	5,45	4,93
12x3	2,04	3,28	3,62	4,34	4,70	5,29	5,97	5,49	5,38	5,28
12x6	1,74	2,87	3,18	3,88	4,26	4,86	5,57	5,31	5,43	5,19
12x9	1,45	2,41	2,64	3,32	3,62	4,20	5,03	4,77	4,90	4,51
12x12	1,35	2,14	2,23	2,81	3,21	3,79	4,62	4,41	4,41	3,87

TABLA 8: Test de Chow. Ganadores y perdedores

En el panel A de la presente tabla se muestran los valores del estadístico $z^k(\tau_i)$ en donde k hace referencia a la cartera de títulos ganadores e i hace referencia al decil de la distribución de la cartera de mercado, utilizada como referencia. Valores suficientemente grandes del estadístico hacen que se rechace la hipótesis nula de que los ganadores no dominan al mercado, siendo el valor crítico al 1% de 3,1. De forma similar se presentan en el panel B de la presente tabla los resultados para el estadístico $z^l(\tau_i)$

Panel A: Dominio de ganadores frente al mercado

JxK	$Z^k(\tau_i)$									
	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
3x3	-0,63	-0,33	0,65	0,76	1,06	0,95	0,98	0,42	1,11	1,15
3x6	-0,83	-0,94	0,27	0,55	0,88	0,88	1,25	0,96	1,75	1,79
3x9	-0,75	-0,68	0,31	0,60	0,76	0,75	1,29	1,09	1,90	1,92
3x12	-0,54	-0,46	0,39	0,63	1,03	0,98	1,53	1,35	2,27	2,12
6x3	-0,09	-0,10	1,01	1,39	1,90	1,88	2,21	1,88	2,63	2,57
6x6	-0,26	-0,41	0,59	1,10	1,37	1,47	2,12	1,85	2,62	2,53
6x9	-0,20	-0,13	0,59	1,06	1,37	1,47	2,20	1,91	2,78	2,58
6x12	-0,52	-0,27	0,35	0,82	1,25	1,34	2,07	1,79	2,71	2,32
9x3	0,19	0,80	1,87	2,37	2,79	2,91	3,36	3,01	3,72	3,60
9x6	0,27	0,70	1,49	2,14	2,67	2,86	3,46	3,19	3,99	3,68
9x9	-0,16	0,41	1,00	1,61	2,17	2,34	2,98	2,71	3,54	3,16
9x12	-0,38	0,09	0,62	1,20	1,76	1,90	2,55	2,32	3,11	2,61
12x3	0,34	1,03	1,55	2,06	2,46	2,62	3,10	2,71	3,48	3,15
12x6	-0,16	0,37	0,86	1,44	1,98	2,13	2,66	2,52	3,37	2,91
12x9	-0,49	-0,12	0,34	0,95	1,40	1,52	2,14	1,98	2,78	2,35
12x12	-0,69	-0,41	-0,06	0,42	0,85	0,98	1,59	1,49	2,16	1,65

Panel B: Dominio de perdedores frente al mercado

JxK	$Z^l(\tau_i)$									
	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
3x3	-1,76	-3,01	-2,90	-3,42	-3,41	-3,95	-3,93	-3,37	-2,91	-2,85
3x6	-2,19	-3,03	-2,96	-3,45	-3,46	-3,98	-4,15	-3,77	-3,11	-3,12
3x9	-2,32	-3,24	-3,00	-3,45	-3,38	-3,94	-4,21	-3,90	-3,15	-3,13
3x12	-2,48	-3,40	-3,21	-3,58	-3,64	-4,12	-4,36	-4,09	-3,34	-3,18
6x3	-2,31	-2,88	-2,94	-3,28	-3,09	-3,74	-4,17	-3,76	-2,99	-3,02
6x6	-2,17	-2,77	-2,70	-3,13	-2,96	-3,56	-4,00	-3,81	-3,12	-3,22
6x9	-2,26	-3,08	-3,00	-3,35	-3,36	-3,88	-4,30	-4,13	-3,40	-3,38
6x12	-2,13	-2,97	-2,91	-3,25	-3,32	-3,82	-4,19	-4,03	-3,35	-3,13
9x3	-2,21	-2,85	-2,85	-3,45	-3,21	-3,73	-4,16	-3,83	-3,03	-3,06
9x6	-2,46	-3,31	-3,31	-3,78	-3,77	-4,21	-4,64	-4,43	-3,71	-3,73
9x9	-2,29	-3,20	-3,20	-3,61	-3,62	-4,09	-4,45	-4,24	-3,62	-3,48
9x12	-2,21	-3,02	-2,98	-3,31	-3,36	-3,80	-4,19	-3,98	-3,41	-3,11
12x3	-2,58	-3,55	-3,50	-3,97	-3,97	-4,41	-4,82	-4,49	-3,74	-3,76
12x6	-2,39	-3,38	-3,40	-3,78	-3,70	-4,16	-4,52	-4,25	-3,71	-3,64
12x9	-2,13	-3,07	-3,01	-3,35	-3,25	-3,71	-4,09	-3,85	-3,39	-3,17
12x12	-2,00	-2,85	-2,73	-3,04	-3,07	-3,49	-3,87	-3,65	-3,17	-2,86