

EL EFECTO MOMENTUM EN EL MERCADO ESPAÑOL DE ACCIONES*

Carlos Forner y Joaquín Marhuenda**

WP-EC 2003-14

Correspondencia a: Carlos Forner Rodríguez, Departamento de Economía Financiera, Contabilidad y Marketing, Universidad de Alicante, Campus San Vicente del Raspeig, 03071 ALICANTE, Tel.: 965 90 36 11, Fax: 965 90 36 21, E-mail: Carlos.Forner@ua.es

Editor: Instituto Valenciano de Investigaciones Económicas, S.A.

Primera Edición Julio 2003

Depósito Legal: V-3470-2003

Los documentos de trabajo del IVIE ofrecen un avance de los resultados de las investigaciones económicas en curso, con objeto de generar un proceso de discusión previo a su remisión a las revistas científicas.

* Los autores desean agradecer a Gonzalo Rubio, Belén Nieto y Raúl Iñiguez las facilidades concedidas para disponer de su base de datos sin la que este trabajo no hubiera sido posible. Los autores desean asimismo agradecer el apoyo prestado por el *Instituto Alicantino de Cultura Juan Gil-Albert*. Este trabajo ha recibido financiación de la Dirección General de Investigación del Ministerio de Ciencia y Tecnología (Proyecto BEC2002-03797).

** Dpto. Economía Financiera, Contabilidad y Marketing. Universidad de Alicante.

EL EFECTO MOMENTUM EN EL MERCADO ESPAÑOL DE ACCIONES

Carlos Forner y Joaquín Marhuenda

RESUMEN

El efecto momentum es quizás uno de los enigmas más desconcertantes a los que se enfrenta hoy en día la investigación relativa al mercado de capitales. Sin embargo, dicho fenómeno ha acaparado escasa atención en el mercado español. En este trabajo se presenta un minucioso análisis de los beneficios del momentum en este mercado, realizando un especial hincapié en el estudio de las posibles fuentes que pueden estar ocasionándolo. Consistente con la evidencia obtenida en otros mercados, la estrategia de momentum proporciona importantes beneficios que no pueden ser explicados ni por la dispersión en la sección cruzada de las rentabilidades esperadas ni por una autocorrelación positiva en el/los factor/es que genera/n las rentabilidades. El origen de dicho fenómeno parece estar más bien en una autocorrelación positiva en el componente específico de las rentabilidades, lo cual cuestiona seriamente la hipótesis de eficiencia del mercado. Por otra parte, el efecto momentum detectado en este mercado presenta una serie de características que lo diferencian del existente en otros países, proporcionándole, en cierta medida, una entidad propia. Así, el momentum no parece persistir en la década de los noventa y tampoco presenta una estacionalidad negativa en el mes de enero.

Palabras clave: momentum, eficiencia del mercado, infra-reacción.

Clasificación JEL: G14, G11, G12

ABSTRACT

The momentum effect is perhaps one of the most embarrassing puzzles in the stock market research nowadays. However, such phenomenon has received scarce attention in the Spanish Market. In this paper, we present a meticulous analysis of the momentum profits in this market, with special concern on its possible sources. Consistent with the evidence obtained in other markets, the momentum strategy yields important profits that can not be explained neither by the cross-section dispersion of the expected returns nor by a positive autocorrelation in the return generating factor/s. Such phenomenon seems to be driven by a positive autocorrelation in the specific return component, which seriously questions the market efficiency hypothesis. Moreover, the momentum effect evidenced in the Spanish market shows some peculiarities that make it different from the existing one in other countries. Specifically, it seems to disappear in the nineties and does not show any seasonality in January.

Keywords: momentum, market efficiency, infra-reaction.

1. Introducción

De entre las estrategias de inversión diseñadas para explotar la incorrecta valoración de activos, probablemente las más sencillas sean aquellas que se basan únicamente en rentabilidades históricas. La evidencia a favor de la eficacia de estas estrategias implica el rechazo de la hipótesis de eficiencia del mercado en su forma débil. En este sentido, en los últimos años varios investigadores han presentado evidencia de que la sección cruzada de las rentabilidades de los títulos es predecible en base a rentabilidades pasadas. Así, DeBondt y Thaler (1985) documentan que los títulos que han sido perdedores durante los últimos tres (cinco) años superan a los títulos ganadores en ese mismo período de tiempo durante los tres (cinco) años siguientes. De forma similar, Jegadeesh (1990) y Lehmann (1990) presentan la misma evidencia para periodos de un mes y una semana, respectivamente¹.

Por el contrario, Jegadeesh y Titman (1993) observan que el patrón en sección cruzada seguido por ganadores y perdedores para horizontes temporales intermedios de tres a doce meses es justo el opuesto al detectado en horizontes a corto y a largo plazo, de manera que la estrategia de inversión consistente en comprar los títulos ganadores y vender los perdedores –conocida como estrategia de momentum²– proporciona beneficios significativos en los siguientes tres a doce meses para la muestra de acciones del NYSE y AMEX durante 1965-89³. Numerosa evidencia se ha publicado desde entonces corroborando la robustez de los resultados obtenidos por Jegadeesh y Titman (1993), dejando patente que este fenómeno no es el resultado de algún tipo de sesgo en el diseño experimental empleado y descartando ampliamente la posibilidad de que no sea más que el resultado del data-snooping. Con relación a este último aspecto varios trabajos han comprobado la existencia de momentum fuera de la muestra original empleada por Jegadeesh y Titman (1993). Así, Jegadeesh y Titman (2001) observan que los beneficios de momentum persisten en Estados Unidos en

¹ Evidencia adicional parece haber puesto de manifiesto que los resultados obtenidos por De Bondt y Thaler (1985) son capturados por el efecto tamaño y el efecto book-to-market, trasladándose en gran medida el debate a demostrar si el efecto *book-to-market* es originado por una sobre-reacción del mercado – Daniel et al. (1998), Barberis et al. (1998) y Hong y Stein (1999) – o por una recompensa por riesgo (*distress factor*) – Fama y French (1993,1996), mientras que los obtenidos por Jegadeesh (1990) y Lehmann (1990) parecen ser explicados por efectos relacionados con la microestructura del mercado.

² Jegadeesh y Titman (1993) aluden a la rentabilidad de las carteras *relative strength* cuando plantea sus propios resultados. La literatura posterior ha tendido a atribuir la descripción de estrategias de momentum a su enfoque.

³ Para el periodo 1941-1964 la estrategia proporciona rentabilidades muy similares al periodo analizado, mientras que para el periodo 1927-1940 las rentabilidades de la estrategia son significativamente menores. Jegadeesh y Titman sugieren que la debilidad de la estrategia en este primer periodo puede tener su origen tanto en la alta volatilidad como en la reversión a la media experimentada por el índice de mercado en este periodo.

la década de los 90 mientras que Rouwenhorst (1998), entre otros, destacan la presencia generalizada de este fenómeno en el ámbito internacional.⁴

Evidencias consistentes con la idea de la existencia de continuación en las rentabilidades ya habían sido observadas en el mercado en contextos diferentes. Entre otros, Latane y Jones (1979) y Bernard y Thomas (1989) observaron que los títulos que anuncian beneficios inesperadamente altos tienden a batir en los seis meses siguientes a aquellos cuyos anuncios han sido inesperadamente bajos. Por tanto, en el mercado se estarían observando pautas de comportamiento similares en las rentabilidades con orígenes diferentes: rentabilidades extremas en el pasado y desviaciones extremas en los beneficios. No obstante, Chan, Jegadeesh y Lakonishok (1996) documentan que si bien el momentum en los precios puede ser explicado parcialmente por el momentum en los beneficios, no llega a ser totalmente subsumido por éste.

Además, esta evidencia de momentum identificada en el ámbito académico es conocida y usada por los inversores del mercado. Así, Grinblatt, Titman y Wermers (1995) y Chen, Jegadeesh y Wermers (2000) indican que la persistencia en el rendimiento de los fondos de inversión es debida en gran medida al uso de simples estrategias de momentum, más que a la capacidad de selección de títulos de sus gestores.⁵

Por tanto, nos encontramos ante una situación en la que se identifica una estrategia de inversión rentable de la que son conscientes tanto académicos como profesionales y que, sorprendentemente, a pesar de esta popularidad persiste en contra del sentido común, dado que el hecho de que se pueda obtener beneficios con una estrategia dada debería suponer el origen de su propia desaparición.

En lo concerniente al mercado español, la evidencia a favor de la existencia de momentum obtenida por Rouwenhorst (1998) en su estudio a nivel europeo, ha sido posteriormente corroborada por Forner y Marhuenda (2003). No obstante, estos dos trabajos dejan algunos aspectos sin resolver. Así, en el estudio de Rouwenhorst (1998) la muestra utilizada está restringida a 111 activos y al periodo 1978-1995, y aparte de controlar por tamaño (un análisis que confirma los resultados originales) no realiza un análisis detallado de las posibles fuentes que pueden generar el *momentum*. Por otra parte, Forner y Marhuenda (2003) aunque amplían la muestra al periodo 1963-1997, simplemente realizan un ajuste por CAPM.

⁴ Rouwenhorst (1998) obtienen evidencia de momentum al considerar una muestra compuesta por doce países europeos, tanto cuando éstos son considerados individualmente como cuando se construye una cartera internacionalmente diversificada. Chui, Titman y Wei (2000) observan que los beneficios del momentum, con la notable excepción de Japón y Corea, también están presentes en los mercados asiáticos. No obstante, Hameed y Kusnadi (2002) encuentran escasa evidencia a favor de este fenómeno en una muestra de seis mercados de capitales asiáticos emergentes. Además, Liew y Vassalou (2000) comprueban la existencia de un fuerte momentum en una muestra procedente de diez países desarrollados, a excepción de Japón e Italia. Finalmente, Liu, Strong y Xu (1999) y Nagel (2001) obtienen evidencia adicional en el mercado del Reino Unido.

⁵ Carhart (1997) argumenta que dicha persistencia no es debida a que los fondos sigan de forma exitosa estrategias de momentum, sino a que mantienen por casualidad fuertes posiciones en los ganadores del último año. En su estudio, Carhart (1997) añade, por primera vez, un factor adicional que representa al momentum al modelo de tres factores de Fama y French (1993).

Dado la escasa evidencia disponible en el mercado español acerca de las estrategias de momentum, este estudio intenta aportar evidencia adicional ampliando la muestra al período 1963-2000 y haciendo especial hincapié en el análisis de las fuentes que pueden estar en el origen de este fenómeno. Además, en el trabajo se realizan ajustes por riesgo usando tanto el CAPM como el modelo de tres factores de Fama y French (1993). Asimismo, se comprueba la robustez de los resultados ante la presencia de no-normalidad. Actuando de esta forma, los resultados obtenidos pueden ayudar a desenmarañar el enigma que envuelve al momentum dado que, como sugieren Fama y French (1996), el hecho de que se verifiquen, o no, los resultados obtenidos con una determinada estrategia en mercados distintos al americano serían un indicador válido de la existencia, o no, de *data snooping*.

De acuerdo con este planteamiento, el trabajo está estructurado de la siguiente manera. En el segundo apartado, se realiza una revisión teórica de las posibles fuentes que pueden estar en el origen de los beneficios del momentum. Seguidamente, se describe tanto la metodología como los datos empleados. En el cuarto apartado, se muestran los resultados de analizar las distintas estrategias de momentum en el mercado español. A continuación, se analizan las posibles fuentes de los beneficios obtenidos por el momentum en este mercado. En el sexto apartado, se analiza la estacionalidad, persistencia y diversificación de la estrategia de momentum y, finalmente, se presentan las conclusiones.

2. ¿De donde proceden los beneficios del momentum?

Aunque la existencia de momentum en la rentabilidad de los títulos parece evidente, está mucho menos claro que puede estar originándolo. En su trabajo, Jegadeesh y Titman (1993) sugieren que, bajo un modelo de generación de rentabilidades de un solo factor donde se permite que éste esté autocorrelacionado, los resultados positivos de esta estrategia pueden tener un triple origen: (i) dispersión en la sección cruzada de las rentabilidades esperadas, (ii) autocorrelación positiva en el factor que genere las rentabilidades, y (iii) autocorrelación positiva en el componente específico de las rentabilidades. Los dos primeros términos hacen referencia a la compensación por el riesgo sistemático soportado y por lo tanto son fuentes de rentabilidad consistentes con el concepto de eficiencia del mercado. Sin embargo, si la alta rentabilidad de la estrategia tiene su origen en la tercera fuente sería evidencia a favor de una ineficiencia del mercado.

Por lo que se refiere a la primera posibilidad, los intentos de explicar los beneficios del momentum a través de la dispersión de las rentabilidades esperadas se han encontrado con serias dificultades. Ni la dispersión en las rentabilidades esperadas con origen en los distintos niveles de riesgo sistemático soportados por los títulos (CAPM), ni la dispersión originada por otras variables que han demostrado tener poder explicativo en la sección cruzada de las rentabilidades como el tamaño y el *book-to-market* parecen poder explicar los elevados beneficios de implementar esta estrategia. Así, Jegadeesh y Titman (1993) demuestran que estos resultados persisten después de controlar por beta y por tamaño. Por su parte, Fama y French (1996) comprueban que si bien su modelo de tres factores es capaz de explicar un gran número de las anomalías detectadas en el CAPM

(incluida la sobre-reacción a largo plazo), éste falla a la hora de explicar los beneficios del momentum. A esta evidencia previa debe añadirse el trabajo de Fama (1998) en el cual se concluye, después de un profundo análisis de la robustez de las metodologías empleadas en el análisis de las distintas anomalías a largo plazo, que sólo dos anomalías permanecen bajo sospecha: la tendencia post-beneficios y el momentum.

La incapacidad tanto del CAPM como del modelo de tres factores de Fama- French a la hora de explicar los beneficios del momentum plantea la posibilidad de que la rentabilidad de esta estrategia refleje realmente una compensación por riesgo no recogida en estos modelos.⁶ En este sentido, Conrad y Kaul (1998) comprueban, sin utilizar ningún modelo de valoración explícito y apoyándose en experimentos de simulación, que los beneficios de momentum son totalmente explicados por la dispersión en la sección cruzada de las rentabilidades esperadas. Sin embargo, los resultados de este trabajo han sido ampliamente refutados. Así, la evidencia de reversión a largo plazo de los beneficios del momentum ya detectada en el trabajo inicial de Jegadeesh y Titman (1993) y posteriormente confirmada en Lee y Swaminathan (2000) y Jegadeesh y Titman (2001) es inconsistente con esta explicación. Además, Grundy y Martin (2001) y Jegadeesh y Titman (2002) observan que los beneficios del momentum permanecen estadística y económicamente significativos después de utilizar la propia rentabilidad media de cada título como variable de control. Asimismo, Jegadeesh y Titman (2002) demuestran que los experimentos de simulación realizados por Conrad y Kaul (1998) sufren un sesgo de muestra pequeña que una vez solventado deja sin validez las conclusiones obtenidas por éstos.

Por lo que respecta al segundo componente, Jegadeesh y Titman (1993) descartan la posibilidad de que el origen del momentum se encuentre en una autocorrelación positiva en el factor que genera las rentabilidades. No obstante, pueden plantearse procesos de generación de la rentabilidad con más de un factor. En este último caso, la evidencia obtenida indica que cuando los factores elegidos son los del modelo de Fama y French (1993) la autocorrelación en éstos no puede explicar la existencia de momentum (Fama y French (1996), Moskowitz y Grinblatt (1999), Grundy y Martin (2001) y Chordia y Shivakumar (2002)).

Sin embargo, estos resultados cambian cuando se consideran factores de industria. Así, Moskowitz y Grinblatt (1999) comprueban la existencia de un fuerte momentum a nivel de índices industriales, robusto a ajustes por tamaño, book-to-market y momentum en los títulos individuales. Además demuestran, que el momentum en los títulos individuales es ampliamente capturado por el momentum en la industria⁷. Trabajos posteriores han confirmado la robustez del momentum en la

⁶ Como indica Fama (1970), uno no puede contrastar la eficiencia del mercado sin contrastar simultáneamente algún modelo de rentabilidades esperadas.

⁷ Estos autores sostienen que después de controlar por el momentum a través de las industrias, no hay momentum en los títulos individuales excepto cuando es utilizado un horizonte de 12 meses a la hora de construir la las carteras de momentum.

industria, pero no que el momentum en los títulos individuales sea totalmente subsumido por éste, Lee y Swaminathan (2000), Grundy y Martin (2001) y Chordia y Shivakumar (2002).⁸

Ante la dificultad de explicar los beneficios del momentum mediante alguna de las dos fuentes previas, la posibilidad de que éstos sean generados por la existencia de una autocorrelación positiva en el componente específico de las rentabilidades ha pasado a ser el centro de atención para numerosos investigadores. Lógicamente, si el origen del momentum se encuentra en este tercer componente, la hipótesis de eficiencia del mercado se vería seriamente cuestionada.

Por tanto, ante esta situación resulta tentador afirmar que el mercado aparentemente no es eficiente y que los precios podrían estar fijándose por agentes irracionales. Así, Jegadeesh y Titman (1993) interpretan su evidencia a favor de una autocorrelación positiva en el componente idiosincrásico de las rentabilidades como una infra-reacción de los inversores a la información específica de la empresa. Esta versión es corroborada por los resultados de Chan, Jegadeesh y Lakonishock (1996) a favor de una infra-reacción a los anuncios de beneficios. La hipótesis de un mercado que tarda un tiempo en asimilar la nueva información, provocando autocorrelaciones positivas a medio plazo en las rentabilidades, junto con la hipótesis de que los precios sobre-reaccionan a largo plazo, ocasionando autocorrelaciones negativas para dicho horizonte, ha sido modelizada en los trabajos de Barberis, Shleifer y Vishny (1998) y Hong y Stein (1999). Bajo estos dos modelos una infra-reacción inicial seguida de una sobre-reacción posterior a la información provoca continuación en las rentabilidades a medio plazo. Finalmente, los precios ajustan dicha sobre-reacción volviendo a sus valores fundamentales y provocando reversión en las rentabilidades a largo plazo. Por otra parte, Daniel, Hirshleifer y Subrahmanyam (1998) proponen un modelo en el que los precios inicialmente sobre-reaccionan a las noticias, y continúan haciéndolo durante un periodo de tiempo (sobre-reacción retardada) hasta que finalmente revierten a sus valores fundamentales, provocando continuación a medio plazo en las rentabilidades y reversión a largo plazo.⁹ Dos de estos modelos, siguiendo la dirección indicada por Fama (1998), han sido contrastados empíricamente por Daniel y Titman (1999) y Hong, Lim y Stein (2000), obteniendo en principio evidencia consistente con los mismos.

⁸ La descomposición de los beneficios del momentum realizada se basa en un modelo que requiere que la rentabilidad de los títulos individuales reaccione de forma instantánea a las realizaciones del factor. Sin embargo, los beneficios del momentum también pueden tener su origen en una reacción retardada al factor/es similar al efecto adelanto-retardo propuesto por Lo y MacKinlay (1990) como explicación parcial a los beneficios de la estrategia contraria a corto plazo. Por este motivo, Jegadeesh y Titman (1993) también realiza una descomposición de los beneficios del momentum suponiendo un modelo de generación de rentabilidades donde se permite que la rentabilidad de los títulos reaccione de forma retardada a las realizaciones del factor, aunque sin obtener evidencia a favor de dicha posibilidad. Por otra parte, Moskowitz y Grinblatt (1999) sostienen que el momentum en la industria no se ve afectado por los posibles efectos adelanto-retardo relacionados con el tamaño, liquidez o efectos microestructura, mientras que Grundy y Martin (2001) defienden que puede haber otras relaciones adelanto-retardo entre los títulos pertenecientes a una industria que originen el momentum.

⁹ El modelo de realimentación positiva (*positive feedback*) de DeLong, Shleifer, Summers y Waldmann (1990) también encaja en esta última interpretación.

No obstante, en los últimos años son abundantes las investigaciones que tratan de explicar la existencia de momentum a través de los dos primeros componentes con la finalidad última de apoyar la validez de la hipótesis de eficiencia. Así, varios trabajos sostienen que el fracaso experimentado al tratar de explicar los beneficios del momentum a través de la dispersión de las rentabilidades esperadas se debe al uso de versiones incondicionales, esto es, rentabilidades esperadas constantes en el tiempo. Estos tratan de demostrar que versiones condicionales de los modelos de valoración, es decir, la consideración de rentabilidades esperadas variables en el tiempo, pueden explicar la existencia de momentum. En esta línea deben destacarse los trabajos de Berk, Green y Naik (1999), Johnson (2002), Chordia y Shivakumar (2002) y Wu (2002).

No obstante, la evidencia empírica acerca de las fuentes del efecto momentum es controvertida y una comprensión completa del origen de los beneficios del momentum está lejos de ser definitiva. Así, como sugieren Chan, Jegadeesh y Lakonishock (1996) la existencia de *momentum* sobresale como uno de los mayores enigmas sin resolver en el mundo de las finanzas.

3. Datos y metodología

3.1. Datos

Los datos utilizados en este trabajo comprenden las rentabilidades mensuales de una muestra de títulos cotizados en el mercado español en el período de tiempo que va de enero de 1963 a diciembre de 2000, un total de 456 meses. El número de títulos que componen la muestra varía a lo largo del periodo considerado pasando de 78 títulos en enero de 1963 a 145 en diciembre de 2000, oscilando entre los 78 y los 149 títulos. Las rentabilidades han sido calculadas utilizando los precios de finales de cada mes y están ajustadas por dividendos, ampliaciones de capital y *splits*. Como referencia del mercado se consideran dos índices que recogen la rentabilidad media de todos los títulos disponibles en la muestra en cada momento del tiempo: uno equiponderado y otro ponderado por la capitalización de cada activo.

Como rentabilidad del activo libre de riesgo se emplea: hasta 1982, el tipo de interés de los préstamos ofrecidos por las instituciones financieras; en el periodo 1982-1988, el equivalente mensual de los tipos de interés a un año de los Pagarés del Tesoro; y desde 1989 se ha cogido el tipo de interés medio de los repos a un mes sobre Bonos del Estado, calculado a partir de la serie histórica del Boletín de la Central de Anotaciones publicada por el Banco de España en su página web.

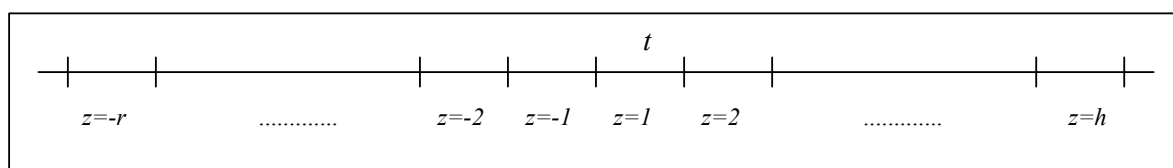
Cuando a la muestra principal le exigimos que esté disponible el correspondiente dato mensual de tamaño y ratio book-to-market, ésta queda restringida al periodo comprendido entre enero del 1982 y diciembre de 2000, un total de 228 meses. El número de títulos que componen esta submuestra varía a lo largo del periodo considerado pasando de 91 títulos en enero de 1982 a 135 en diciembre de 2000, oscilando entre los 81 y los 142 títulos.

Como medida del tamaño de cada activo de la muestra en cada mes se ha utilizado la capitalización bursátil de la empresa, calculada tomando el número de acciones de la empresa en diciembre del año anterior por el precio de las mismas ese mes. En el cálculo del ratio “valor contable-valor de mercado” de cada empresa la información contable ha sido extraída de los balances de situación de cada compañía de la muestra a finales de cada año, información presentada a la Comisión Nacional del Mercado de Valores para el periodo posterior a 1990. Los datos contables del periodo entre 1982 y 1989, se han obtenido a partir de los anexos al Boletín de Cotización publicados trimestralmente por las bolsas de comercio de Madrid, Barcelona, Bilbao y Valencia. El numerador de este ratio para una empresa cualquiera en un determinado mes viene dado por el valor de los recursos propios de la empresa a 31 de diciembre del año anterior y se mantiene constante desde enero hasta diciembre de cada año. El denominador es el dato de tamaño previamente definido para el mes anterior.

3.2. Construcción de las estrategias

Siguiendo al grueso de la literatura sobre momentum, construimos las mismas estrategias de inversión que en el trabajo original de Jegadeesh y Titman (1993). Así, consideramos periodos de formación de $r = 3, 6, 9,$ y 12 meses y consecutivos periodos de mantenimiento de $h = 3, 6, 9,$ y 12 meses, lo que da un total de $16 r \times h$ estrategias. Concretamente, al inicio de cada mes de calendario t , correspondiente al inicio del mes de evento $z = 1$ (fecha de formación), se siguen los siguientes pasos:

a) Seleccionamos todos aquellos títulos que hayan cotizado de forma continua durante los r meses anteriores, periodo de formación ($z = -r, \dots, -1$), y que tengan al menos una cotización en los h meses posteriores: periodo de mantenimiento ($z = 1, 2, \dots, h$).



b) Ordenamos los títulos en función de su rentabilidad acumulada de forma compuesta en el periodo de formación:

$$R_{i,[(t-r):(t-1)]} = \left[\prod_{z=-r}^{-1} (1 + R_{i,t+z}) \right] - 1 \quad (1)$$

c) A partir de esta jerarquización se construyen diez carteras decil equiponderadas. La cartera correspondiente al decil superior es denominada decil ganador (W) y la cartera correspondiente al

decil inferior es denominada decil perdedor (L).

La estrategia de momentum es una inversión autofinanciada que compra la cartera ganadora y vende la perdedora al inicio de cada mes de calendario, manteniendo dicha posición durante un periodo de h meses. Lógicamente, esto supone un solapamiento en los periodos de mantenimiento de las carteras construidas en meses cercanos.

Adicionalmente también se considera un segundo conjunto de estrategias donde se deja transcurrir un mes entre el periodo de formación ($z = -(r+1), \dots, -3, -2$) y el periodo de prueba ($z = 1, 2, \dots, h$), con el fin de eliminar posibles efectos relacionados con la microestructura del mercado que puedan afectar a los resultados.¹⁰

3.3. *Análisis del comportamiento de las estrategias*

A la hora de analizar el comportamiento de estas estrategias de inversión, y de nuevo siguiendo al trabajo original de Jegadeesh y Titman (1993), se utilizan dos técnicas o enfoques distintos: uno en tiempo de calendario y otro en tiempo de evento. Ambos tienen sus ventajas e inconvenientes, de manera que para obtener una foto adecuada y completa del rendimiento de dichas estrategias es conveniente analizarlos conjuntamente.

El enfoque en tiempo de calendario¹¹ consiste en calcular la rentabilidad de la estrategia de momentum en cada mes de calendario t , que no será más que la media de la rentabilidad en ese mes de todos los títulos implicados en la estrategia. Operando de esta manera se obtiene una serie temporal que refleja la rentabilidad obtenida en cada mes de calendario por la estrategia de momentum.

Debe observarse que, en un determinado momento del tiempo, la estrategia de momentum estará formada por las carteras ganadoras y perdedoras construidas en las últimas h fechas de formación. Por tanto, esta estrategia estará compuesta por h carteras ganadoras y h perdedoras y revisará $1/h$ de sus componentes al inicio de cada mes. Por ejemplo, durante el mes de calendario t una estrategia de momentum con periodo de mantenimiento $h = 3$ estará compuesta por las carteras ganadora y perdedora construidas al inicio de los meses $t-2$, $t-1$ y t . Al inicio del siguiente mes de calendario $t+1$, la posición en las carteras ganadora y perdedora construidas al inicio del mes $t-2$ será liquidada y será reemplazada por las nuevas carteras ganadora y perdedora.

¹⁰ Efectos “margen *bid-ask*”, “presión en los precios” y “reacción retardada” que están debajo de la evidencia de Jegadeesh (1990) y Lehmann (1990).

¹¹ Fama (1998) y Lyon, Barber y Tsai (1999) defienden la utilización de esta metodología a la que denominan “*calendar time portfolio method*”. Asimismo, Fama (1998) apoya la utilización de rentabilidades mensuales medias anormales del periodo de prueba en contra de las rentabilidades anormales a largo plazo.

Composición de la estrategia en el mes de calendario t :

Posiciones largas en $P[W, t], P[W, (t-1)], \dots, P[W, (t-h+1)]$

Posiciones cortas en $P[L, t], P[L, (t-1)], \dots, P[L, (t-h+1)]$

Donde $P[W, \tau]$ ($P[L, \tau]$) es la cartera decil ganador (perdedor) construida en la fecha de formación correspondiente al inicio del mes τ .

Para que una estrategia de inversión esté compuesta de sus h carteras son necesarios $[r + (h-1)]$ meses previos, a lo que hay que añadir un mes más si la estrategia salta un mes entre el periodo de formación y el periodo de mantenimiento. Por tanto, la estrategia que más datos previos requiere es la 12×12 que salta un mes entre el periodo de formación y de mantenimiento: un total de 24 meses. Para que la serie temporal de rentabilidades en tiempo de calendario de todas las estrategias analizadas coincida y de esta manera sean directamente comparables, ésta es calculada a partir de enero de 1965 para todas las estrategias, lo cual supone un total de 432 meses.

Antes de obtener la serie de rentabilidades en tiempo de calendario de la estrategia de momentum, primero calculamos la serie de rentabilidades en tiempo de calendario de cada uno de las estrategias de decil, es decir, de cada una de las estrategias de inversión consistentes en comprar al inicio de cada mes los títulos del decil correspondiente:¹²

$$\{R_{D,t}, \quad t = 01/65, 02/65, \dots, 12/00\}; \quad D = W, 2, 3, \dots, 9, L \quad (2)$$

donde $R_{D,t}$ representa la rentabilidad en el mes de calendario t de la estrategia de decil D .¹³ Lógicamente la serie temporal de rentabilidades de calendario de la estrategia de momentum coincide con la diferencia de las series correspondientes a las estrategias de decil ganador y perdedor:¹⁴

$$\begin{aligned} \{R_{Mom,t}, \quad t = 01/65, 02/65, \dots, 12/00\} \\ R_{Mom,t} = R_{W,t} - R_{L,t} \end{aligned} \quad (3)$$

¹² Con objeto de simplificar la notación, prescindimos de añadir a las formulas el superíndice " $r \times h$ " que diferencie a cada una de las estrategias dependiendo de la longitud de los periodos de formación y mantenimiento empleados.

¹³ Con el requisito de que la estrategia esté compuesta de sus h carteras, motivo por el cual el periodo de análisis se ha retardado 24 meses con respecto a la muestra disponible, conseguimos evitar que la estrategia de inversión esté menos diversificada en los primeros meses del periodo de análisis, lo cual podría introducir un problema de heterocedasticidad en la serie de rentabilidades en tiempo de calendario.

¹⁴ Al ser la estrategia de momentum una estrategia de inversión cero, no tiene mucho sentido hablar de "rentabilidad", siendo más correcto hablar de beneficio por unidad monetaria larga. No obstante, para amenizar la redacción, y siguiendo la tónica común en la literatura, utilizaremos el término "rentabilidad".

La rentabilidad mensual de calendario $R_{D,t}$ se puede calcular como una media equiponderada de las rentabilidades de cada uno de los títulos que componen la estrategia en el mes de calendario t . En tal caso estamos suponiendo que las carteras que constituyen la estrategia reajustan su composición mensualmente a lo largo de su periodo de mantenimiento para conservar la equiponderación inicial: carteras de reajuste. Otra posibilidad más complicada de calcular es suponer que las carteras que constituyen la estrategia son mantenidas durante todo el periodo de mantenimiento sin realizar ajuste alguno: carteras de comprar-y-mantener. En tal caso, las carteras perderán su equiponderación inicial en cuanto la rentabilidad de los títulos que las componen difieran, lo cual es lo más probable. En esta segunda opción es necesario obtener previamente el peso de cada uno de los títulos dentro de la estrategia de inversión en cada mes de calendario, lo cual, lógicamente, complica seriamente la computación. No obstante, en este trabajo hemos decidido utilizar carteras de comprar-y-mantener dadas las ventajas que ésta presenta desde el punto de vista de los costes de transacción¹⁵ con respecto a las de reajuste.¹⁶

Acabamos de ver como el enfoque en tiempo de calendario nos permite saber cual es la rentabilidad que obtendríamos en cada mes de calendario si llevásemos a cabo la secuencia de compras y ventas de carteras que recomienda realizar la estrategia de momentum al inicio de cada mes. Sin embargo, también es interesante saber como evoluciona en promedio la rentabilidad de estas carteras a lo largo del periodo de mantenimiento, es decir, un enfoque en tiempo de evento. Para ello se calcula la rentabilidad acumulada por cada cartera en cada uno de los h meses que componen su periodo de mantenimiento, $z = 1, 2, \dots, h$, utilizando para ello el procedimiento de comprar-y-mantener:

$$CR_{P,\lambda} = \frac{\sum_{i=1}^{n_p} \prod_{z=1}^{\lambda} (1 + R_{i,z})}{n_p} - 1; \quad \lambda = 1, \dots, h \quad (4)$$

donde $CR_{P,\lambda}$ es la rentabilidad acumulada por la cartera P en los λ primeros meses del periodo de mantenimiento, n_p es el número de títulos que componen la cartera y $R_{i,z}$ es la rentabilidad experimentada por el título i en el mes z del periodo de mantenimiento. Obsérvese que a lo largo de todo el periodo analizado (01/65-12/00)¹⁷ se construyen un total de 432 carteras para cada decil, dado que éstas son formadas al inicio de cada mes de calendario. Por tanto, para cada decil tendremos una serie de 432 rentabilidades acumuladas:

¹⁵ Obsérvese no obstante, que aunque se empleen carteras de comprar-y-mantener, las estrategias de inversión consideradas son altamente intensivas en costes de transacción ya que al final de cada mes se liquida una cartera y se invierte en otra nueva.

¹⁶ Véase el Apéndice para una descripción analítica de cómo se han calculado las rentabilidades en tiempo de calendario tanto para el caso de carteras de reajuste como de comprar-y-mantener.

¹⁷ Para que los resultados en tiempo de evento sean directamente comparables con los resultados en tiempo de calendario, aquí también comenzamos el análisis el 01/65.

$$\left\{ CR_{P[D,f],\lambda}, f = 1, 2, \dots, 432 \right\}; \quad \lambda = 1, \dots, h \quad (5)$$

$$D = W, 2, 3, \dots, 9, L$$

donde $CR_{P[D,f],\lambda}$ es la rentabilidad acumulada en los λ primeros meses del periodo de mantenimiento de la cartera decil D construida en la fecha de formación f (la cartera $P[D, f]$). Obsérvese que la primera fecha de formación $f = 1$ corresponde al inicio de enero de 1965, la segunda $f = 2$ con el inicio de febrero de 1965 y así sucesivamente. Al igual que antes, la serie de rentabilidades en tiempo de evento de la estrategia de momentum coincide con la diferencia de las series correspondientes a la estrategia decil ganador y perdedor:

$$\left\{ CR_{P[Mom,f],\lambda}, f = 1, 2, \dots, 432 \right\}; \quad \lambda = 1, \dots, h \quad (6)$$

$$CR_{P[Mom,f],\lambda} = CAR_{P[W,f],\lambda} - CAR_{P[L,f],\lambda}$$

Nótese que para las últimas fechas de formación no es posible calcular todas las rentabilidades acumuladas. Así, para las carteras construidas en la última fecha de formación, $f = 432$, correspondiente al inicio de diciembre de 2000, sólo se podrá calcular la rentabilidad acumulada en el primer mes del periodo de mantenimiento, para las construidas en la penúltima, $f = 431$, correspondiente al inicio de noviembre de 2000, sólo se podrá calcular la rentabilidad acumulada en los dos primeros meses y así sucesivamente. Por tanto, únicamente la serie de rentabilidades acumuladas en el primer mes del periodo de mantenimiento, $\lambda = 1$, dispondrá de 432 observaciones, descendiendo este número cuando se consideran rentabilidades acumuladas para un periodo de tiempo superior a un mes. Obsérvese también que para valores de $\lambda > 1$ estas series de rentabilidades acumuladas en tiempo de evento presentan un problema de autocorrelación por construcción que habrá que tener en cuenta a la hora de realizar los posteriores contrastes estadísticos.

Una cuestión importante a considerar es qué sucede cuando un título no cotiza de forma continuada durante el periodo de mantenimiento. Para afrontar este problema la literatura financiera ha propuesto varias alternativas: (i) una opción poco atractiva, ya que puede introducir un sesgo de supervivencia, es exigir a los títulos que coticen de forma ininterrumpida no sólo en el periodo de formación sino también en el de prueba y (ii) otra, que no exige que los títulos coticen de forma ininterrumpida en el periodo de mantenimiento, es sustituir las rentabilidades no disponibles por: (a) la rentabilidad de la cartera de mercado; (b) la rentabilidad de una empresa de control; o, (c) la rentabilidad media del resto de títulos que componen la cartera. En este trabajo, se ha decidido sustituir la rentabilidad del título que deja de cotizar por la rentabilidad media del resto de títulos de la cartera¹⁸.

¹⁸ Lyon, Barber y Tsai (1999) observan que con cualquiera de estas tres alternativas se llega a resultados similares. Nosotros elegimos la tercera alternativa ya que, si realmente existe efecto momentum, lo más lógico es invertir los fondos obtenidos de la liquidación del título que deja de negociar en el resto de títulos de la cartera.

4. Beneficios del momentum

En esta sección se realiza una primera aproximación al comportamiento de las estrategias de momentum analizando la rentabilidad media proporcionada por estas estrategias a lo largo del todo el periodo muestral analizado, 1965-2000. Dicho análisis se ha realizado tanto desde un enfoque en tiempo de calendario como desde un enfoque en tiempo de evento.

En la Tabla 1 se muestra la rentabilidad mensual media de cada una de las 16 estrategias $r \times h$ planteadas y calculadas a partir de la serie de rentabilidades en tiempo de calendario de la ecuación (3). En el panel A los periodos de formación y mantenimiento son consecutivos y en el panel B se ha dejado transcurrir un mes entre uno y otro. En la segunda columna de cada panel se recogen los correspondientes p-valores de los estadísticos t estándar. Como se puede observar todas las estrategias analizadas proporcionan rentabilidades positivas estadísticamente significativas a excepción de la estrategia 3×3 con periodos de formación y mantenimiento consecutivos. Siendo la estrategia que proporciona el nivel más alto de rentabilidad la 9×3 que salta un mes entre periodo de formación y mantenimiento, con una rentabilidad mensual media de un 1,6% (un 21% anual). Por otra parte, las estrategias que saltan un mes entre el periodo de formación y el de mantenimiento son en términos generales más rentables que las que no lo saltan.

En la Tabla 2 se muestra la rentabilidad media acumulada en cada uno de los meses del periodo de mantenimiento, calculada a partir de la serie de rentabilidades acumuladas en tiempo de evento de la ecuación (6), \overline{CR} . En el panel A los periodos de formación y mantenimiento son consecutivos y en el panel B se ha dejado transcurrir un mes entre uno y otro. Debajo de cada rentabilidad acumulada se muestra el correspondiente p-valor del estadístico t ajustado por heterocedasticidad y autocorrelación empleando Newey-West. En el Gráfico 1 aparecen representados estos resultados, distinguiendo las líneas continuas las rentabilidades acumuladas que son estadísticamente significativas al 5%. A diferencia del enfoque anterior, éste nos permite ver como evolucionan en promedio las estrategias a lo largo del periodo de mantenimiento. Se observa como para periodos de formación y mantenimiento consecutivos las cuatro estrategias proporcionan rentabilidades acumuladas positivas y significativas en todos los meses del periodo de mantenimiento a excepción de los tres primeros para la estrategia 3×12 y el primer mes para las estrategias 6×12 y 9×12 . Cuando dejamos pasar un mes entre los periodos de formación y mantenimiento esta excepción se reduce al primer mes del periodo de mantenimiento de la estrategia 3×12 . Además, las estrategias que saltan un mes proporcionan mayores rentabilidades acumuladas que las que no lo saltan en los primeros meses del periodo de mantenimiento ocurriendo justo lo contrario en los últimos. Adicionalmente se observa un cierto decaimiento de la rentabilidad de las cuatro estrategias en el/los último/s meses del periodo de mantenimiento, especialmente para las estrategias que saltan un mes entre el periodo de formación y el de mantenimiento y aún más acentuadamente para la estrategia que utiliza un periodo de formación de 12 meses.

TABLA 1

Rentabilidad media de la serie de rentabilidades mensuales en tiempo de calendario de la estrategia de momentum, \bar{R} , para distintos horizontes temporales del periodo de formación, r , y de mantenimiento, h , así como los correspondientes p-valores de los estadísticos t estándar, de un ajuste GMM y de un bootstrap sobre estadísticos t ajustados por asimetría. En el panel A se muestran los resultados de las estrategias de inversión con periodos de formación y mantenimiento consecutivos y en el panel B las que saltan un mes entre uno y otro periodo.

Estrategia $r \times h$	PANEL A				PANEL B			
	\bar{R}_{Mom}	t estándar	P-valor		\bar{R}_{Mom}	t estándar	P-valor	
			GMM	Boot. A.			GMM	Boot. A.
3x3	0.005	[0.112]	[0.117]	[0.131]	0.009	[0.000]	[0.001]	[0.001]
3x6	0.009	[0.000]	[0.001]	[0.001]	0.011	[0.000]	[0.000]	[0.000]
3x9	0.008	[0.000]	[0.000]	[0.000]	0.010	[0.000]	[0.000]	[0.000]
3x12	0.008	[0.000]	[0.000]	[0.000]	0.007	[0.000]	[0.000]	[0.000]
6x3	0.010	[0.003]	[0.004]	[0.003]	0.013	[0.000]	[0.000]	[0.000]
6x6	0.012	[0.000]	[0.000]	[0.000]	0.014	[0.000]	[0.000]	[0.000]
6x9	0.011	[0.000]	[0.000]	[0.000]	0.012	[0.000]	[0.000]	[0.000]
6x12	0.010	[0.000]	[0.000]	[0.001]	0.009	[0.000]	[0.000]	[0.001]
9x3	0.011	[0.001]	[0.001]	[0.001]	0.016	[0.000]	[0.000]	[0.000]
9x6	0.013	[0.000]	[0.000]	[0.000]	0.014	[0.000]	[0.000]	[0.000]
9x9	0.011	[0.000]	[0.000]	[0.000]	0.011	[0.000]	[0.000]	[0.000]
9x12	0.009	[0.001]	[0.001]	[0.002]	0.008	[0.002]	[0.003]	[0.003]
12x3	0.013	[0.000]	[0.000]	[0.000]	0.014	[0.000]	[0.000]	[0.000]
12x6	0.013	[0.000]	[0.000]	[0.000]	0.012	[0.000]	[0.000]	[0.001]
12x9	0.010	[0.001]	[0.001]	[0.001]	0.009	[0.002]	[0.003]	[0.004]
12x12	0.008	[0.007]	[0.008]	[0.012]	0.007	[0.020]	[0.025]	[0.029]

TABLA 2

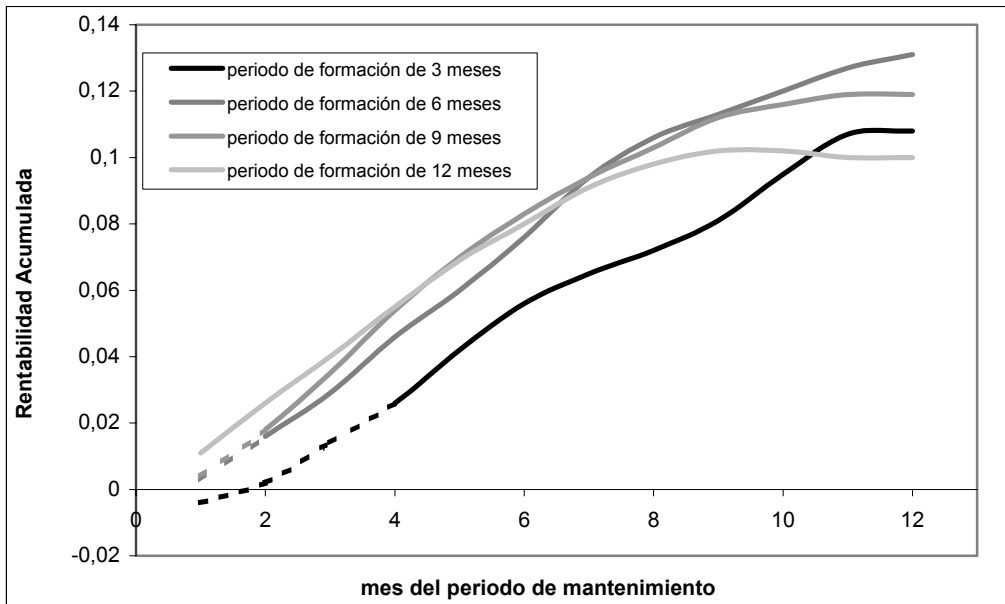
Rentabilidad media acumulada a lo largo de cada uno de los meses del periodo de mantenimiento [rentabilidades acumuladas en tiempo de evento, CR] de la estrategia de momentum. Así como los correspondientes p-valores de los estadísticos t estándar ajustados por heterocedasticidad y autocorrelación utilizando Newey-West, de un ajuste GMM y de un bootstrap de bloques sobre estadísticos t ajustados por asimetría. En el panel A se muestran los resultados de las estrategias de inversión con periodos de formación y mantenimiento consecutivos y en el panel B las que saltan un mes entre uno y otro periodo.

Mes del Periodo Prueba												
	Mes 1	Mes 2	Mes 3	Mes 4	Mes 5	Mes 6	Mes 7	Mes 8	Mes 9	Mes 10	Mes 11	Mes 12
PANEL A												
Periodo de Formación de 3 meses												
CR_{Mom}	-0.004	0.002	0.014	0.026	0.042	0.056	0.065	0.072	0.081	0.095	0.107	0.108
t estándar.	[0.211]	[0.749]	[0.085]	[0.015]	[0.001]	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.000]
P -val. GMM	[0.207]	[0.764]	[0.117]	[0.021]	[0.001]	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.000]
P -val. Boot. A.	[0.204]	[0.730]	[0.094]	[0.019]	[0.001]	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.000]
Periodo de Formación de 6 meses												
CR_{Mom}	0.003	0.016	0.029	0.046	0.060	0.076	0.094	0.106	0.113	0.120	0.127	0.131
t estándar.	[0.404]	[0.013]	[0.001]	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.000]
P -val. GMM	[0.425]	[0.028]	[0.004]	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.000]
P -val. Boot. A.	[0.413]	[0.020]	[0.002]	[0.001]	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.001]	[0.007]	[0.008]	[0.010]
Periodo de Formación de 9 meses												
CR_{Mom}	0.004	0.018	0.035	0.054	0.070	0.083	0.094	0.103	0.112	0.116	0.119	0.119
t estándar.	[0.298]	[0.005]	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.001]
P -val. GMM	[0.317]	[0.011]	[0.001]	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.000]
P -val. Boot. A.	[0.325]	[0.009]	[0.001]	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.001]	[0.004]
Periodo de Formación de 12 meses												
CR_{Mom}	0.011	0.026	0.040	0.055	0.069	0.080	0.091	0.098	0.102	0.102	0.100	0.100
t estándar.	[0.002]	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.001]	[0.003]	[0.007]
P -val. GMM	[0.002]	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.001]	[0.002]
P -val. Boot. A.	[0.004]	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.001]	[0.001]	[0.009]	[0.017]
PANEL B												
Periodo de Formación de 3 meses												
CR_{Mom}	0.006	0.017	0.029	0.046	0.058	0.068	0.075	0.085	0.098	0.107	0.108	0.101
t estándar.	[0.107]	[0.002]	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.000]
P -val. GMM	[0.117]	[0.008]	[0.002]	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.000]
P -val. Boot. A.	[0.114]	[0.004]	[0.001]	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.001]
Periodo de Formación de 6 meses												
CR_{Mom}	0.011	0.024	0.041	0.054	0.069	0.087	0.100	0.108	0.114	0.120	0.125	0.120
t estándar.	[0.001]	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.000]
P -val. GMM	[0.002]	[0.001]	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.000]
P -val. Boot. A.	[0.002]	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.001]	[0.004]	[0.005]	[0.011]	[0.026]
Periodo de Formación de 9 meses												
CR_{Mom}	0.012	0.029	0.048	0.064	0.076	0.088	0.097	0.106	0.111	0.113	0.113	0.106
t estándar.	[0.001]	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.003]
P -val. GMM	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.001]
P -val. Boot. A.	[0.001]	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.001]	[0.000]	[0.003]	[0.009]
Periodo de Formación de 12 meses												
CR_{Mom}	0.014	0.027	0.042	0.056	0.066	0.077	0.084	0.089	0.089	0.086	0.086	0.078
t estándar.	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.001]	[0.005]	[0.011]	[0.039]
P -val. GMM	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.001]	[0.002]	[0.005]	[0.018]
P -val. Boot. A.	[0.001]	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.001]	[0.006]	[0.009]	[0.023]	[0.058]

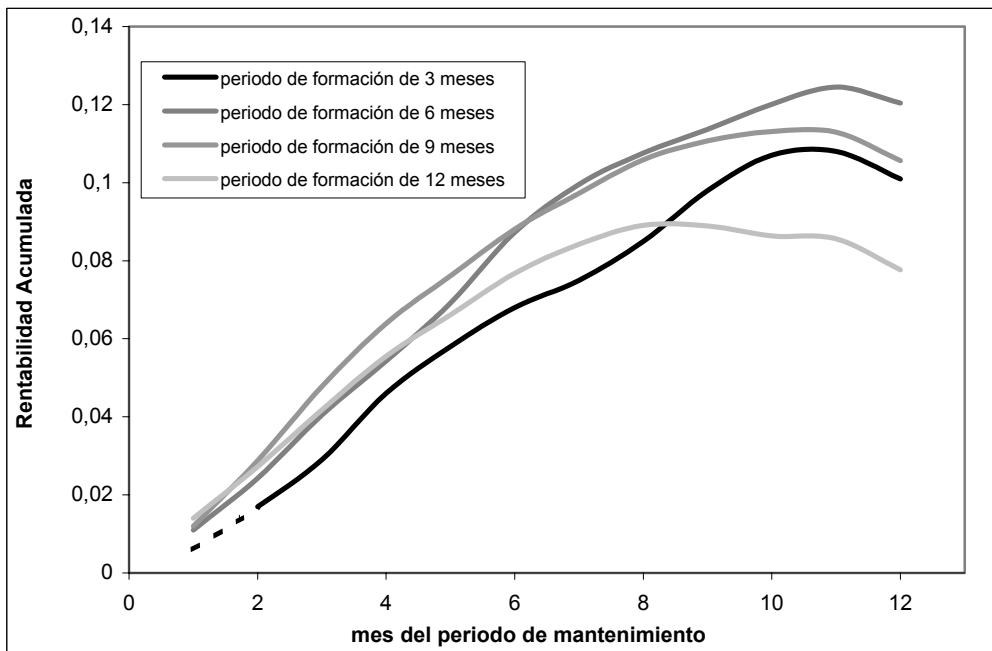
GRÁFICO 1

Rentabilidad media acumulada a lo largo de cada uno de los meses del periodo de mantenimiento [rentabilidades acumuladas en tiempo de evento, \overline{CR}]. En el Panel A los periodos de formación y mantenimiento son consecutivos y en el Panel B se salta un mes entre ambos periodos. En línea continua aparecen las rentabilidades que son estadísticamente significativas al 5%.

PANEL A



PANEL B



Por otra parte, ante la posibilidad de que el nivel significación observado en las estrategias analizadas sea la consecuencia de un proceso de data-mining¹⁹, aplicamos la *desigualdad de Bonferroni* que afirma que el verdadero p-valor asignado a una estrategia cuando se están analizando E estrategias no es mayor que $E \times p$, donde p es el p-valor obtenido de un estadístico t sobre la significación de la rentabilidad sin ajustar por data-mining. Así, por ejemplo, si consideramos que se han analizado 10.000 estrategias de inversión separadas, el límite superior del p-valor de la estrategia 9×3 sería del 0.94071%, significando que una vez efectuado el ajuste la estrategia seguiría siendo significativa.

De estos resultados preliminares puede deducirse que la rentabilidad de las estrategias de momentum el mes posterior a su fecha de formación parece verse afectados por las correlaciones seriales de primer orden negativas en las rentabilidades mensuales (semanales) con origen en los distintos efectos de microestructura documentados por Jegadeesh (1990) y Lehmann (1990). Por otra parte, los beneficios del momentum parecen comenzar a difuminarse 12 meses después de la fecha de formación. Estas dos características provocan que las estrategias de inversión que saltan un mes entre el periodo de formación y el periodo de mantenimiento sean más rentables que las que no lo saltan salvo cuando consideramos los últimos meses del periodo de mantenimiento para las estrategias con periodos de mantenimiento de 12 meses.

4.1. Robustez ante no-normalidad

Los resultados de aplicar el contraste de Jarque-Bera a las series de rentabilidades de las distintas estrategias analizadas, tanto las construidas en tiempo de calendario como en tiempo de evento, rechazan ampliamente la hipótesis de normalidad para todas ellas. Por tanto, los contrastes t estándar realizados pueden estar sesgados. Para comprobar la robustez ante no-normalidad de los resultados obtenidos empleamos dos alternativas para obtener los p-valores: por una parte utilizamos la metodología del Método Generalizado de Momentos (GMM) y por otra parte aplicamos un análisis bootstrap.

Por lo que respecta a la metodología bootstrap utilizada, dado que para alguna de las series de rentabilidades analizadas el coeficiente de asimetría es algo elevado (por ejemplo, -2.5758 para las rentabilidades acumuladas en el último mes del periodo de mantenimiento para la estrategia 6×12), se ha utilizado el procedimiento propuesto por Lyon, Barber y Tsai (1999) consistente en aplicar la metodología *bootstrap* al estadístico t ajustado por asimetría desarrollado por Johnson (1978). En primer lugar se calcula el correspondiente estadístico t ajustado por asimetría:

¹⁹ Esto es, se debería tener en cuenta que cuando se analizan cientos (miles) de estrategias puede existir una probabilidad cierta de que alguna de ellas tenga éxito por cuestiones de azar.

$$t_a = \sqrt{N} \left[\frac{\bar{R}}{\hat{\sigma}} + \frac{1}{3} \hat{\gamma} \left(\frac{\bar{R}}{\hat{\sigma}} \right)^2 + \frac{1}{6 \cdot N} \hat{\gamma} \right] \quad (7)$$

donde \bar{R} , $\hat{\sigma}$ y $\hat{\gamma}$ son las estimaciones de la media, desviación típica y coeficiente de asimetría de la serie de rentabilidades en tiempo de calendario, ecuación (3), o en tiempo de evento, ecuación (6), y N es el tamaño de la serie temporal, 432 para las series en tiempo de calendario y $(433 - \lambda)$ para la serie en tiempo de evento de rentabilidades acumuladas hasta el mes λ del periodo de mantenimiento, $\lambda = 1, 2, \dots, 12$.

Seguidamente se seleccionan con reemplazamiento B submuestras de tamaño n de la serie original de rentabilidades y para cada una de las B submuestras se calcula el siguiente estadístico:

$$t_{a,b} = \sqrt{n} \left[\frac{\bar{R}_b - \bar{R}}{\hat{\sigma}_b} + \frac{1}{3} \hat{\gamma}_b \left(\frac{\bar{R}_b - \bar{R}}{\hat{\sigma}_b} \right)^2 + \frac{1}{6n} \hat{\gamma}_b \right]; \quad b = 1, 2, \dots, B \quad (8)$$

donde \bar{R}_b , $\hat{\sigma}_b$ y $\hat{\gamma}_b$ son las estimaciones de la media, desviación típica y coeficiente de asimetría de la submuestra *bootstrap* b . Por último, si asumimos que la distribución empírica representa la verdadera distribución de rentabilidades y asumiendo que las rentabilidades están serialmente incorrelacionadas, ordenando esta muestra *bootstrap* de estadísticos, $\{t_{a,b} : b = 1, 2, \dots, B\}$, podemos obtener los p-valores del estadístico t_a original. Esta metodología ha sido aplicada utilizando $B = 10.000$ repeticiones y submuestras *bootstrap* de tamaño $n = N$ ²⁰.

No obstante, este procedimiento *bootstrap* estándar sólo es válido para datos independientes y las series de rentabilidades en tiempo de evento presentan un problema de autocorrelación por construcción. Para resolver este inconveniente, en lugar de aplicar el *bootstrap común* a estas series, se ha empleado el *bootstrap* de bloques móviles (Efron y Tibshirani (1993))²¹. Dado que la

²⁰ Lyon, Barber y Tsai (1999), basándose en análisis empíricos, obtienen que el ajuste por asimetría conduce a contrastes más conservadores conforme el tamaño de las submuestras *bootstrap*, n , se reduce. Concretamente, obtienen que tamaños de remuestras *bootstrap* de $n = N/4$ y $n = N/2$ permiten inferencias bien especificadas, mientras que con $n = N$ no. Por este motivo, los p-valores *bootstrap* de las Tablas 1 y 2 han sido calculadas de nuevo utilizando $n = N/2$ y $n = N/4$. Los resultados obtenidos son muy similares y están a disposición de todas las partes interesadas.

²¹ En el caso de observaciones dependientes el *bootstrap* común falla, pues las muestras *bootstrap* son elegidas de la muestra original de forma independiente.

autocorrelación inducida por construcción en la serie de rentabilidades acumuladas hasta el mes λ del periodo de mantenimiento es de orden $(\lambda - 1)$, se toman bloques de longitud λ .²²

Los p-valores obtenidos con el procedimiento GMM y bootstrap se muestran en la tercera y cuarta columna de cada panel para la Tabla 1 y en la tercera y cuarta fila de cada estrategia para la Tabla 2. Como se puede observar los resultados previamente obtenidos son ampliamente robustos a estos nuevos contrastes.

En los siguientes apartados nos dedicaremos a analizar en profundidad los beneficios del momentum. Siguiendo al trabajo inicial de Jegadeesh y Titman (1993), y a muchos otros trabajos posteriores, para realizar dicho análisis nos centraremos en la estrategia 6×6 . No obstante, a diferencia de dicho trabajo inicial, y siguiendo la corriente de otros, dejaremos transcurrir un mes entre el periodo de formación y el de mantenimiento para eliminar de esta manera el impacto de los distintos efectos de la microestructura y asegurarnos, de esta forma, que el origen de la rentabilidad observada en el periodo de mantenimiento es efectivamente el momentum.²³ Además, dado que tanto la serie de rentabilidades en tiempo de calendario como en tiempo de evento no siguen una distribución normal, todos los contrastes serán realizados utilizando el procedimiento GMM.

5. Análisis del origen de los beneficios del momentum

Para analizar el origen de los beneficios del momentum nos hemos basado en la descomposición realizada por Jegadeesh y Titman (1993). Para formalizar las potenciales fuentes del origen de los beneficios del momentum estos autores se basan en una estrategia de momentum ponderada en lugar de la estrategia de momentum basada en los deciles extremos.²⁴ Esta estrategia, en lugar de identificar los títulos ganadores (perdedores) como los pertenecientes al decil superior (inferior), considera ganadores a los títulos que han proporcionado en el periodo de formación una rentabilidad acumulada superior a la media y perdedores a los que los que han proporcionado una rentabilidad acumulada inferior. Además, en lugar de ponderar todos los títulos por igual los pondera

²² La longitud de los bloques ha de ser suficientemente grande como para poder detectar el patrón de dependencia existente en la muestra original, pero al mismo tiempo lo suficientemente pequeña para que permita tener un número suficiente de bloques. No obstante, ante la posibilidad de que el tamaño de los bloques empleado fuese demasiado pequeño y no se estuviese captando correctamente la autocorrelación existente, los p-valores del bootstrap de la Tablas 2 han sido calculados de nuevo utilizando bloques de tamaño $(\lambda + 11)$. Los resultados obtenidos son muy similares y están a disposición de cualquier persona interesada.

²³ Las conclusiones obtenidas para la estrategia 6×6 con periodos de formación y mantenimiento consecutivos son similares, aunque con beneficios del momentum más reducidos. Estos resultados están disponibles para todos aquellos que estén interesados.

²⁴ Un planteamiento similar es utilizado por Lo y MacKinlay (1990) y Lehman (1990) para analizar los beneficios de la estrategia contraria a corto plazo.

en función de su exceso de rentabilidad respecto a la media. Ignorando el factor de proporcionalidad, las ponderaciones vienen dadas por:²⁵

$$w_{i,t} = R_{i,t-1:t-6} - \bar{R}_{t-1:t-6}; \quad i = 1, \dots, N_t \quad (9)$$

donde $w_{i,t}$ es la ponderación del título i al inicio del mes t , $R_{i,t-1:t-6}$ es la rentabilidad acumulada del título i en los seis últimos meses, N es el número de títulos elegibles en el mes t y $\bar{R}_{t-1:t-6}$ es la rentabilidad acumulada media en los últimos seis meses, es decir, la rentabilidad de la cartera de mercado equiponderada:

$$\bar{R}_{t-1:t-6} = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N R_{i,t-1:t-6} \quad (10)$$

La expresión de la rentabilidad esperada en los próximos seis meses de esta estrategia de momentum ponderada es:

$$E\{(R_{i,t:t+5} - \bar{R}_{t:t+5})w_{i,t}\} = E\{(R_{i,t:t+5} - \bar{R}_{t:t+5})(R_{i,t-1:t-6} - \bar{R}_{t-1:t-6})\} \quad (11)$$

La rentabilidad esperada de la estrategia de momentum ponderada tiene la ventaja de tener una estructura fácil de examinar analíticamente al ser la covarianza de la sección cruzada de las rentabilidades.

Para identificar las potenciales fuentes del origen de los beneficios del momentum, Jegadeesh y Titman (1993) considera que las rentabilidades de los títulos son generadas por el siguiente modelo de un solo factor:

$$\begin{aligned} R_{i,t} &= \mu_i + b_i \cdot f_t + e_{i,t}, \\ E(f_t) &= 0, \\ E(e_{i,t}) &= 0, \\ Cov(e_{i,t}, f_t) &= 0, \quad \forall i \\ Cov(e_{i,t}, e_{j,t-1}) &= 0, \quad \forall i \neq j \end{aligned} \quad (12)$$

donde μ_i es rentabilidad esperada incondicional del título i , $R_{i,t}$ es la rentabilidad del título i , f_t es la rentabilidad incondicional no esperada de una cartera proxy del factor que genera las rentabilidades,

²⁵ Para que las ponderaciones de la cartera ganadora y perdedora sumen uno simplemente hay que dividir por la suma de las desviaciones positivas (o negativas):

$$w_{i,t} = \frac{R_{i,t:t-r} - R_{m,t:t-r}}{\sum_{R_{j,t:t-r} - R_{m,t:t-r} > 0} R_{j,t:t-r} - R_{m,t:t-r}}$$

$e_{i,t}$ es el componente específico de la rentabilidad en el momento t , y b_i mide la sensibilidad del título i al factor.

Dado este modelo de generación de rentabilidades, los beneficios de la estrategia de momentum ponderada pueden ser descompuestos de la siguiente manera:

$$E\{(r_{i,t:t+5} - \bar{r}_{t:t+5})(r_{i,t-1:t-6} - \bar{r}_{t-1:t-6})\} = \sigma_{\mu}^2 + \sigma_b^2 \cdot Cov(f_{t:t+5}, f_{t-1:t-6}) + \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N Cov_i(e_{i,t:t+5}, e_{i,t-1:t-6}) \quad (13)$$

donde σ_{μ}^2 y σ_b^2 son las varianzas de la sección cruzada de las rentabilidades esperadas y de las sensibilidades al factor respectivamente.

El primer término mide la dispersión en sección cruzada de las rentabilidades esperadas incondicionales. En la medida en que rentabilidades realizadas tienen un componente relacionado con su rentabilidad esperada, es de esperar que los títulos que experimentan relativamente altas rentabilidades en un periodo también las experimenten en el periodo siguiente. Con relación al segundo término, parte de la rentabilidad experimentada por la estrategia puede ser debida a una autocorrelación positiva en el factor. Si en el periodo de formación el factor experimentó una alta rentabilidad la estrategia habrá tendido a comprar títulos con elevada b y vender los de reducida b . Si el factor está positivamente correlacionado tenderá a experimentar también una alta rentabilidad en el periodo de mantenimiento arrastrando más al alza a los títulos con elevado b que a los de reducido b . Lógicamente, es de esperar que el impacto de esta potencial fuente sea más fuerte cuando mayor sea la dispersión de la sección cruzada de las sensibilidades al factor, σ_b^2 . El último término es la media de la covarianza serial de los componentes idiosincrásicos de la rentabilidad de los títulos. Es decir, una posible fuente de los beneficios del momentum puede ser la existencia de una autocorrelación positiva en el componente específico de las rentabilidades.²⁶

Teniendo en cuenta este nuevo planteamiento, se ha procedido a analizar la estrategia de momentum ponderada 6×6 con periodos de formación y mantenimiento consecutivos. Ésta proporciona una rentabilidad acumulada media del 6.46% al final de los seis meses del periodo de mantenimiento con un p-valor de 0.000 (calculada a partir de la serie de rentabilidades en tiempo de evento, ecuación (6)). Cuando dejamos transcurrir un mes entre periodo de formación y mantenimiento su rentabilidad acumulada asciende a un también altamente significativo 7.13%. Dado que esta estrategia está fuertemente relacionada con la estrategia de momentum equiponderada basada en deciles analizada en este trabajo (correlación del 90%), podemos suponer que la descomposición

²⁶ Partiendo del mismo esquema y suponiendo un modelo de generación de rentabilidades al que introducen factores de industria, Moskowitz y Grinblatt (1999) y Chordia y Shivakumar(2002) añaden una cuarta fuente potencial de los beneficios del momentum: la correlación serial en los componentes de la rentabilidad de la industria.

arriba realizada también es aplicable a esta última. A continuación analizaremos cada una de estas tres posibles fuentes por separado.²⁷

5.1. *Diferencias en la sección cruzada de las rentabilidades esperadas*

Según lo que acabamos de ver, una posible fuente de los beneficios de la estrategia de momentum es que la estrategia decil perdedora (ganadora) seleccione de forma sistemática títulos con baja (alta) rentabilidad esperada. Esto explicaría por qué los títulos pertenecientes al decil ganador proporcionan en promedio rentabilidades significativamente superiores a los títulos pertenecientes al decil perdedor, resultando en estrategias de momentum significativamente rentables.

Desde el punto de vista de las finanzas modernas la dispersión en las rentabilidades esperadas debe de tener su origen en el diferencial de riesgo entre unos y otros títulos. En esta sección tratamos de comprobar si las rentabilidades positivas proporcionadas por dichas estrategias no son más que el resultado de una compensación por tomar posiciones largas en títulos más arriesgados que aquellos en los que se están tomando posiciones cortas. Para ello necesitaremos suponer un determinado modelo de valoración de activos.

5.1.1. *El CAPM y los beneficios del momentum*

En primer lugar estudiamos si el modelo de valoración tradicional del CAPM es capaz de explicar el patrón observado en las rentabilidades cuando éstas son agrupadas en deciles basados en la rentabilidad pasada. Para ello aplicamos dicho modelo en su versión ex-post a la serie de rentabilidades en tiempo de calendario para cada una de las estrategias deciles así como a la estrategia de momentum:

$$\begin{aligned} \{R_{D,t} - r_{f,t} = \alpha_D + (R_{M,t} - r_{f,t})\beta_D + \varepsilon_t, \quad t = 01/65, 02/65, \dots, 12/00\}; \\ D = W, 2, 3, \dots, 9, L \end{aligned} \quad (14)$$

$$\{R_{Mom,t} = \alpha_{Mom} + (R_{M,t} - r_{f,t})\beta_{Mom} + \varepsilon_t, \quad t = 01/65, 02/65, \dots, 12/00\}$$

donde $r_{f,t}$ es la rentabilidad del activo libre de riesgo en el mes t , $R_{M,t}$ es la rentabilidad del mercado ponderado por valor en el mes t , β mide el riesgo sistemático soportado por la estrategia en cuestión y α representa la rentabilidad anormal ajustada por riesgo, más conocido como alfa de Jensen. Un $\alpha > 0$ implica rentabilidades superiores a las que les corresponde según su nivel de riesgo y viceversa.

²⁷ A pesar de las ventajas que la estrategia de momentum ponderada presenta desde el punto de vista de la descomposición analítica de sus fuentes, la evidencia sobre el efecto momentum se ha centrado principalmente en la estrategia de momentum de deciles equiponderados.

En el Panel A de la Tabla 3 se muestra la rentabilidad media, el alfa de Jensen, el beta y el coeficiente de determinación ajustado para cada estrategia decil así como para la estrategia de momentum. En la última columna se muestra el estadístico χ^2 resultado de contrastar la hipótesis nula de que la variable en cuestión es conjuntamente igual a lo largo de las distintas estrategias decil.²⁸ Entre corchetes aparecen los correspondientes p-valores. En el Panel A del Gráfico 2 aparecen representados dichos resultados. Se observa como la rentabilidad media aumenta monótonamente conforme nos desplazamos del decil inferior (perdedores) al decil superior (ganadores), rechazándose la hipótesis nula de que las rentabilidades medias sean iguales a lo largo de las distintas estrategias deciles. Sin embargo, las betas de las distintas estrategias no presentan el mismo patrón, como sería de esperar bajo el CAPM, sino que tienen forma de U ligeramente inclinada a la izquierda, siendo los deciles intermedios menos arriesgados que los extremos.²⁹ Consecuentemente, la relación entre rentabilidad media y riesgo sistemático tiene también forma de U, lejos de la relación lineal positiva predicha por el CAPM. Las rentabilidades anormales ajustadas por riesgo siguen aumentando de forma monótona conforme nos desplazamos del decil inferior al superior, siendo significativamente negativas para el decil 1 y significativamente positivas para los deciles del 7 al 10 y rechazándose la hipótesis nula de que sean todas conjuntamente iguales a cero. Además, aunque los ganadores presentan mayor riesgo sistemático que los perdedores, esta diferencia no es significativa, manteniéndose prácticamente invariante tanto la magnitud como la significatividad de la rentabilidad de la estrategia de momentum ante el ajuste por riesgo. Además, se observa como la rentabilidad anormal de dicha estrategia es debida tanto a la parte compradora (decil ganador) como a la vendedora (decil perdedor), aunque la primera contribuye en mayor medida a los beneficios del momentum.

Si nos fijamos en los coeficientes de determinación ajustados para las distintas estrategias deciles y los interpretamos como representantes del grado de diversificación de las distintas estrategias, parece que éstas no están del todo bien diversificadas. Además, vemos como estos coeficientes presentan forma de U invertida a lo largo de los distintos deciles, siendo las estrategias perdedora y ganadora las peor diversificadas de todas, lo cual puede ser indicativo de que estas dos estrategias, y por tanto la estrategia de momentum, se concentran en títulos con determinadas características. Esta forma de U invertida en los coeficientes de determinación también es consistente con la mayor probabilidad de que los títulos ganadores y perdedores sean seleccionados de entre los títulos con mayor volatilidad.

²⁸ Lógicamente, en el caso del alfa de Jensen la hipótesis nula a contrastar es que todas ellas son conjuntamente iguales a cero.

²⁹ Este comportamiento de las betas es coherente con la mayor probabilidad de los títulos volátiles a ser seleccionados como ganadores o perdedores.

TABLA 3

Rentabilidad media (\bar{R}), alfa de Jensen (α), beta de mercado (β) y coeficiente de determinación ajustado ($R_{aj.}^2$) de la serie de rentabilidades en tiempo de calendario de las distintas estrategias deciles, así como de la estrategia de momentum resultante de comprar el decil 10 [ganadores] y vender en descubierto el decil 1 [perdedores]. Periodos de formación y de mantenimiento separados por un mes y de 6 meses cada uno. En la última columna se muestra el estadístico Chi-cuadrado resultado de contrastar las hipótesis nulas:

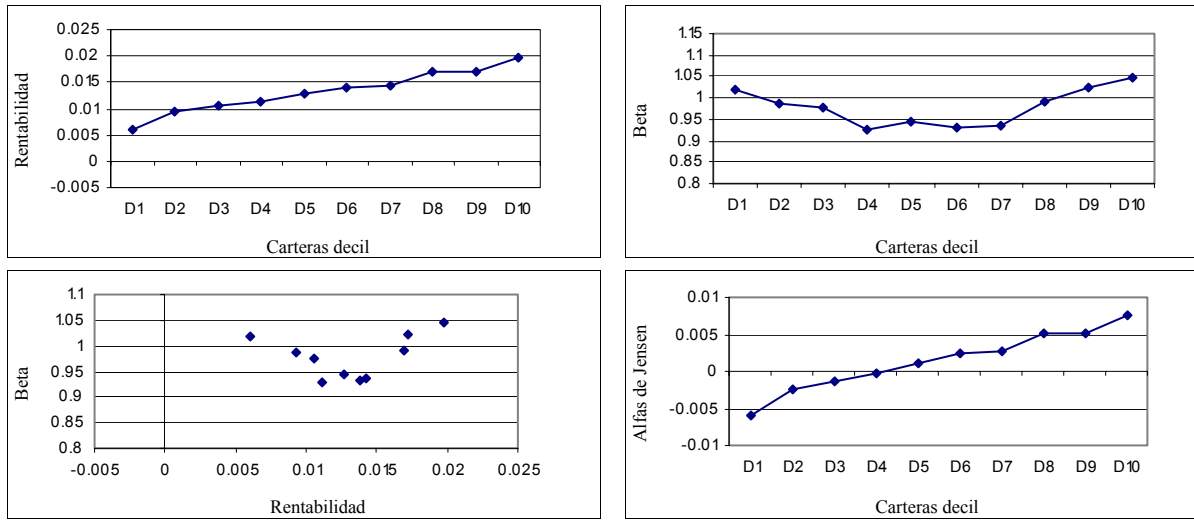
$$H_0 : R_{D1} = \dots = R_{D10}; \quad H_0 : \alpha_{D1} = \dots = \alpha_{D10} = 0; \quad H_0 : \beta_{D1} = \dots = \beta_{D10}.$$

	Carteras										χ^2	
	D1	D2	D3	D4	D5	D6	D7	D8	D9	D10		D10-D1
PANEL A: 1965-2000												
\bar{R}	0.0061 [0.149]	0.0093 [0.016]	0.0105 [0.005]	0.0112 [0.001]	0.0127 [0.000]	0.0138 [0.000]	0.0143 [0.000]	0.0169 [0.000]	0.0172 [0.000]	0.0198 [0.000]	0.0137 [0.000]	31.776 [0.000]
α	-0.0059 [0.011]	-0.0026 [0.139]	-0.0013 [0.429]	-0.0003 [0.827]	0.0011 [0.372]	0.0023 [0.105]	0.0028 [0.038]	0.0051 [0.002]	0.0052 [0.004]	0.0076 [0.001]	0.0135 [0.000]	30.779 [0.001]
β	1.0192	0.9876	0.9764	0.9279	0.9459	0.9316	0.9360	0.9913	1.0234	1.0471	0.0280 [0.730]	23.379 [0.005]
$R_{aj.}^2$	0.5418	0.7055	0.7613	0.8042	0.8127	0.8082	0.8105	0.7606	0.7446	0.6623		
PANEL B: 1965-1981												
\bar{R}	-0.0015 [0.710]	0.0031 [0.428]	0.0040 [0.311]	0.0049 [0.198]	0.0056 [0.127]	0.0059 [0.109]	0.0076 [0.042]	0.0092 [0.017]	0.0108 [0.008]	0.0159 [0.001]	0.0174 [0.000]	40.845 [0.000]
α	-0.0078 [0.001]	-0.0032 [0.067]	-0.0024 [0.105]	-0.0014 [0.310]	-0.0006 [0.656]	-0.0004 [0.764]	0.0014 [0.312]	0.0029 [0.043]	0.0043 [0.008]	0.0092 [0.001]	0.0170 [0.000]	42.796 [0.000]
β	0.8866	0.8688	0.8984	0.8623	0.8451	0.8719	0.8524	0.8895	0.9164	0.9968	0.1102 [0.181]	19.279 [0.023]
$R_{aj.}^2$	0.5052	0.6987	0.7875	0.8095	0.8029	0.8311	0.8057	0.8182	0.7714	0.6419		
PANEL C: 1982-2000												
\bar{R}	0.0130 [0.060]	0.0148 [0.016]	0.0163 [0.005]	0.0168 [0.001]	0.0190 [0.001]	0.0208 [0.000]	0.0203 [0.000]	0.0238 [0.000]	0.0230 [0.000]	0.0234 [0.000]	0.0104 [0.029]	12.652 [0.179]
α	-0.0042 [0.278]	-0.0020 [0.462]	-0.0003 [0.913]	0.0007 [0.747]	0.0026 [0.196]	0.0047 [0.049]	0.0041 [0.068]	0.0070 [0.014]	0.0058 [0.056]	0.0062 [0.087]	0.0104 [0.029]	14.809 [0.139]
β	1.0736	1.0377	1.0085	0.9547	0.9870	0.9539	0.9700	1.0322	1.0682	1.0705	-0.0031 [0.977]	24.399 [0.004]
$R_{aj.}^2$	0.5575	0.7125	0.7548	0.8042	0.8211	0.8031	0.8155	0.7480	0.7402	0.6715		

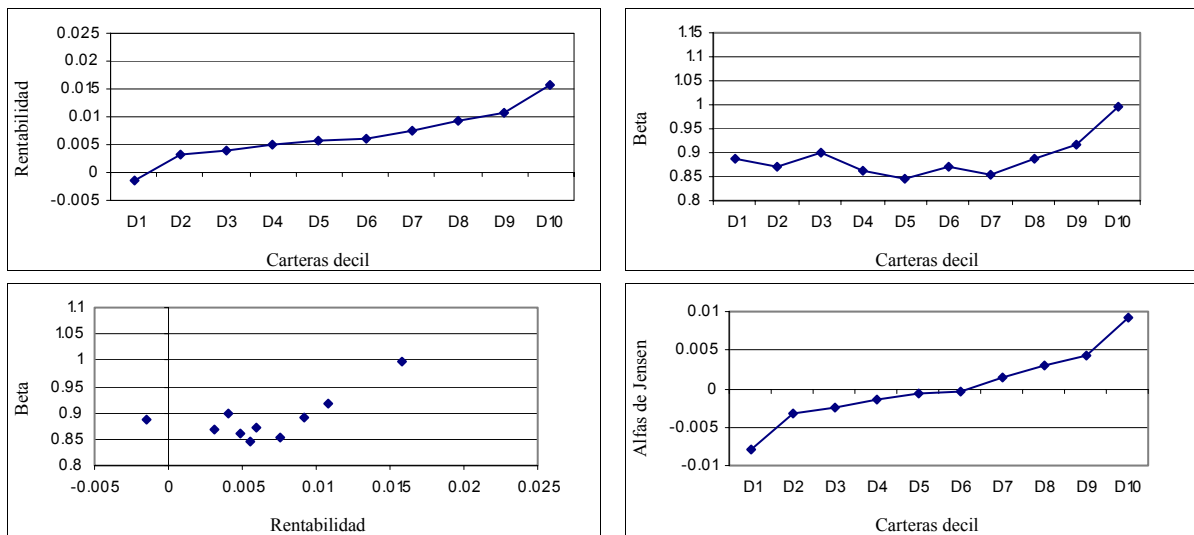
GRÁFICO 2

Representación gráfica de los resultados de la Tabla 3.

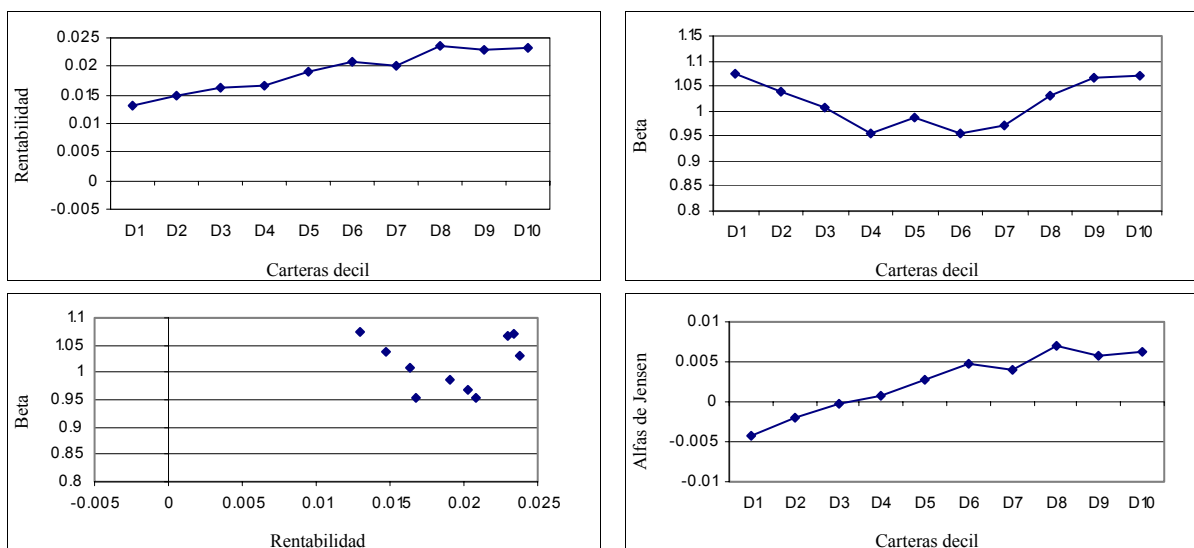
PANEL A: 1965-2000



PANEL B: 1965-1981



PANEL C: 1982-2000



En los Paneles B y C de la Tabla 3 y Gráfico 2 se muestran los mismos resultados para los dos subperiodos 01/1965-12/1981 y 01/1982-12/2000. Se puede comprobar como en términos generales las conclusiones obtenidas para el periodo completo se mantienen en ambos subperiodos, aunque también se observan dos importantes diferencias entre ambos. Por una parte, tanto para las rentabilidades medias como para las rentabilidades anormales, la relación positiva entre éstas y el decil al que corresponde cada estrategia es mucho menos pronunciada en el segundo subperiodo, debilitándose en cierta medida la rentabilidad de la estrategia de momentum. Así, los deciles perdedor y ganador por separado dejan de proporcionar rentabilidades anormales significativas, aunque el resultado de vender la primera y comprar la segunda sigue siendo estadísticamente significativa con un p-valor del 2,9%. Por otra parte, la forma de U presentada por los betas está en cierta medida truncada por la izquierda en el primer subperiodo, mientras que en el segundo, la forma de U es mucho más pronunciada siendo el beta de los perdedores muy similar al de los ganadores.

Por tanto, de los resultados obtenidos hasta el momento no se puede inferir que el origen de los beneficios de momentum se encuentre en la dispersión de sección cruzada cuando se emplea el CAPM como modelo de referencia.

5.1.2. Beneficios del momentum y las características de tamaño y book-to-market

Con la finalidad de seguir profundizando en una posible explicación de los beneficios del momentum con origen en la dispersión en la sección cruzada de las rentabilidades esperadas, en este apartado analizaremos las características de tamaño y *book-to-market* de dichas estrategias. La evidencia empírica ha puesto de manifiesto la importancia de estas dos características a la hora de explicar dicha dispersión. Concretamente, tratamos de comprobar si los beneficios del momentum son debidos a que la cartera perdedora (ganadora) selecciona en promedio títulos con baja (alta) capitalización y/o alto (bajo) *book-to-market*.

Para estudiar dicha posibilidad debemos abandonar la muestra total utilizada hasta el momento para pasar a analizar la muestra restringida a la disponibilidad de dichos datos, la cual comprende únicamente el segundo subperiodo analizado en el apartado anterior: el que abarca desde enero de 1982 a diciembre de 2000. No obstante, parece conveniente analizar nuevamente la estrategia de momentum para dicha muestra restringida con objeto de vislumbrar los posibles sesgos de supervivencia que podemos estar introduciendo. Ahora, para que un título entre a formar parte en alguna de las diez estrategias deciles construidas al inicio de un determinado mes le exigiremos que cotice de forma ininterrumpida durante el periodo de formación y que en al menos un mes del periodo de mantenimiento se disponga de los datos de rentabilidad, tamaño y *book-to-market*. Además, para cada fecha de formación en particular consideramos como no disponibles los datos de meses correspondientes al periodo de mantenimiento en los que no se disponga conjuntamente del trío rentabilidad, tamaño y *book-to-market*.

Partiendo de la serie de rentabilidades en tiempo de calendario, en el Panel A de la Tabla 4 se presentan, para cada una de las estrategias deciles y para la estrategia de momentum construidas con esta nueva muestra, las rentabilidades medias, las alfas de Jensen, betas y coeficientes de

determinación resultantes de ajustar por CAPM. Los resultados del contraste χ^2 de igualdad conjunta para todas las estrategias deciles se muestran en la última columna. Entre corchetes aparecen los correspondientes p-valores. En el Panel A del Gráfico 3 están representados gráficamente dichos resultados. Se puede observar como éstos son muy similares a los de la muestra total (Panel C de la Tabla 3). De hecho, el coeficiente de correlación entre la serie de rentabilidades de calendario de la estrategia de momentum obtenida con la muestra total y la obtenida con la muestra restringida es de un 96.278%. No obstante se observa una cierta reducción en los beneficios del momentum con relación a la muestra total, tanto en su magnitud como en su significatividad estadística, por lo que es posible que estemos incorporando un sesgo de supervivencia que esté penalizando en cierta medida a la rentabilidad de la estrategia de momentum. Éste resultado era hasta cierto punto previsible si tenemos en cuenta que los títulos eliminados de la muestra total por el requisito de la disponibilidad de su dato de tamaño y *book-to-market* son de esperar que sean de baja capitalización bursátil, los cuales se suelen caracterizar por una mayor volatilidad.

Por lo que se refiere a las características de tamaño y *book-to-market* de las distintas estrategias deciles, estos datos se muestran en el Panel B de la Tabla 4 y del Gráfico 3. Observamos como la característica tamaño aumenta casi monótonamente del decil inferior al superior, aunque con una caída al pasar del noveno al último decil. El contraste de igualdad conjunta para los diez deciles, mostrado en la última columna, se rechaza ampliamente. Además, los datos correspondientes a la estrategia de momentum indican que el decil ganador está compuesto en promedio por títulos con tamaño significativamente superior a los mantenidos por el decil perdedor. Por otra parte, un contraste adicional a los presentados en la tabla muestra que la estrategia perdedora está compuesta en promedio por títulos de menor tamaño a la media del mercado (p-valor de 0.000); sin embargo, no se puede decir que la estrategia ganadora esté compuesta en promedio por títulos de mayor tamaño a la media del mercado (p-valor de 0.146).

Por lo que respecta al *book-to-market*, éste tiende a disminuir conforme aumentamos el decil, destacando una brusca caída al pasar del primer decil al tercero. El contraste de igualdad conjunta para los diez deciles, mostrado en la última columna, se rechaza ampliamente. Además, los datos correspondientes a la estrategia de momentum indican que el decil perdedor está compuesto en promedio por títulos con coeficientes *book-to-market* significativamente mayores a los mantenidos por el decil ganador. Por otra parte, un contraste adicional a los presentados en la tabla muestra que la estrategia perdedora (ganadora) está compuesta en promedio por títulos de mayor (menor) ratio *book-to-market* a la media del mercado, ambos con p-valores de 0.000.

Estos resultados eran en cierta medida previsibles si tenemos en cuenta la evolución de la rentabilidad de los títulos perdedores y ganadores en el periodo de formación. Los títulos perdedores han sufrido una fuerte caída en sus precios lo cual habrá provocado una fuerte disminución en su capitalización bursátil por un lado, empujando hacia arriba sus ratio *book-to-market* por otro. De forma similar, los títulos perdedores habrán experimentado un fuerte aumento (disminución) en su capitalización bursátil (ratio *book-to-market*).

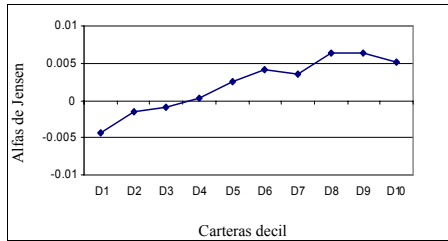
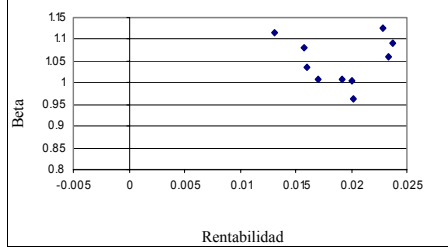
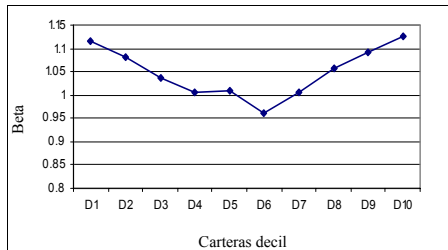
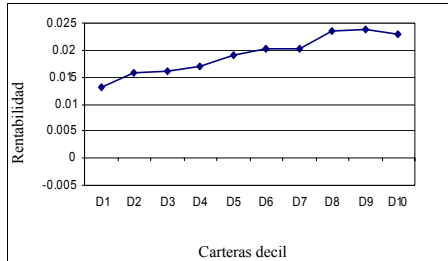
TABLA 4

Resultados para la muestra restringida a la disponibilidad de los datos Tamaño y Book-to-Market, la cual comprende únicamente el segundo subperíodo analizado en la Tabla 3: desde enero de 1982 a diciembre de 2000. En el Panel A se muestra la rentabilidad media (\bar{R}), alfa de Jensen (α), beta de mercado (β) y coeficiente de determinación ajustado ($R_{aj.}^2$) de la serie de rentabilidades en tiempo de calendario de las distintas estrategias deciles, así como de la estrategia de momentum resultante de comprar el decil 10 [ganadores] y vender en descubierto el decil 1 [perdedores]. En el Panel B se muestran las correspondientes características de Tamaño y Book-to-Market. En el Panel C se presentan los resultados de ajustar el modelo de tres factores de Fama-French. Periodos de formación y de mantenimiento separados por un mes y de 6 meses cada uno. En la última columna se muestra el estadístico Chi-cuadrado resultado de contrastar las hipótesis nulas: $H_0 : R_{D1} = \dots = R_{D10}$; $H_0 : \alpha_{D1} = \dots = \alpha_{D10} = 0$; $H_0 : \beta_{D1} = \dots = \beta_{D10}$

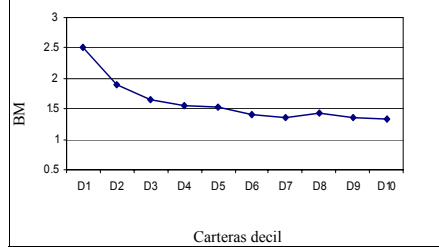
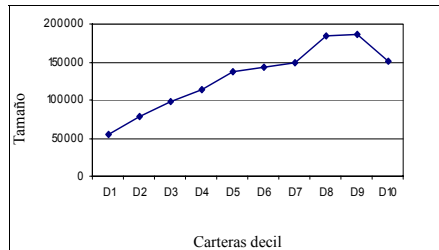
	Carteras										D10-D1	χ^2
	D1	D2	D3	D4	D5	D6	D7	D8	D9	D10		
PANEL A: CAPM												
\bar{R}	0.0131 [0.061]	0.0157 [0.013]	0.0160 [0.005]	0.0170 [0.002]	0.0192 [0.001]	0.0202 [0.000]	0.0201 [0.000]	0.0234 [0.000]	0.0237 [0.000]	0.0228 [0.000]	0.0097 [0.048]	9.502 [0.392]
α	-0.0044 [0.256]	-0.0015 [0.579]	-0.0009 [0.726]	0.0004 [0.845]	0.0026 [0.192]	0.0041 [0.094]	0.0035 [0.101]	0.0064 [0.023]	0.0063 [0.040]	0.0052 [0.161]	0.0096 [0.050]	12.581 [0.248]
β	1.1150	1.0812	1.0357	1.0068	1.0076	0.9616	1.0054	1.0587	1.0918	1.1254	0.0103 [0.932]	45.933 [0.000]
$R_{aj.}^2$	0.5728	0.7327	0.7815	0.8122	0.8221	0.8041	0.8198	0.7561	0.7399	0.6792		
PANEL B: Características de Tamaño y Book-to-Market												
Tamaño	54098	78040	97151	113845	138222	143964	149320	185153	185863	151740	97642 [0.001]	74.444 [0.000]
B/M	2.507	1.901	1.643	1.557	1.523	1.401	1.370	1.428	1.353	1.333	-1.174 [0.000]	36.899 [0.000]
PANEL C: Modelo de tres factores de Fama-French												
α	-0.0093 [0.001]	-0.0047 [0.016]	-0.0034 [0.061]	-0.0017 [0.271]	0.0005 [0.691]	0.0021 [0.201]	0.0017 [0.227]	0.0044 [0.036]	0.0046 [0.060]	0.0034 [0.220]	0.0127 [0.004]	18.012 [0.055]
β	0.9325 [0.000]	0.9696 [0.000]	0.9471 [0.000]	0.9346 [0.000]	0.9328 [0.000]	0.8968 [0.000]	0.9426 [0.000]	0.9943 [0.000]	1.0352 [0.000]	1.0763 [0.000]	0.1439 [0.217]	33.944 [0.000]
s	1.0495 [0.000]	0.7627 [0.000]	0.6175 [0.000]	0.5531 [0.000]	0.5351 [0.000]	0.5530 [0.000]	0.5114 [0.000]	0.6155 [0.000]	0.6229 [0.000]	0.8201 [0.000]	-0.2294 [0.287]	50.908 [0.000]
h	0.4620 [0.000]	0.2039 [0.044]	0.1545 [0.054]	0.0941 [0.124]	0.1215 [0.020]	0.0474 [0.482]	0.0618 [0.334]	0.0053 [0.942]	-0.0485 [0.575]	-0.2219 [0.072]	-0.6839 [0.001]	17.086 [0.047]
$R_{aj.}^2$	0.7497	0.8462	0.8659	0.8851	0.8927	0.8814	0.8818	0.8293	0.8088	0.7896		

GRÁFICO 3
Representación gráfica de los resultados de la Tabla 4.

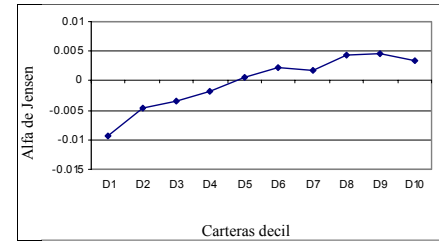
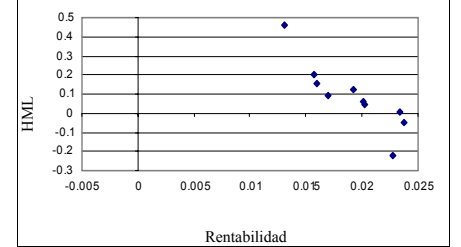
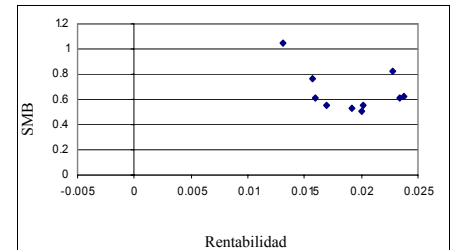
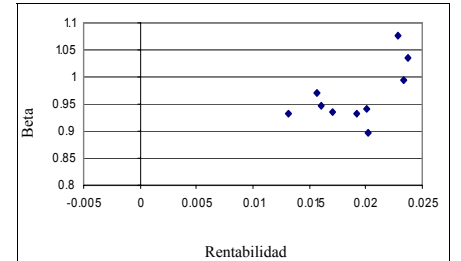
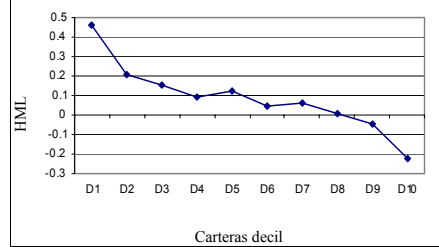
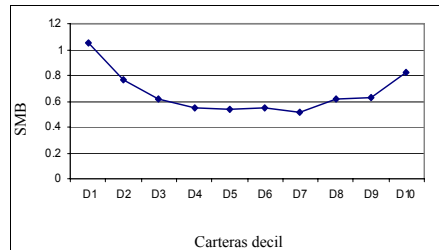
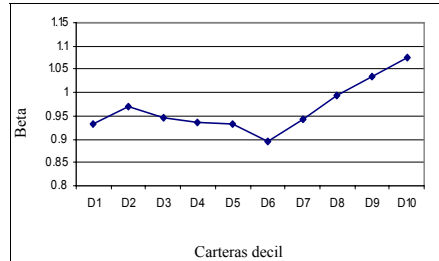
PANEL A



PANEL B



PANEL C



Sin embargo, estos resultados son opuestos a los que serían de esperar en el caso de que los beneficios del momentum fuesen debidos a la dispersión en las rentabilidades esperadas con origen en el efecto tamaño y/o *book-to-market*. Así, según el patrón presentado por la estrategia de momentum en estas dos variables, ésta debería proporcionar rentabilidades negativas en promedio. Por tanto, podríamos aventurar que la estrategia de momentum sería aún más rentable si controlásemos por estas dos variables. No obstante, también hay que tener en cuenta el cambio de sentido experimentado por el efecto tamaño en la década de los 90.³⁰

5.1.3. Los beneficios del momentum y el modelo de tres factores de fama y french

Hemos visto en los apartados previos como el beneficio de la estrategia de momentum no puede ser explicado por separado ni por la influencia del nivel de riesgo sistemático, medido a través del beta del mercado, ni del efecto tamaño, ni del efecto *book-to-market*. Más aún, las características presentadas por el momentum en las dos últimas variables parecen agravar en todo caso aún más el enigma del momentum. En este apartado se pretende estudiar que ocurre cuando estas tres variables son consideradas conjuntamente a través del modelo de tres factores de Fama y French (1993). Éste añade al modelo tradicional de rentabilidades esperadas del CAPM dos factores de riesgo adicionales:

$$E(R_i) = r_f + [E(R_M) - r_f] \cdot \beta_i + E(SMB) \cdot s_i + E(HML) \cdot h_i \quad (15)$$

donde *SMB* es el diferencial de rentabilidad entre las carteras compuestas por títulos de menor y mayor tamaño (*small minus big*) y *HML* es el diferencial de rentabilidad entre las carteras compuestas por títulos de mayor y menor ratio *book-to-market* (*high minus low*), ambas variables ortogonalizadas entre sí.

Dado el éxito de este modelo en la explicación de muchas de las anomalías detectadas en el mercado, Fama y French (1996), se ha convertido en práctica habitual en la reciente literatura financiera ajustar dicho modelo además del CAPM. Además, este modelo permite variabilidad temporal en los factores de tamaño y *book-to-market*, por lo que es consistente con el cambio de signo experimentado por el efecto tamaño en los últimos años.

Para calcular las rentabilidades anormales según este modelo seguimos un procedimiento similar al empleado con la ecuación (14), pero teniendo en cuenta el nuevo contexto, y lo ajustamos a la serie de rentabilidades en tiempo de calendario para cada una de las estrategias deciles así como a la estrategia de momentum:

³⁰ López y Marhuenda (2002) comprueban la existencia de un cambio de sentido en el efecto tamaño, aunque no significativo.

$$\left\{ R_{D,t} - r_{f,t} = \alpha_D + (R_{M,t} - r_{f,t})\beta_D \cdot SMB_t \cdot s_D + HML_t \cdot h_D + \varepsilon_t, \quad t = 01/65, 02/65, \dots, 12/00 \right\};$$

$$D = W, 2, 3, \dots, 9, L \quad (16)$$

$$\left\{ R_{Mom,t} = \alpha_{Mom} + (R_{M,t} - r_{f,t})\beta_{Mom} \cdot SMB_t \cdot s_{Mom} + HML_t \cdot h_{Mom} + \varepsilon_t, \quad t = 01/65, \dots, 12/00 \right\}$$

El procedimiento seguido para calcular los factores *SMB* y *HML* ha sido el siguiente. Al final de diciembre de cada año³¹ se ordenan los activos por valor de mercado y se dividen en dos grupos aproximadamente iguales denominados pequeño (S) y grande (B) en función del tamaño de los activos que los componen. Del mismo modo y de forma independiente se vuelven a ordenar los activos ahora en base a su ratio “valor contable-valor de mercado” y se dividen en tres grupos: alto BM (H), medio BM (M) y bajo BM (L). De las intersecciones entre estas dos clasificaciones surgen seis carteras: SH, SM, SL, BH, BM y BL. Así, por ejemplo, la cartera SH recoge los activos del grupo pequeño en cuanto al tamaño que además tiene alto BM. La rentabilidad de estas seis carteras se obtiene como la media de las rentabilidades equiponderada de los activos que las componen. *SMB* representa a la variable tamaño y se obtiene como la diferencia entre la rentabilidad de las carteras con tamaño pequeño (SH, SM y SL) y la de las carteras con tamaño grande (BH, BM y BL). *HML* representa a la variable “book-to-market” y se obtiene como la diferencia entre la rentabilidad de las carteras con alto BM (SH y BH) y la de las carteras con bajo BM (SL y BL). La composición de las carteras se revisa anualmente. De esta forma, se eliminan las influencias que ambas variables, tamaño y BM pueden ejercer entre sí, obteniendo factores de riesgo incorrelacionados por construcción.

En la Tabla 5 se muestran la media y la desviación típica de cada uno de los tres factores que componen este modelo, así como las correlaciones cruzadas entre ellos, tanto para el subperiodo 1982-2000 como para los subperiodos 1982-1990 y 1991-2000. Se observa como los factores *SMB* y *HML* ofrecen rentabilidades medias y desviaciones típicas más pequeñas que $R_M - r_f$. Por lo que respecta a las correlaciones cruzadas, *SMB* y *HML* apenas están correlacionados entre sí (como cabía esperar dado el procedimiento seguido para su construcción), mientras que su correlación con $R_M - r_f$ es más elevada. También se observa un cambio de sentido experimentado por el efecto tamaño en la década de los noventa, consistente con los resultados obtenidos por López y Marhuenda (2002).

En el Panel C de la Tabla 4 se muestran los resultados de regresar la ecuación (16), así como los contrastes de igualdad conjunta entre deciles. En el Panel C del Gráfico 3 se representan gráficamente dichos resultados. En lo que se refiere al poder explicativo de los tres factores, la sensibilidad a los factores de mercado y *BML* es positiva y significativa para todas las estrategias deciles, mientras que la sensibilidad al factor *HML* únicamente es significativamente positiva en los deciles 1, 2 y 5, no pudiéndose rechazar la hipótesis de igualdad a cero para el resto de deciles. Por lo que respecta a su patrón para la sección cruzada de los deciles, la sensibilidad al mercado sigue presentando forma de U, aunque a diferencia del ajuste CAPM está bastante inclinada a la izquierda.

³¹ En el trabajo de Fama y French (1993) las carteras se forman considerando los datos a finales de junio de cada año para asegurar que los inversores tienen conocimiento de los datos contables de finales del año fiscal.

En cualquier caso, se sigue rechazando que los ganadores soporten un mayor riesgo de mercado que los perdedores. La sensibilidad al factor *BML* presenta también forma de U, esta vez ligeramente inclinada a la derecha, aunque no se puede decir que la sensibilidad de los ganadores sea menor que la de los perdedores. La sensibilidad al factor *HML* disminuye de forma casi monótona conforme aumentamos el decil, siendo la sensibilidad de los ganadores significativamente superior a la de los perdedores. Este patrón en las sensibilidades lógicamente, en lugar de explicar el efecto momentum detectado lo agrava. Así, observamos como la pendiente positiva que trazan las rentabilidades anormales al desplazarnos del decil inferior al superior es ahora más pronunciada, incrementando la rentabilidad anormal de la estrategia de momentum, tanto en magnitud como en significatividad estadística. Curiosamente, los beneficios de la estrategia de momentum son ahora ocasionados en su mayor parte por el decil perdedor, no siendo la rentabilidad anormal de los ganadores significativamente distinta de cero.

TABLA 5
Estadísticos descriptivos de los factores del modelo de Fama-French (1993)

	Media (%)	σ (%)	Correlaciones		
			VW-ALR	SMB	HML
1982-2000					
$R_M - r_f$	0.8738	6.2521	1	0.189	0.289
SMB	0.4069	3.4406	0.189	1	0.068
HML	0.4952	3.5296	0.289	0.068	1
1982-1990					
$R_M - r_f$	1.1022	7.0842	1	0.232	0.301
SMB	1.0240	3.3469	0.232	1	0.037
HML	0.6807	3.9407	0.301	0.037	1
1991-2000					
$R_M - r_f$	0.6681	5.4176	1	0.139	0.268
SMB	-0.1485	3.4427	0.139	1	0.087
HML	0.3283	3.1212	0.268	0.087	1

Por tanto, el uso del modelo de Fama y French (1993) tampoco sería capaz de explicar los beneficios del momentum. De esta forma, el origen de este beneficio debería buscarse en los restantes componentes.

5.2. Autocorrelación en el factor generador de las rentabilidades

Para analizar la segunda fuente potencial de los beneficios del momentum Jegadeesh y Titman (1993) utilizan la cartera de mercado equiponderada para inferir el signo que presenta la autocorrelación del factor que genera las rentabilidades según el modelo de la ecuación (12). Partiendo de este modelo, la covarianza serial de las rentabilidades semestrales de la cartera de mercado equiponderada será:

$$Cov(\bar{R}_{t:t+5}, \bar{R}_{t-1:t-6}) = \left[\sum_{i=1}^N b_i / N \right]^2 Cov(f_{t:t+5}, f_{t-1:t-6}) \quad (17)$$

Partiendo de esta expresión, si los beneficios de la estrategia de momentum 6×6 son dirigidos por una autocorrelación positiva en el factor, las rentabilidades semestrales de la cartera de mercado equiponderada también deberían presentar autocorrelación positiva de primer orden. En la Tabla 6 se muestra su covarianza y el coeficiente de correlación serial de primer orden para el periodo completo así como para cada uno de los dos subperiodos. Adicionalmente, también se han calculado las covarianzas y autocorrelaciones de primer orden de las rentabilidades semestrales de la cartera de mercado ponderada por valor y de los factores *SMB* y *HML* del modelo de Fama y French (1993), como posibles factores generadores de las rentabilidades. Para evitar la discrecionalidad de tener que elegir un mes de inicio, a partir del cual obtener la serie de rentabilidades semestrales consecutivas, se han construido series de rentabilidades semestrales solapadas; es decir, al final de cada mes se ha calculado la rentabilidad acumulada por el factor en los siguientes seis meses. Calculando la autocovarianza y la autocorrelación de orden seis obtenemos una estimación del dato buscado.³²

TABLA 6

Autocovarianzas y coeficientes de autocorrelación de primer orden de las rentabilidades semestrales de la cartera de mercado equiponderada, así como de los tres factores del modelo de Fama y French (1993). Entre paréntesis (corchetes) se muestra el correspondiente estadístico (p-valor) calculado por GMM.

		Mercado equipond.	Mercado valor-pond.	<i>SMB</i>	<i>HML</i>
1965/2000	<i>Cov.</i>	0.009561	0.003989		
	<i>Corr.</i>	0.228319 (2.806) [0.005]	0.147766 (1.826) [0.069]		
1965/1981	<i>Cov.</i>	0.008774	0.006535		
	<i>Corr.</i>	0.452210 (3.854) [0.000]	0.426707 (3.612) [0.000]		
1982/2000	<i>Cov.</i>	0.006991	-0.000553	0.002342	-0.002300
	<i>Corr.</i>	0.119563 (1.236) [0.218]	-0.015692 (-0.180) [0.857]	0.233279 (1.929) [0.055]	-0.215448 (-2.170) [0.031]

Observamos como la autocorrelación de las rentabilidades semestrales del índice de mercado equiponderado es positiva tanto para el periodo de análisis completo como para cada uno de los dos subperiodos 1965-1981 y 1982-2000, aunque sólo es estadísticamente significativa en el primero de ellos. La autocorrelación del índice de mercado ponderado por valor también es significativamente positiva en el primer subperiodo, pasando a ser negativa aunque no significativa en el segundo. Por

³² El dato obtenido es muy similar si se calcula la autocovarianza y autocorrelación de primer orden de cada una de las seis posibles series de rentabilidades semestrales consecutivas que se pueden construir (empezando en enero, febrero, marzo, abril, mayo y junio) y las promediamos.

último, el factor *SMB* está positivamente autocorrelacionado y el factor *HML* negativamente autocorrelacionado, aunque sólo este último lo está a un nivel de significación del 5%.

Previamente hemos observado como los beneficios del momentum, aunque parecen estar presentes en ambos subperiodos, son especialmente robustos en el primero de ellos. La fuerte correlación positiva presentada por el índice de mercado, tanto equiponderado como valorponderado, en este subperiodo plantea la posibilidad de que, al menos en parte, los beneficios del momentum tengan su origen en la autocorrelación del factor que genera las rentabilidades.

Para contrastar si efectivamente dicha autocorrelación explica, en parte o totalmente, los beneficios del momentum, se ha analizado una estrategia de inversión que explota dicha autocorrelación, comprando títulos con alto (bajo) beta y vendiendo los títulos con bajo (alto) beta cuando el mercado ha sido alcista (bajista) en los últimos seis meses, manteniendo dicha posición durante los siguientes seis meses. Concretamente, al inicio de cada mes estimamos el beta de cada título utilizando un periodo de estimación previo de 36 meses.³³ Seguidamente, ordenamos los títulos de mayor a menor beta cuando la diferencia entre la rentabilidad del índice de mercado equiponderado y el activo libre de riesgo en los seis meses previos es positiva y viceversa. Finalmente, obtenemos la serie de rentabilidades de calendario siguiendo los mismos pasos que para la estrategia de momentum 6×6 que salta un mes entre el periodo de formación y el de prueba. La utilidad de analizar esta estrategia estriba en que si los beneficios del momentum son plenamente originados por la autocorrelación en el factor, debería esperarse que los beneficios de esta estrategia fuesen similares a los del momentum. Si la autocorrelación en el factor explica sólo parte de los beneficios del momentum se debería esperar en cualquier caso que esta estrategia proporcionase rentabilidades positivas. No obstante, el hecho de que ambas estrategias proporcionasen rentabilidades similares no significa obligatoriamente que sean idénticas.

En la Tabla 7 se muestra la rentabilidad media, alfa de Jensen y beta de dicha estrategia. Se observa como los beneficios proporcionados por ésta no son significativamente distintos de cero ni en el periodo completo ni para cada uno de los dos subperiodos estudiados. Además, su magnitud es muy reducida, suponiendo en el mejor de los casos (segundo subperiodo) tan solo un 37% de los beneficios generados por la estrategia de momentum. Si a esto le añadimos los reducidos coeficientes de correlación existentes entre las rentabilidades de ambas estrategias, podemos decir que el origen de los beneficios del momentum no parece estar en una autocorrelación positiva en el factor.

³³ Exigimos a los títulos que coticen ininterrumpidamente durante dicho periodo de estimación. El beta es estimado con el modelo de mercado utilizando el índice valorponderado del mercado. Para las primeras fechas de formación no disponemos de suficiente observaciones, por lo que para la primera fecha de formación (inicio de julio de 1964) las betas son estimadas con solo 18 observaciones, para la segunda fecha de formación (inicio de agosto de 1964) 19 observaciones y así sucesivamente hasta alcanzar las 36.

TABLA 7

Rentabilidad media (\bar{R}), alfa de Jensen (α), beta de mercado (β) y coeficiente de determinación ajustado ($R_{aj.}^2$) de la serie de rentabilidades en tiempo de calendario de la estrategia consistente en ordenar los títulos en función de su beta de mercado (utilizando el índice de mercado valorponderado) y comprar el decil 10 y vender en descubierto el decil 1 cuando el mercado ha sido alcista en los últimos 6 meses, y viceversa. Periodos de formación y de mantenimiento separados por un mes y de 6 meses cada uno. En la última fila se muestra el coeficiente de correlación entre la rentabilidad proporcionada por esta estrategia y la de momentum.

	1965-2000	1965-1981	1982-2000
\bar{R}	0.0021 [0.360]	0.0002 [0.937]	0.0038 [0.300]
α	0.0012 [0.631]	0.0000 [0.992]	0.0022 [0.590]
β	0.1371 [0.206]	0.0524 [0.682]	0.1720 [0.216]
$R_{aj.}^2$	0.0186	-0.0017	0.0275
ρ	0.2540	0.2285	0.2674

Resulta curioso, al analizar los resultados de la Tabla 7, que el CAPM produzca un ajuste tan poco satisfactorio para una estrategia que selecciona los títulos por su beta. Así, vemos como los coeficientes beta no son significativos y los coeficientes de determinación son muy bajos, incluso negativo en el primer subperiodo. La respuesta posiblemente se encuentre en que hemos construido una estrategia cuyo beta varía en el tiempo (alto después de semestres alcistas en el mercado y bajo después de semestres bajistas) y lógicamente el CAPM con beta constante en el tiempo no recoge dicho comportamiento en el beta. Para abordar este aspecto calculamos las alfas de Jensen ajustando la siguiente regresión³⁴:

$$R_{estrategia,t} = \alpha + (R_{m,t} - r_{f,t})\beta_{alcista} + (R_{m,t} - r_{f,t})D_t\beta_{dif} + e_t \quad (18)$$

donde D_t es una variable dummy igual a uno cuando $(R_m - r_f) < 0$ en los seis meses previos, $\beta_{alcista}$ es el beta en los meses posteriores a un semestre alcista y β_{dif} mide la diferencia entre el beta después de mercados alcistas y el beta después de mercados bajistas, por lo que $\beta_{alcista} + \beta_{dif}$ mide el beta después de mercados bajistas. Además, si parte del origen de los beneficios del momentum provienen de una autocorrelación positiva en el factor, su beta debería presentar este mismo patrón de comportamiento y el ajuste de un CAPM que tiene en cuenta dicha variabilidad, ecuación (18), debería reducir, al menos en parte, la rentabilidad anormal proporcionada por el momentum. Por tanto, este análisis puede ser también muy útil para aportar evidencia adicional acerca de si los beneficios del momentum son originados, al menos en parte, por la correlación en el factor.

³⁴ Un análisis similar se puede encontrar en Grundy y Martin (2001).

Los resultados de esta regresión tanto para la estrategia de momentum como para la estrategia que selecciona los títulos en función de su beta se muestran en la Tabla 8. Como era de esperar los beneficios de esta segunda estrategia se ajustan mucho mejor a esta nueva especificación del CAPM, siendo el beta en los meses posteriores a semestres bajistas significativamente menores que el beta del resto de meses y produciéndose un aumento considerable en los coeficientes de determinación. Los resultados para la estrategia de momentum son reveladores: su beneficio permanece inalterado después de realizar este ajuste por riesgo y no existe una diferencia significativa entre uno y otro beta. Estos resultados aportan evidencia adicional en contra de una explicación de los beneficios del momentum basada en una autocorrelación positiva en el factor.³⁵

TABLA 8

Resultados de ajustar la regresión $\left[R_{estrategia,t} = \alpha + (R_{m,t} - r_{f,t})\beta_{alcista} + (R_{m,t} - r_{f,t})D_t\beta_{dif} + e_t \right]$ a la serie de rentabilidades en tiempo de calendario de la estrategia de momentum y de la estrategia consistente en ordenar los títulos en función de su beta de mercado (utilizando el índice de mercado valorponderado) y comprar el decil 10 y vender en descubierto el decil 1 cuando el mercado ha sido alcista en los últimos 6 meses, y viceversa. D_t es una variable dummy igual a uno cuando $(R_m - r_f) < 0$ en los seis meses previos, $\beta_{alcista}$ es el beta en los meses posteriores a un semestre alcista y β_{dif} mide la diferencia entre el beta después de mercados alcistas y el beta después de mercados bajistas. Periodos de formación y de mantenimiento separados por un mes y de 6 meses cada uno.

	Momentum			Estrategia basada en los betas		
	1965-2000	1965-1981	1982-2000	1965-2000	1965-1981	1982-2000
α	0.0130 [0.000]	0.0168 [0.000]	0.0101 [0.032]	-0.0003 [0.887]	-0.0030 [0.257]	0.0017 [0.672]
$\beta_{alcista}$	0.1044 [0.261]	0.1418 [0.166]	0.0941 [0.409]	0.3735 [0.000]	0.4578 [0.000]	0.3472 [0.008]
β_{dif}	-0.2255 [0.134]	-0.0647 [0.715]	-0.3554 [0.066]	-0.6972 [0.000]	-0.8300 [0.000]	-0.6411 [0.001]
$R_{aj.}^2$	0.0062	0.0033	0.0129	0.1375	0.1965	0.1128

5.3. Autocorrelación en el componente específico de las rentabilidades

En esta sección se analiza la tercera fuente potencial de los beneficios del momentum según la descomposición realizada en la ecuación (13): una autocorrelación positiva en el componente específico de las rentabilidades. Para tener una primera idea acerca de tal posibilidad se ha calculado la media de las autocovarianzas de primer orden de los residuos resultantes de aplicar el modelo de mercado (utilizando el índice valorponderado) a la serie de rentabilidades semestrales de cada título.

³⁵ También se ha analizado una estrategia que selecciona los títulos en función de su beta estimando este con el índice de mercado equiponderado. En este caso la estrategia sí que presenta rentabilidades significativamente positivas en el primer subperiodo de una magnitud del 0.71%, pero desaparecen totalmente cuando ajustamos el CAPM de beta variable de la ecuación 16. Las conclusiones que se derivan de los resultados obtenidos para esta estrategia son consistentes con los obtenidos cuando el beta de los títulos es estimado con el índice valorponderado. Estos resultados están disponibles para todas las partes interesadas.

Para evitar tener que elegir de forma discrecional un mes de inicio a partir del cual obtener la serie de rentabilidades semestrales consecutivas se ha calculado en su lugar la serie de rentabilidades semestrales solapadas computando al inicio de cada mes la rentabilidad acumulada en los siguientes seis meses; este procedimiento es similar al empleado en el apartado anterior cuando se obtenía una serie de rentabilidades semestrales de los índices. Seguidamente se han seleccionado aquellos títulos que tuviesen al menos 120 observaciones semestrales y se les ha ajustado el modelo de mercado utilizando para ello la serie de rentabilidades semestrales solapadas del índice de mercado valorponderado calculada en el apartado previo. Por último se ha calculado la autocovarianza con seis retardos de las series de residuos obtenidos para cada título. La media de dichas autocovarianzas es de 0.0043 para el periodo completo y 0.0037 y 0.0024 para el primer y segundo subperiodo respectivamente.³⁶ Estas covarianzas positivas sugieren que los beneficios del momentum pueden tener su origen en esta tercera fuente.

Para examinar en mayor profundidad la posibilidad de que la existencia de momentum esté vinculada a este último componente se ha realizado el siguiente planteamiento. Si los beneficios del momentum efectivamente surgen de la existencia de autocorrelaciones positivas en el componente específico de las rentabilidades de los títulos individuales, la mejor manera de sacar provecho de tal patrón sería seleccionando los títulos ganadores y perdedores en función del componente específico de las rentabilidades en lugar de las rentabilidades totales.³⁷ Para comprobar tal posibilidad, al inicio de cada mes se han seleccionado los títulos que han cotizado de forma ininterrumpida en los 36 meses previos y se ha estimado el modelo de mercado (utilizando el índice valorponderado)³⁸ para cada uno de ellos utilizando dicho periodo.³⁹ Seguidamente, se han acumulado los residuos correspondientes a los seis meses previos (periodo de formación) para cada título y, a continuación, han sido ordenados de menor a mayor en función de dicho valor.⁴⁰ Finalmente, se construye una estrategia de negociación que compra el decil superior y vende en descubierto el decil inferior, calculándose su serie de rentabilidades en tiempo de calendario de forma similar a la empleada en la estrategia de momentum

³⁶ Los datos obtenidos son muy similares si se calcula la autocovarianza de primer orden de cada una de las seis posibles series de rentabilidades semestrales consecutivas que se pueden construir (empezando en enero, febrero, marzo, abril, mayo y junio) y las promediamos.

³⁷ Según Grundy y Martin (2001), en la medida que la rentabilidad de una estrategia de momentum refleja momentum en un componente de las rentabilidades más allá que el asociado con la exposición a los factores Fama-French, una estrategia de momentum tradicional que define a los ganadores y perdedores en términos de sus rentabilidades totales relativas es subóptima. Así, obtienen que la rentabilidad ajustada al riesgo de una estrategia que basa el estatus de ganador y perdedor en componentes específicos de la rentabilidad es marginalmente mayor que la de una estrategia basada en la rentabilidad total, y marcadamente más grande que la rentabilidad ajustada al riesgo de la estrategia basada en la rentabilidad relacionada al factor.

³⁸ Los resultados son similares cuando se utiliza el índice de mercado equiponderado.

³⁹ Para las primeras fechas de formación no disponemos de suficiente observaciones, por lo que para la primera fecha de formación (inicio de julio de 1964) el modelo de mercado es estimado con solo 18 observaciones, para la segunda fecha de formación (inicio de agosto de 1964) 19 observaciones y así sucesivamente hasta alcanzar las 36.

⁴⁰ Además de esta estimación de los residuos dentro de la muestra se ha realizado también una estimación fuera de muestra utilizando los 36 meses previos al periodo de formación. Los resultados obtenidos son muy similares.

estándar⁴¹. La rentabilidad media, alfa de Jensen y beta de dicha estrategia de negociación aparecen en la Tabla 9.

TABLA 9

Rentabilidad media (\bar{R}), alfa de Jensen (α), beta de mercado (β) y coeficiente de determinación ajustado ($R_{aj.}^2$) de la serie de rentabilidades en tiempo de calendario de una estrategia de momentum que selecciona los títulos ganadores y perdedores en función de los residuos del modelo de mercado en el periodo de formación (utilizando el índice valorponderado). El modelo de mercado es estimado en los 36 meses previos a la fecha de formación. Periodos de formación y de mantenimiento separados por un mes y de 6 meses cada uno. En la última fila se muestra el coeficiente de correlación entre la rentabilidad proporcionada por esta estrategia y la de momentum.

	1965-2000	1965-1981	1982-2000
\bar{R}	0.0111 [0.000]	0.0148 [0.000]	0.0078 [0.043]
α	0.0104 [0.000]	0.0141 [0.000]	0.0070 [0.087]
β	0.1129 [0.120]	0.1721 [0.044]	0.0919 [0.336]
$R_{aj.}^2$	0.0135	0.0344	0.0059
ρ	0.7968	0.8144	0.7891

Los resultados son reveladores: esta estrategia proporciona rentabilidades brutas significativas tanto en el periodo completo como en cada uno de los dos subperiodos, siendo de una magnitud que representan entre el 75% y el 85% de los beneficios obtenidos por la estrategia de momentum estándar. Además se observa el mismo decaimiento de los beneficios en el segundo subperiodo, en el cual la estrategia deja de proporcionar rentabilidades anormales significativas al 5%. Los coeficientes de correlación entre las rentabilidades proporcionadas por ambas estrategias son muy elevados como se muestra en la última columna de la tabla. Estos resultados sugieren que al menos una importante parte de los beneficios del momentum parece tener su origen en una autocorrelación serial en el componente específico de las rentabilidades. No obstante, dado que este componente no explica totalmente los resultados de las estrategias de momentum, parece sensato apuntar a la existencia de otras fuentes adicionales en la generación de los beneficios del momentum.

⁴¹ Un planteamiento similar es realizado por Grundy y Martin (2001).

6. Estacionalidad, persistencia y diversificación del momentum

6.1. Estacionalidad de los beneficios del momentum

La evidencia empírica en otros países ha mostrado un importante patrón estacional en los beneficios del momentum. En el Panel A de la Tabla 10 y del Gráfico 4 se muestran las rentabilidades medias y las alfas de Jensen del decil perdedor, ganador y de la estrategia de momentum para cada uno de los meses del año. Entre corchetes aparecen los correspondientes p-valores. El patrón observado para rentabilidades medias y rentabilidades anormales es muy similar. Tanto la estrategia perdedora como la ganadora proporcionan un mayor rendimiento en los cinco primeros meses del año, destacando el comportamiento positivo de ambas estrategias en el mes de enero. El resto de meses del año las rentabilidades son generalmente inferiores con la clara excepción del mes de agosto, aunque éste sólo sea significativo para la estrategia ganadora. Sin embargo, para la estrategia de momentum el patrón estacional es opuesto al observado en las estrategias perdedora y ganadora: proporciona rentabilidades más altas en los últimos siete meses del año con la excepción del mes de agosto y destacando el comportamiento positivo de la estrategia en el mes de diciembre. Este comportamiento opuesto es debido a que las rentabilidades positivas experimentadas por la estrategia perdedora y ganadora en los cinco primeros meses así como en el mes de agosto se compensan entre ellas, mientras que para el resto de meses las rentabilidades negativas de la estrategia perdedora tienden a hacer rentable la estrategia de momentum. Por último es interesante remarcar que la estrategia de momentum proporciona rentabilidades positivas en todos los meses del año, siendo éstas significativas en los meses de junio, julio, septiembre y diciembre.⁴²

En los Paneles B y C de la Tabla 10 y del Gráfico 4 se muestran los resultados del análisis de estacionalidad para cada uno de los dos subperiodos. En términos generales el patrón estacional detectado en el periodo completo se mantiene en ambos, aunque con ciertas peculiaridades. Concretamente, en el subperiodo 1965-1981 la estrategia de momentum no tiende a concentrar su rentabilidad en los siete últimos meses del año y la rentabilidad del mes de septiembre deja de tener un comportamiento positivo significativo.

⁴² Curiosamente, no se observa en el mercado español la fuerte estacionalidad negativa detectada en otros mercados para el mes de enero. En los resultados obtenidos para la estrategia 6×6 con periodos de formación y mantenimiento consecutivos, aunque ésta se comporta peor en el mes de enero que la que salta un mes entre ambos periodos, su rentabilidad en ese mes sigue sin ser significativamente negativa.

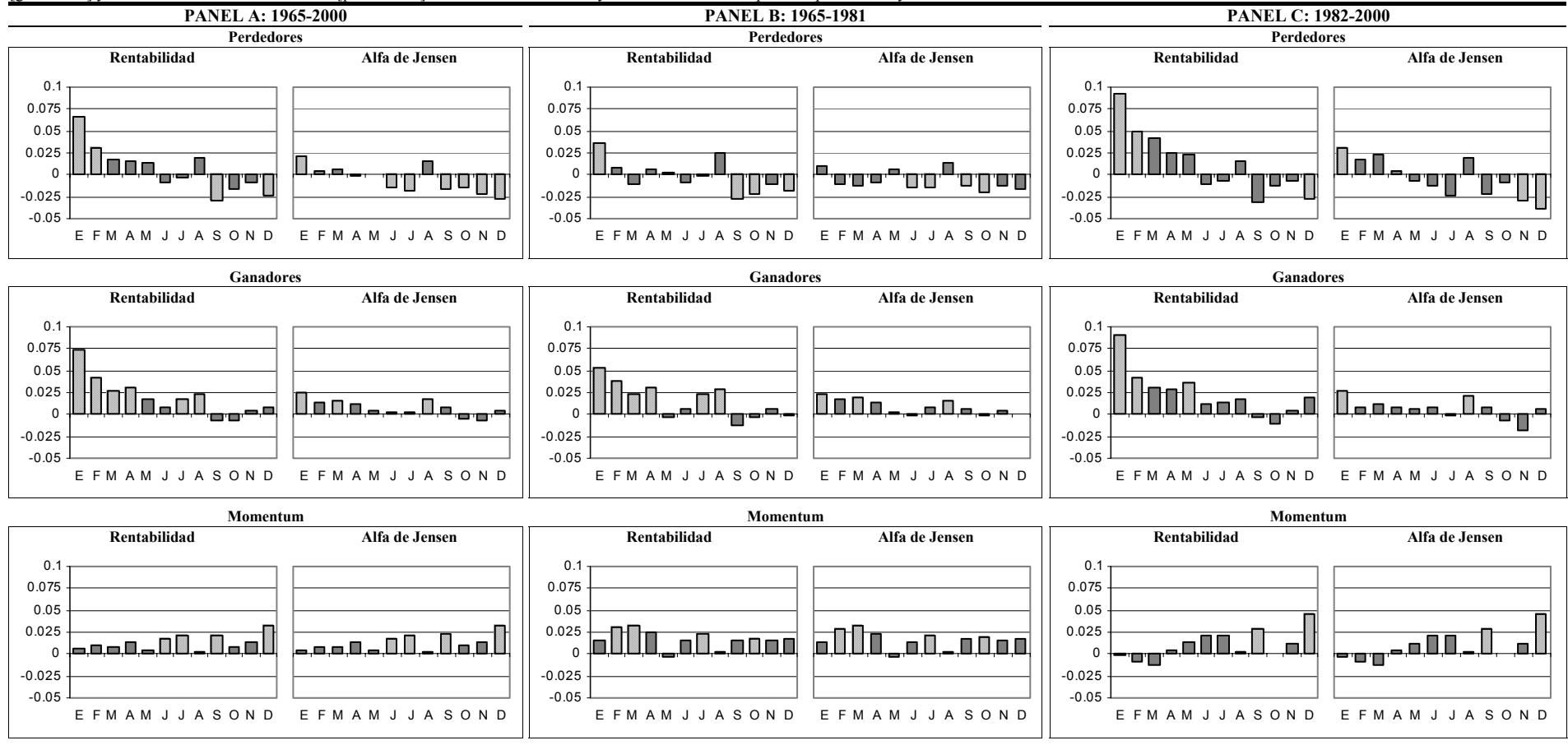
TABLA 10

Rentabilidad media (\bar{R}) y alfa de Jensen (α) para cada mes del año de la serie de rentabilidades en tiempo de calendario de los deciles perdedor y ganador, así como de la estrategia de momentum resultante de comprar el decil 10 [ganadores] y vender en descubierto el decil 1 [perdedores]. Periodos de formación y de mantenimiento separados por un mes y de 6 meses cada uno. En la última columna se muestra el estadístico Chi-cuadrado resultado de contrastar las hipótesis nulas: $H_0 : R_{D1} = \dots = R_{D10}$; $H_0 : \alpha_{D1} = \dots = \alpha_{D10} = 0$;

		Mes del año												χ^2
		Enero	Febr.	Marzo	Abril	Mayo	Junio	Julio	Agos.	Sept.	Octub.	Nov.	Dic.	
PANEL A: 1965-2000														
DI	\bar{R}	0.066 [0.000]	0.030 [0.010]	0.018 [0.297]	0.016 [0.212]	0.014 [0.228]	-0.009 [0.394]	-0.004 [0.638]	0.020 [0.168]	-0.030 [0.005]	-0.016 [0.153]	-0.009 [0.415]	-0.023 [0.001]	72.551 [0.000]
	α	0.021 [0.024]	0.004 [0.648]	0.007 [0.577]	-0.002 [0.786]	0.001 [0.921]	-0.014 [0.027]	-0.019 [0.017]	0.016 [0.065]	-0.016 [0.018]	-0.014 [0.021]	-0.021 [0.006]	-0.028 [0.000]	38.939 [0.000]
D10	\bar{R}	0.073 [0.000]	0.041 [0.000]	0.027 [0.018]	0.030 [0.005]	0.018 [0.053]	0.009 [0.384]	0.018 [0.030]	0.023 [0.049]	-0.007 [0.506]	-0.007 [0.635]	0.005 [0.664]	0.009 [0.268]	41.509 [0.000]
	α	0.025 [0.000]	0.013 [0.056]	0.015 [0.015]	0.011 [0.112]	0.005 [0.423]	0.003 [0.501]	0.002 [0.589]	0.018 [0.003]	0.008 [0.202]	-0.005 [0.535]	-0.007 [0.441]	0.004 [0.471]	34.993 [0.000]
D10-D1	\bar{R}	0.006 [0.575]	0.010 [0.292]	0.009 [0.462]	0.014 [0.149]	0.005 [0.566]	0.018 [0.017]	0.022 [0.008]	0.002 [0.837]	0.022 [0.001]	0.009 [0.271]	0.014 [0.220]	0.033 [0.000]	8.508 [0.667]
	α	0.005 [0.685]	0.009 [0.328]	0.009 [0.475]	0.013 [0.167]	0.004 [0.598]	0.018 [0.017]	0.022 [0.008]	0.002 [0.837]	0.023 [0.001]	0.010 [0.236]	0.014 [0.242]	0.033 [0.000]	47.175 [0.000]
PANEL B: 1965-1981														
DI	\bar{R}	0.037 [0.036]	0.009 [0.407]	-0.010 [0.332]	0.006 [0.737]	0.002 [0.920]	-0.008 [0.469]	-0.001 [0.936]	0.025 [0.067]	-0.028 [0.002]	-0.021 [0.016]	-0.010 [0.405]	-0.019 [0.012]	31.490 [0.001]
	α	0.010 [0.452]	-0.010 [0.213]	-0.013 [0.124]	-0.009 [0.349]	0.006 [0.659]	-0.015 [0.001]	-0.014 [0.018]	0.013 [0.125]	-0.012 [0.048]	-0.020 [0.001]	-0.012 [0.129]	-0.017 [0.078]	35.664 [0.000]
D10	\bar{R}	0.053 [0.004]	0.039 [0.003]	0.023 [0.046]	0.030 [0.036]	-0.003 [0.834]	0.007 [0.615]	0.023 [0.037]	0.028 [0.010]	-0.012 [0.312]	-0.003 [0.813]	0.006 [0.568]	-0.001 [0.849]	23.841 [0.013]
	α	0.024 [0.005]	0.018 [0.051]	0.020 [0.033]	0.014 [0.091]	0.003 [0.696]	-0.001 [0.896]	0.008 [0.204]	0.015 [0.021]	0.006 [0.278]	-0.001 [0.874]	0.005 [0.490]	0.001 [0.849]	22.510 [0.032]
D10-D1	\bar{R}	0.016 [0.309]	0.030 [0.001]	0.033 [0.000]	0.025 [0.086]	-0.004 [0.702]	0.015 [0.066]	0.023 [0.006]	0.003 [0.661]	0.016 [0.084]	0.018 [0.008]	0.016 [0.141]	0.018 [0.066]	13.304 [0.274]
	α	0.014 [0.387]	0.028 [0.001]	0.033 [0.000]	0.024 [0.104]	-0.004 [0.763]	0.014 [0.069]	0.022 [0.007]	0.002 [0.807]	0.018 [0.054]	0.019 [0.006]	0.016 [0.144]	0.018 [0.053]	58.464 [0.000]
PANEL C: 1982-2000														
DI	\bar{R}	0.092 [0.000]	0.050 [0.009]	0.042 [0.159]	0.025 [0.184]	0.024 [0.079]	-0.010 [0.571]	-0.007 [0.623]	0.016 [0.524]	-0.031 [0.087]	-0.012 [0.546]	-0.007 [0.667]	-0.027 [0.019]	76.508 [0.000]
	α	0.031 [0.015]	0.017 [0.163]	0.023 [0.245]	0.005 [0.672]	-0.006 [0.620]	-0.013 [0.259]	-0.023 [0.109]	0.020 [0.156]	-0.021 [0.057]	-0.009 [0.401]	-0.030 [0.015]	-0.039 [0.000]	35.861 [0.000]
D10	\bar{R}	0.090 [0.000]	0.042 [0.001]	0.030 [0.111]	0.029 [0.059]	0.037 [0.004]	0.011 [0.477]	0.014 [0.256]	0.018 [0.362]	-0.003 [0.865]	-0.011 [0.675]	0.005 [0.824]	0.019 [0.191]	24.520 [0.011]
	α	0.027 [0.013]	0.008 [0.401]	0.011 [0.197]	0.009 [0.417]	0.006 [0.560]	0.008 [0.301]	-0.002 [0.714]	0.022 [0.024]	0.008 [0.410]	-0.007 [0.537]	-0.019 [0.267]	0.007 [0.478]	21.784 [0.040]
D10-D1	\bar{R}	-0.002 [0.879]	-0.008 [0.607]	-0.012 [0.562]	0.004 [0.753]	0.013 [0.258]	0.021 [0.092]	0.021 [0.130]	0.002 [0.933]	0.028 [0.005]	0.001 [0.947]	0.012 [0.533]	0.046 [0.001]	13.154 [0.283]
	α	-0.004 [0.813]	-0.009 [0.574]	-0.012 [0.550]	0.004 [0.774]	0.012 [0.295]	0.021 [0.088]	0.021 [0.127]	0.002 [0.921]	0.029 [0.006]	0.001 [0.929]	0.011 [0.561]	0.046 [0.001]	30.086 [0.003]

GRÁFICO 4

Rentabilidad media y alfa de Jensen para cada mes del año de la serie de rentabilidades en tiempo de calendario de los deciles perdedor y ganador, así como de la estrategia de momentum resultante de comprar el decil 10 [ganadores] y vender en descubierto el decil 1 [perdedores]. Periodos de formación y de mantenimiento separados por un mes y de 6 meses cada uno.



6.2. Persistencia de los beneficios del momentum

En los apartados previos hemos observado como en el segundo subperiodo analizado, 1982-2000, aunque los beneficios del momentum siguen siendo significativos, éstos sufren un cierto decaimiento con respecto al subperiodo previo, 1965-1981. Esto parece ser consistente con la idea de que en la medida que se identifiquen reglas de negociación capaces de generar rentabilidades anormales, su uso masivo por parte de los inversores conducirá a su destrucción. Para analizar más detalladamente esta posibilidad se dividen en dos cada uno de los subperiodos previos: 1965-1972, 1973-1981, 1982-1990, 1991-2000. En la Tabla 11 se presentan los resultados de la estrategia de momentum para cada uno de estos subperiodos. De forma consistente con la idea propuesta los beneficios del momentum parecen desaparecer en la década de los 90 coincidiendo con la publicación del trabajo de Jegadeesh y Titman (1993). Para los otros tres subperiodos, previos a dicha publicación, la estrategia de momentum es altamente rentable.

TABLA 11

Rentabilidad media (\bar{R}), alfa de Jensen (α) y beta de mercado (β) de la serie de rentabilidades en tiempo de calendario de la estrategia de momentum resultante de comprar el decil 10 [ganadores] y vender en descubierto el decil 1 [perdedores]. Periodos de formación y de mantenimiento separados por un mes y de 6 meses cada uno.

	Periodo			
	1965-1972	1973-1981	1982-1990	1991-2000
\bar{R}	0.015516 [0.0000]	0.019061 [0.0001]	0.018333 [0.0198]	0.003210 [0.5598]
α	0.012183 [0.0004]	0.019324 [0.0002]	0.017561 [0.0328]	0.004370 [0.3784]
β	0.275107 [0.0056]	0.070410 [0.5171]	0.081483 [0.5644]	-0.138229 [0.3300]

6.3. Estrategia de momentum con quintiles

Los coeficientes de determinación ajustados observados al efectuar los distintos ajustes por riesgo realizados en apartados anteriores podrían sugerir que las distintas estrategias de deciles no están del todo bien diversificadas, y en especial las estrategias correspondientes al decil perdedor y ganador que son las que conforman la estrategia de momentum. Dadas las características del mercado de capitales español el número de títulos que componen en promedio los deciles en cada fecha de formación, 11 títulos, es bastante reducido, oscilando entre 7 y 15 títulos. Por tanto, para el mercado español parece conveniente trabajar con percentiles mayores y por tanto con carteras que contengan un mayor número de títulos y que estén mejor diversificadas. Por ello, hemos analizado también la estrategia de momentum resultante del uso de quintiles.

En la Tabla 12 se muestran, para el periodo completo así como para cada uno de los dos subperiodos, las rentabilidades medias así como las alfas de Jensen, los betas y los coeficientes de determinación ajustados resultado de ajustar el CAPM a cada una de las estrategias quintiles, y a la estrategia de momentum que compra el quintil superior y vende el inferior. Como era de esperar, los

coeficientes de determinación son mayores que los obtenidos al trabajar con deciles, reflejo de una mayor diversificación en las carteras construidas. Además, aunque la rentabilidad de la estrategia de momentum disminuye ligeramente, aumenta su significatividad estadística. Así, en el subperiodo 01/1982-12/2000 la rentabilidad anormal de la estrategia de momentum pasa de un p-valor del 2,9% cuando trabajábamos con deciles a un 1,7% al trabajar con quintiles. Por tanto, aunque trabajar con carteras de perdedores y ganadores menos extremas reduce, aunque solo ligeramente, la magnitud del momentum, esta es compensada por la reducción en su nivel de riesgo conseguida por una mejor diversificación de estas carteras, siendo el resultado final un aumento en los estadísticos t del contraste.

TABLA 12

Rentabilidad media (\bar{R}), alfa de Jensen (α), beta de mercado (β) y coeficiente de determinación ajustado ($R_{aj.}^2$) de la serie de rentabilidades en tiempo de calendario de las distintas estrategias quintiles, así como de la estrategia de momentum resultante de comprar el quintil 5 [ganadores] y vender en descubierto el quintil 1 [perdedores]. Periodos de formación y de mantenimiento separados por un mes y de 6 meses cada uno. En la última columna se muestra el estadístico Chi-cuadrado resultado de contrastar las hipótesis nulas:

$$H_0 : R_{Q1} = \dots = R_{Q5}; \quad H_0 : \alpha_{Q1} = \dots = \alpha_{Q5} = 0; \quad H_0 : \beta_{Q1} = \dots = \beta_{Q5}$$

	Carteras						χ^2
	Q1	Q2	Q3	Q4	Q5	Q5-Q1	
PANEL A: 1965-2000							
\bar{R}	0.0076 [0.055]	0.0108 [0.002]	0.0132 [0.000]	0.0156 [0.000]	0.0185 [0.000]	0.0109 [0.000]	25.567 [0.000]
α	-0.0043 [0.025]	-0.0008 [0.573]	0.0017 [0.181]	0.0039 [0.007]	0.0064 [0.001]	0.0107 [0.000]	24.976 [0.000]
β	1.0019 [0.000]	0.9519 [0.000]	0.9380 [0.000]	0.9643 [0.000]	1.0353 [0.000]	0.0334 [0.617]	13.420 [0.009]
$R_{aj.}^2$	0.6478	0.7993	0.8268	0.8009	0.7325		
PANEL B: 1965-1981							
\bar{R}	0.0007 [0.860]	0.0044 [0.250]	0.0057 [0.116]	0.0084 [0.026]	0.0133 [0.002]	0.0126 [0.000]	32.616 [0.000]
α	-0.0056 [0.003]	-0.0019 [0.150]	-0.0005 [0.690]	0.0022 [0.110]	0.0067 [0.001]	0.0123 [0.000]	34.017 [0.000]
β	0.8776 [0.000]	0.8807 [0.000]	0.8592 [0.000]	0.8715 [0.000]	0.9569 [0.000]	0.0792 [0.172]	9.226 [0.056]
$R_{aj.}^2$	0.6296	0.8193	0.8346	0.8288	0.7344		
PANEL C: 1982-2000							
\bar{R}	0.0138 [0.031]	0.0165 [0.003]	0.0199 [0.000]	0.0220 [0.000]	0.0232 [0.000]	0.0094 [0.013]	10.016 [0.040]
α	-0.0032 [0.316]	0.0002 [0.931]	0.0037 [0.083]	0.0055 [0.024]	0.0061 [0.060]	0.0092 [0.017]	12.979 [0.024]
β	1.0535 [0.000]	0.9811 [0.000]	0.9690 [0.000]	1.0019 [0.000]	1.0692 [0.000]	0.0157 [0.863]	12.613 [0.013]
$R_{aj.}^2$	0.6580	0.7946	0.8281	0.7962	0.7337		

7. Conclusiones

La abundante evidencia obtenida en el ámbito internacional a favor de la existencia de momentum, junto con su gran robustez, es una cuestión que inquieta a un elevado número de investigadores en el mundo de las finanzas. La evidencia que existía hasta el momento en el mercado español se reducía al estudio realizado por Rouwenhorst (1998) a nivel internacional y al trabajo de Forner y Marhuenda (2003). Los resultados obtenidos en ambos confirmaban la existencia de dicho fenómeno. No obstante, el primero de ellos analiza tan solo una sección cruzada de 111 títulos durante el periodo comprendido entre 1978 y 1995, mientras que en el segundo al analizar la estrategia de momentum conjuntamente con la estrategia contraria de De Bond y Thaler (1985) no emplea las metodologías más adecuadas para el horizonte de 3 a 12 meses que caracteriza a la estrategia de momentum. Además, ambos trabajos carecían de un análisis detallado de las posibles causas que podían estar originando este fenómeno. En este trabajo se ha tratado de resolver estas deficiencias, estudiando una amplia base activos para el periodo comprendido entre enero de 1963 a diciembre de 2000 y realizando un minucioso análisis de las posibles fuentes del momentum.

De forma consistente con los dos trabajos previos observamos un fuerte efecto momentum en el mercado español. Sin embargo, un análisis por subperiodos pone de manifiesto que éste fue especialmente fuerte y robusto en el subperiodo previo a enero de 1982, debilitándose considerablemente a partir de entonces y desapareciendo prácticamente en la década de los noventa. La desaparición de este fenómeno coincidiendo con la publicación del trabajo inicial de Jegadeesh y Titman (1993) es lo que cabía esperar. Sin embargo, en mercados muchos más eficientes que el español, como es el caso del mercado americano dicho fenómeno ha permanecido en la década de los noventa (Jegadeesh y Titman (2001)). Por tanto, los resultados obtenidos para el mercado español marcan una importante diferencia en relación con la evidencia obtenida en otros países lo que hace de gran interés profundizar en el estudio del momentum en el mercado español.

Con relación a las posibles fuentes que originan el momentum en el mercado español, los contrastes realizados ponen de manifiesto la dificultad de explicar dicho fenómeno en base a la dispersión en la sección cruzada de las rentabilidades. Así, los títulos perdedores no parecen tener menor riesgo sistemático que los ganadores y las características de tamaño y *book-to-market* de estos títulos en lugar de explicar los beneficios de esta estrategia parecen agravar aún más el problema. Por otra parte, a diferencia del mercado americano y del Reino Unido, obtenemos en el primer subperiodo analizado 1965-1981 una fuerte correlación positiva y significativa en las rentabilidades semestrales del índice de mercado. Este resultado sugiere que el fuerte momentum detectado en ese subperiodo podría tener su origen en una autocorrelación positiva en las rentabilidades semestrales del factor que genera las rentabilidades. No obstante, los resultados de un análisis más detallado parecen descartar tal posibilidad. Sin embargo, por lo que respecta a los contratos realizados sobre la tercera fuente potencial del momentum, la autocorrelación positiva en el componente específico de las rentabilidades de los títulos individuales, los resultados parecen apoyar dicha alternativa.

Por tanto, dado que de los tres posibles orígenes de los beneficios del momentum solamente la última parece tener poder explicativo, podemos pensar que las explicaciones de este fenómeno se encuentran más cerca de las tesis defendidas por las teorías conductistas que por argumentaciones apoyadas en la eficiencia de los mercados.

Otro resultado que diferencia al mercado español del resto es la forma de su comportamiento estacional. En contra de lo observado en otros mercados, la estrategia de momentum no presenta un comportamiento significativamente negativo en el mes de enero, siendo sin embargo destacable su evolución especialmente positiva en el mes de diciembre. Por último, este trabajo también pone de manifiesto que en un mercado como el español, con una amplitud considerablemente inferior a la del mercado americano o del Reino Unido, es más conveniente implementar la estrategia de momentum con quintiles que con deciles, por motivos de diversificación.

Los resultados obtenidos en este trabajo a favor de un efecto momentum originado mayoritariamente por una autocorrelación positiva en el componente específico de las rentabilidades plantea la necesidad de contrastar los diferentes modelos conductistas desarrollados en la literatura financiera (Barberis et al. (1998), Daniel et al. (1998) y Hong y Stein (1999)), como ya se ha realizado para el mercado americano en los trabajos de Daniel y Titman (1999) y Hong et al. (2000). Por otra parte, a pesar de que los contrastes realizados en este trabajo parecen rechazar la posibilidad de una explicación basada en la dispersión de la sección cruzada de las rentabilidades esperadas, aquí hemos aplicado un enfoque incondicional del mismo. Por este motivo, tal posibilidad no debe rechazarse tan a la ligera, siendo necesarios estudios basados en modelos condicionales al estilo de Chordia y Shivakumar (2002) y Wu (2002).

APÉNDICE: CÁLCULO DE LA SERIE DE RENTABILIDADES EN TIEMPO DE CALENDARIO

A) Carteras de reajuste:

$$R_{D,t} = \frac{\sum_{z=0}^{h-1} \sum_{i=1}^{n_{P[D,(t-z)]}} R_{i,t}^{P[D,(t-z)]}}{\sum_{z=0}^{h-1} n_{P[D,(t-z)]}} \quad (A1)$$

donde $R_{i,t}^{P[D,(t-z)]}$ es la rentabilidad en el mes de calendario t del título i perteneciente a la cartera decil D construida en la fecha de formación correspondiente al inicio del mes $t-z$ (la cartera $P[D,(t-z)]$) y $n_{P[D,(t-z)]}$ es el número de títulos que componen dicha cartera.

B) Carteras de comprar-y-mantener:

$$R_{D,t} = \sum_{z=0}^{h-1} \sum_{i=1}^{n_{P[D,(t-z)]}} w_{i,t}^{P[D,(t-z)]} \cdot R_{i,t}^{P[D,(t-z)]} \quad (A2)$$

donde $w_{i,t}^{P[D,(t-z)]}$ es el peso en el mes de calendario t del título i perteneciente a la cartera decil D en la fecha de formación correspondiente al inicio del mes $t-z$ (la cartera $P[D,(t-z)]$) dentro de la estrategia correspondiente.

Considerando, para simplificar la notación, que las carteras se construyen destinando una unidad monetaria a cada uno de los títulos que la componen, la expresión de las ponderaciones quedaría de la siguiente manera:

$$\begin{aligned} z=0 &\Rightarrow w_{i,t}^{P[D,t]} = \frac{1}{V_{D,t}} \\ z=1 &\Rightarrow w_{i,t}^{P[D,(t-1)]} = \frac{(1 + R_{i,(t-1)}^{P[D,(t-1)]})}{V_{D,t}} \\ z=2 &\Rightarrow w_{i,t}^{P[D,(t-2)]} = \frac{(1 + R_{i,(t-2)}^{P[D,(t-2)]}) \cdot (1 + R_{i,(t-1)}^{P[D,(t-2)]})}{V_{D,t}} \\ &\vdots \\ z=h-1 &\Rightarrow w_{i,t}^{P[D,(t-(h-1))]} = \frac{(1 + R_{i,(t-(h-1))}^{P[D,(t-(h-1))]} \cdot (1 + R_{i,(t-(h-2))}^{P[D,(t-(h-1))]} \cdot \dots \cdot (1 + R_{i,(t-1)}^{P[D,(t-(h-1))]}))}{V_{D,t}} \end{aligned} \quad (A3)$$

donde $V_{D,t}$ es el valor de la estrategia de decil D en la fecha de calendario t :

$$\begin{aligned}
V_{D,t} &= n_{P[D,t]} \\
&+ \sum_{i=1}^{n_{P[D,(t-1)]}} (1 + R_{i,(t-1)}^{P[D,(t-1)]}) \\
&+ \sum_{i=1}^{n_{P[D,(t-2)]}} (1 + R_{i,(t-2)}^{P[D,(t-2)]}) \cdot (1 + R_{i,(t-1)}^{P[D,(t-2)]}) \\
&+ \\
&\vdots \\
&+ \sum_{i=1}^{n_{P[D,(t-(h-1))]} (1 + R_{i,(t-(h-1))}^{P[D,(t-(h-1))]} \cdot (1 + R_{i,(t-(h-2))}^{P[D,(t-(h-1))]} \cdot \dots \cdot (1 + R_{i,(t-1)}^{P[D,(t-(h-1))]}))
\end{aligned} \tag{A4}$$

REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- Barberis, N., Shleifer, A. y Vishny, R., (1998), 'A Model of Investor Sentiment', *Journal of Financial Economics*, 49, pp. 307-343
- Berk, J. B. y Green, R. C. y Naik, V., (1999), 'Optimal Investment, Growth Options, and Security Returns', *The Journal of Finance*, Vol. LIV, N° 5
- Bernard, V. y Thomas, J., (1989), 'Post-earnings-announcement drift: Delayed price response or risk premium?', *Journal of Accounting Research (supplement)* 27, pp. 1-36
- Carhart, M. M., (1997), 'On Persistence in Mutual Fund Performance', *The Journal of Finance*, Vol. LII, N° 1, pp.57-82
- Chan, L. K. C. y Jegadeesh, N. y Lakonishok, J., (1996), 'Momentum Strategies', *The Journal of Finance*, vol. LI, n° 5, pp. 1681-1713
- Chen, Hsiu-Lang, Narasimhan Jegadeesh, and Russ Wermers, (2000), "The value of active mutual fund management: An examination of the stockholdings and trades of fund managers," *Journal of Financial and Quantitative Analysis* 35, pp 343-368.
- Chordia, T. y Shivakumar, L., (2002), 'Momentum, Business Cycle and Time Varying Expected Returns', *The Journal of Finance*, volume 57, issue 2, pp. 985-1019
- Chui, A. C. W., Titman, S. y Wei, K. C. J., (2000), 'Momentum, Legal Systems and Ownership Structure: An Analysis of Asian Stock Markets', Working Paper
- Conrad, J. y Kaul, G., (1998), 'An Anatomy of Trading Strategies', *Review of Financial Studies*, 11(3), pp. 489-519
- Daniel, K. y Titman, S., (1999), 'Market Efficiency in an Irrational World', *Financial Analysts Journal*, noviembre/diciembre, pp. 28-40
- Daniel, K., Hirshleifer, D. y Subrahmanyam, A., (1998), 'Investor Psychology and Security Market Under- and Overreactions', *The Journal of Finance*, vol. LIII, n° 6, pp. 1839-1885
- De Bondt, W. F. M. y Thaler, R., (1985), 'Does the Stock Market Overreact?', *The Journal of Finance*, vol. XL, n° 3, pp. 793-808
- De Long, J. B., Shleifer, A., Summers, L. H. y Waldmann, R. J., (1990), 'Positive Feedback Investment Strategies and Destabilizing Rational Speculation', *The Journal of Finance*, vol. XLV, n° 2, pp. 379-395
- Efron, B. y Tibshirani, R.J. (1993), 'An Introduction to the Bootstrap', Chapman and Hall, New York.
- Fama, E. F. y French, K. R., (1993), 'Common Risk Factors in the Returns on Stock and Bonds', *Journal of Financial Economics*, 33, pp. 3-56

- Fama, E. F. y French, K. R., (1996), 'Multifactor Explanations of Asset Pricing Anomalies', *Journal of Finance*, vol. LI, n° 1, pp. 55-85
- Fama, E. F., (1970), 'Efficient Capital Markets: A Review of Theory and Empirical Work', *Journal of Finance*, XXV, pp. 383-417
- Fama, E. F., (1998), 'Market efficiency, long-term returns and behavioral finance', *Journal of Financial Economics*, 49, pp. 283-306
- Forner, C. y Marhuenda, J., (2003), 'Contrarian and Momentum Strategies in the Spanish Stock Market', *European Financial Management*, vol. 9:1, pp. 67-88.
- Grinblatt, M., Titman, S. y Wermers, R., (1995), 'Momentum Investment Strategies, Portfolio Performance, and Herding: A Study of Mutual Fund Behavior', *The American Economic Review*, vol. 85, n° 5, pp. 1088-1105
- Grundy, B. D. y Martin, J. S., (2001), 'Understanding the nature of the risks and the source of the rewards to momentum investing', *Review of Financial Studies*, vol. 14, n° 1, pp. 29-78
- Hameed, A. y Kusunadi, Y., (2002), 'Momentum Strategies: Evidence from the Pacific Basin Stock Markets', *Journal of Financial Research*, Vol. XXV, No. 3, pp. 383-397
- Hong, H. y Stein, J. C., (1999), 'A Unified Theory of Underreaction, Momentum Trading, and Overreaction in Asset Markets', *The Journal of Finance*, vol. 54, n° 6, pp. 2143-84
- Hong, H., Lim, T. y Stein, J. C., (2000), 'Bad News Travels Slowly: Size, Analyst Coverage, and the Profitability of Momentum Strategies', *The Journal of Finance*, Vol. LV, No. 1, pp. 265-295
- Jegadeesh, N. y Titman, S., (1993), 'Returns to Buying Winners and Selling Losers: Implications for Stock Market Efficiency', *The Journal of Finance*, vol. XLVIII, n° 1, pp. 65-91
- Jegadeesh, N. y Titman, S., (2001), 'Profitability of momentum strategies: an evaluation of alternative explanations', *The Journal of Finance*, vol. LVI, n° 2
- Jegadeesh, N. y Titman, S., (2002), 'Cross-Sectional and Time-Series Determinants of Momentum Returns', *Review of Financial Studies*, Vol. 15, N° 1, pp.143-157
- Jegadeesh, N., (1990), 'Evidence of Predictable Behavior of Security Returns', *The Journal of Finance*, Vol. XLV, N° 3
- Johnson, N. J. (1978), "Modified t Tests and Confidence Intervals for Asymmetrical Populations", *Journal of the American Statistical Association*, vol. 73, n° 363, pp. 536-544.
- Johnson, T. C., (2002), 'Rational Momentum Effects', *The Journal of Finance*, volume 57, issue 2, pp. 585-608
- Latane, H. A. y Jones, C. P., (1979), 'Standardized unexpected earnings 1971-1977', *Journal of Finance* 34, pp. 717-724

- Lee, C. M. C. y Swaminathan, B., (2000), 'Price momentum and Trading Volume', *The Journal of Finance*, vol. LV, N° 5
- Lehmann, B. N., (1990), 'Fads, Martingales, and Market Efficiency', *Quarterly Journal of Economics*, Vol. CV, Issue 1, pp. 1-28
- Liew, J. y Vassalou, M., (2000), 'Can Book-to-Market, Size, and Momentum be Risk Factors that Predict Economic Growth?', *Journal of Financial Economics*, (57) 2, pp. 221-245
- Liu, W., Strong, N. y Xu, X., (1999), 'The Profitability of Momentum Investing', *Journal of Business Finance & Accounting*, 26, n° (9 & 10), pp. 1043-1091
- Lo, A. W. y MacKinlay, A. C., (1990), 'When Are the Contrarian Profits Due to Stock Market Overreaction', *Review of Financial Studies*, vol. 3, n° 2, pp. 175-205
- López, G. y Marhuenda, J. (2002): '¿Determina el diferencial de información la valoración de activos?: una aproximación al mercado de capitales español', X Foro de Finanzas, Sevilla.
- Lyon, J. D., B. M. Barber y C. Tsai, (1999), "Improved Methods for Test of Long-Run Abnormal Stock Returns", *Journal of Finance*, vol. 54, n° 1, pp. 165-201.
- Moskowitz, T. J. y Grinblatt, M., (1999), 'Do Industries Explain Momentum?', *The Journal of Finance*, vol. 54, n° 4, pp. 1249-1290
- Nagel, S., (2001), 'Is It Overreaction? The Performance of Value and Momentum Strategies at Long Horizons', *Working Paper*, EFA 2001 Barcelona Meetings
- Rouwenhorst, K. G., (1998), 'International Momentum Strategies', *The Journal of Finance*, vol. 53, n° 1, pp. 267-84
- Wu, X., (2002), 'A Conditional Multifactor Analysis of Return Momentum', *Journal of Banking and Finance*, Vol. 26, No. 8,