

ANÁLISIS DEL ORIGEN DE LOS BENEFICIOS DEL *MOMENTUM* EN EL MERCADO DE VALORES ESPAÑOL

CARLOS FORNER RODRÍGUEZ
JOAQUÍN MARHUENDA FRUCTUOSO
Universidad de Alicante

El objetivo de este trabajo es analizar con detalle las posibles fuentes que pueden estar ocasionando el efecto momentum en el mercado español. 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 cuestionaría seriamente la hipótesis de eficiencia del mercado.

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

(JEL G14, G11, G12)

1. Introducción

De entre las estrategias de inversión diseñadas para explotar la incorrecta valoración de activos, probablemente las más sencillas sean

Los autores desean agradecer a Gonzalo Rubio, Belén Nieto y Raúl Iníguez las facilidades concedidas para disponer de su base de datos sin la que este trabajo no hubiera sido posible. A Michael Theobald, Juan Carlos Gómez Sala, Jordi Caballé, Rafael Santamaría y Ángel Pardo por sus valiosos comentarios. A Víctor Manuel González Méndez, nuestro contraponente en el XIII Congreso de ACEDE en Salamanca (2003), a María Eugenia Ruiz Molina, nuestra contraponente en el XI Foro de Finanzas en Alicante, así como a varios evaluadores anónimos. Agradecemos también el apoyo del *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 SEJ2005-09372/ECON). Una versión previa está disponible en la serie EC publicada por el *Instituto Valenciano de Investigaciones Económicas (IVIE)*, WP-EC 2003-14.

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 basándose en rentabilidades pasadas. Así, De Bondt 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 períodos de un mes y una semana, respectivamente.

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 *momentum*– proporciona beneficios significativos en los siguientes tres a doce meses. 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 alejando la posibilidad de que no sea más que el resultado del *data-snooping*. En 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 la década de los 90, mientras que Rouwenhorst (1998), Liew y Vassalou (2000) y Chui, Titman y Wei (2003), entre otros, destacan la presencia generalizada de este fenómeno a nivel internacional, aunque con algunas excepciones como Japón.

En lo concerniente al mercado español, tanto Rouwenhorst (1998) como Forner y Marhuenda (2003) obtienen evidencia favorable a la existencia de *momentum*. Además, Forner y Marhuenda (2003) obtienen que dicho fenómeno no puede ser explicado basándose en un ajuste por riesgo cuando se toma como referencia el CAPM.

No obstante, la importancia de este fenómeno requería de un análisis más en profundidad de las posibles fuentes que pueden estar generando el *momentum* en el mercado español y ese es precisamente el principal

objetivo de este trabajo. Las aportaciones realizadas al respecto son las siguientes. Por una parte, no sólo se considera la dispersión en *la sección cruzada de las rentabilidades esperadas* como posible origen del *momentum*, sino también una *autocorrelación positiva en el factor generador de las rentabilidades* y una *autocorrelación positiva en el componente específico de las rentabilidades*. Por otra parte, en relación a la primera posibilidad, alternativamente al CAPM se realizan otros ajustes que incluyen las carteras de control por tamaño y *ratio book-to-market* (en adelante BTM), así como el modelo de tres factores de Fama y French (1993). Además, recogiendo los trabajos más recientes al respecto, consideramos no sólo una versión incondicional de este último modelo, sino también su enfoque condicional.

Otra mejora con respecto a la evidencia previa en el mercado español es la ampliación del número de estrategias analizadas, un total de 32, incluyendo aquellas que saltan un mes entre el período de formación y de mantenimiento, con objeto de eliminar posibles sesgos asociados a la microestructura. Además, se incluyen análisis adicionales de estacionalidad, estabilidad temporal y diversificación, así como la robustez de los resultados a la utilización del procedimiento de contraste *bootstrap*.

Actuando de esta forma, los resultados obtenidos pueden ayudar a desentrañar 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*.

El trabajo está estructurado de la siguiente manera. En el siguiente apartado se describe tanto la metodología como los datos empleados. En el tercer apartado, se realiza una revisión teórica de las posibles fuentes que pueden estar en el origen de los beneficios del *momentum*, para seguidamente, en el cuarto apartado, analizar cuáles son las que pueden estar originando el *momentum* en el mercado español. En el quinto apartado se analiza la estacionalidad, estabilidad temporal y diversificación de la estrategia de *momentum*, así como la robustez de los resultados a la utilización del procedimiento de contraste *bootstrap*. Finalmente se presentan las conclusiones.

2. Datos y metodología

2.1 Datos

Los datos utilizados comprenden las rentabilidades mensuales de una muestra de títulos cotizados en el mercado español en el período 01/1963-12/2000. El número de títulos varía a lo largo del período considerado, oscilando entre 78 y 149. 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 período 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.

Cuando a la muestra principal le exigimos que esté disponible el correspondiente dato mensual de tamaño y *ratio* BTM, ésta queda restringida al período 01/1982-12/2000, oscilando el número de títulos entre 81 y 142. Como medida del tamaño de cada activo 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 BTM de cada empresa la información contable ha sido extraída de los balances de situación de cada compañía a finales de cada año, información presentada a la Comisión Nacional del Mercado de Valores para el período posterior a 1990. Los datos contables del período 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 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.

Para el período 1982-2000 también se dispone de la serie de rentabilidades mensuales de los bonos a diez años, así como el dato mensual de la rentabilidad por dividendos de los títulos, calculada como el *ratio*

entre la suma de los dividendos pagados por la empresa en los últimos doce meses y el precio en el mes anterior.

2.2 Construcción de las estrategias de inversión

Siguiendo a la literatura sobre *momentum*, construimos las mismas estrategias de inversión que en el trabajo de Jegadeesh y Titman (1993). Así, consideramos períodos de formación de $r = 3, 6, 9$, y 12 meses y consecutivos períodos 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 se siguen los siguientes pasos: i) seleccionamos todos aquellos títulos que hayan cotizado de forma continua durante los r meses anteriores, período de formación ($t - r : t - 1$), y que tengan al menos una cotización en los h meses posteriores: período de mantenimiento ($t : t + h - 1$). ii) ordenamos los títulos en función de su rentabilidad acumulada de forma compuesta en el período de formación. iii) a partir de esta jerarquización se construyen diez carteras decil equiponderadas. La cartera correspondiente al decil superior (inferior) es denominada decil ganador, W (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 período de h meses. Esto supone un solapamiento en los períodos 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 período de formación ($t - r - 1 : t - 2$) y el período de mantenimiento ($t : t + h - 1$), con el fin de eliminar los posibles efectos relacionados con la microestructura del mercado que subyacen de la evidencia documentada por Jegadeesh (1990) y Lehmann (1990).

2.3 Análisis del comportamiento de las estrategias

A la hora de analizar el comportamiento de estas estrategias de inversión, siguiendo al trabajo de Jegadeesh y Titman (1993), se ha utilizado un enfoque en tiempo de calendario. Éste 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. Obsérvese 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 período 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 $t + 1$, la posición en las carteras ganadora y perdedora construidas al inicio del mes $t - 2$ será liquidada y reemplazada por las nuevas carteras ganadora y perdedora.

Exigimos que cada estrategia esté compuesta de sus h carteras para evitar que la estrategia de inversión esté menos diversificada en los primeros meses del período de análisis, lo cual podría introducir un problema de heterocedasticidad. Para ello son necesarios $[r + (h - 1)]$ meses previos, a lo que hay que añadir un mes más si la estrategia salta un mes entre el período de formación y el período de mantenimiento. La estrategia que más datos previos requiere es la 12×12 que salta un mes entre el período 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.

En primer lugar se calcula la serie de rentabilidades en tiempo de calendario de cada uno de las estrategias de decil, calculándose seguidamente la rentabilidad de la estrategia de *momentum* como la diferencia entre la rentabilidad de la cartera ganadora y la perdedora:

$$\{R_{D,t}, t = 01/65, 02/65, \dots, 12/00\}; D = L, 2, 3, \dots, 9, W \quad [1]$$

$$R_{Mom,t} = R_{W,t} - R_{L,t}$$

donde $R_{D,t}$ es la rentabilidad en el mes de calendario t de la estrategia de decil D .

La rentabilidad mensual $R_{D,t}$ ha sido calculada con el procedimiento de carteras de *comprar-y-mantener*, según el cual las carteras que constituyen la estrategia permanecen durante todo el período de mantenimiento sin realizar ajuste alguno. Dado que las carteras pierden su equiponderación inicial en cuanto las rentabilidades de los títulos que

las componen difieren, es necesario obtener el peso de cada uno de los títulos dentro de la estrategia de inversión en cada mes de calendario. Estos pesos son tenidos en cuenta no sólo en el cálculo de las rentabilidades sino también en el cálculo de las características de tamaño y ratio BTM¹.

Finalmente, otra cuestión a considerar es qué sucede cuando un título no cotiza de forma continuada durante el período de mantenimiento. En este trabajo se ha decidido sustituir su rentabilidad por la media del resto de títulos de la cartera ya que, si realmente existe *momentum*, parece lógico invertir los fondos de la liquidación del título que deja de negociar en el resto de títulos de la cartera. En cualquier caso, es de esperar que esta opción introduzca un sesgo contra el hallazgo de *momentum*, ya que es razonable pensar que cuando un título ganador (perdedor) deje de cotizar sea mayoritariamente resultado de una fusión o absorción (quiebra o capital insuficiente).

3. Origen de los beneficios del *momentum*

A la hora de analizar el origen de los beneficios del *momentum*, Jegadeesh y Titman (1993) se basan en una *estrategia de momentum ponderada* en lugar de la *estrategia de momentum basada en los deciles extremos* desarrollada en el apartado previo. Esta estrategia considera ganadores (perdedores) a los títulos que han proporcionado en el período de formación una rentabilidad acumulada superior (inferior) a la media, ponderándolos en función de su exceso de rentabilidad respecto a la media. Ignorando el factor de proporcionalidad, las ponderaciones vienen dadas por:

$$w_{i,t} = R_{i,t-1:t-6} - \bar{R}_{t-1:t-6}; i = 1, \dots, N_t \quad [2]$$

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_t es

¹ Si $R_{D,t}$ es calculada como una media equiponderada estamos suponiendo que las carteras reajustan su composición mensualmente a lo largo del período de mantenimiento para conservar la equiponderación inicial: *carteras de reajuste*. Además de suponer mayores costes de transacción, la literatura ha asociado a las carteras de reajuste diversos sesgos [Lyon, Barber y Tsai (1999)]. Para una descripción analítica de cómo se han calculado las rentabilidades en tiempo de calendario tanto para carteras de reajuste como de comprar-y-mantener, véase el Apéndice de la versión previa de este trabajo publicada como documento de trabajo en el *IVIE*, WP-EC 2003-14.

el número de títulos elegibles en el mes t y $\bar{R}_{t-1:t-6}$ es la rentabilidad de la cartera de mercado equiponderada.

La expresión de la rentabilidad esperada en los próximos seis meses de esta estrategia ponderada tiene la ventaja de tener una estructura fácil de examinar analíticamente al ser la covarianza de la sección cruzada de las rentabilidades:

$$\begin{aligned} E [(R_{i,t:t+5} - \bar{R}_{i,t:t+5}) w_{i,t}] &= \\ = E [(R_{i,t:t+5} - \bar{R}_{i,t:t+5}) (R_{i,t-1:t-6} - \bar{R}_{t-1:t-6})] \end{aligned} \quad [3]$$

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:

$$\begin{aligned} R_{i,t} &= \mu_i + b_i \cdot f_t + e_{i,t}, \\ E(f_t) &= 0, \\ E(e_{i,t}) &= 0, \\ Cov(e_{i,t}, f_t) &= 0, \forall i \\ Cov(e_{i,t}, e_{j,t-1}) &= 0, \forall i \neq j \end{aligned} \quad [4]$$

donde μ_i es rentabilidad esperada incondicional del título i , f_t es la rentabilidad incondicional no esperada de una cartera *proxy* del factor, $e_{i,t}$ es el componente específico de la rentabilidad 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:

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

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 de la ecuación [5] 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 rentabilidades relativamente altas en un período también las experimenten en el período siguiente.

Los intentos de explicar el *momentum* de esta forma se han encontrado con serias dificultades. Ni la dispersión con origen en los distintos niveles de riesgo de mercado 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 *ratio* BTM parecen poder explicar los elevados beneficios del *momentum* (véase por ejemplo Jegadeesh y Titman (1993) y Fama y French (1996)). No obstante, los trabajos más recientes sugieren que el fracaso experimentado se debe al uso de versiones *incondicionales de los modelos de valoración*, desapareciendo *el efecto momentum* cuando se condiciona al ciclo económico. En este sentido deben destacarse los trabajos de Johnson (2002), Chordia y Shivakumar (2002) y Wu (2002). No obstante, también los hay que obtienen evidencia opuesta, como son los de Griffin, Ji y Martin (2003) y Lewellen y Nagel (2003).

En relación al segundo término de la ecuación [5], parte de la rentabilidad del *momentum* puede ser debida a una autocorrelación positiva en el factor. Si en el período 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 . El impacto de esta potencial fuente será más fuerte cuando mayor sea la dispersión de la sección cruzada de las sensibilidades al factor, σ_b^2 .

En este sentido Jegadeesh y Titman (1993) descartan la posibilidad de que el origen del *momentum* se encuentre en este segundo componente. Esta evidencia en contra se mantiene cuando se incluyen los dos factores adicionales de Fama y French (1993) en el proceso de generación de la rentabilidad (Fama y French (1996) y Moskowitz y Grinblatt (1999)). Otros factores que pueden jugar un papel importante son los de industria. Moskowitz y Grinblatt (1999) observan un fuerte *momentum* en los índices industriales y que el *momentum* en los títulos individuales es ampliamente captado por éste. Trabajos posteriores han confirmado la robustez del *momentum* en la industria, pero no que el *momentum* en los títulos individuales sea totalmente

subsumido por éste (Lee y Swaminathan (2000) y Grundy y Martin (2001)).

El último término de la ecuación [5] es la media de la covarianza serial del componente específico de la rentabilidad. Ante la dificultad de explicar el *momentum* mediante los dos primeros términos, la posibilidad de que éste sea generado por esta tercera fuente ha pasado a ser el centro de atención de numerosos investigadores. Obsérvese que los dos primeros términos hacen referencia a la compensación por el riesgo sistemático soportado y por lo tanto son fuentes de rentabilidad consistentes con la eficiencia del mercado. Sin embargo, si el origen del *momentum* se encuentra en la tercera fuente resulta tentador afirmar que el mercado aparentemente no es eficiente y que los precios podrían estar fijándose por agentes irracionales.

En este sentido, las *finanzas conductistas* proponen un paradigma alternativo donde los precios son influidos por comportamientos irracionales de los inversores. Según las finanzas conductistas el *momentum* tendría su origen en una infra-reacción y/o sobre-reacción del mercado a la información, consecuencia de determinados sesgos psicológicos como son el exceso de confianza o el sesgo de conservadurismo. Véase Barberis y Thaler (2003) para una revisión detallada sobre esta literatura.

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, la existencia de *momentum* sobresale como uno de los mayores enigmas sin resolver en el mundo de las finanzas.

4. Origen de los beneficios del *momentum* en el mercado español

En el Cuadro 1 se muestran las rentabilidades mensuales medias para cada una de las estrategias de *momentum* consideradas. En el panel A los períodos de formación y mantenimiento son consecutivos y en el panel B se ha dejado transcurrir un mes entre uno y otro. Se observa como todas las estrategias proporcionan rentabilidades significativamente positivas a excepción de la 3×3 con períodos de formación y mantenimiento consecutivos. Además, las estrategias que saltan un

mes entre ambos períodos son en general más rentables que las que no lo saltan².

CUADRO 1
Rentabilidad media en tiempo de calendario de la estrategia de *momentum*

Estrategia	PANEL A				PANEL B			
	<i>r</i>				<i>r</i>			
<i>h</i>	3	6	9	12	3	6	9	12
3	0.005 (0.117)	0.010 (0.004)	0.011 (0.001)	0.013 (0.000)	0.009 (0.001)	0.013 (0.000)	0.016 (0.000)	0.014 (0.000)
6	0.009 (0.001)	0.012 (0.000)	0.013 (0.000)	0.013 (0.000)	0.011 (0.000)	0.014 (0.000)	0.014 (0.000)	0.012 (0.000)
9	0.008 (0.000)	0.011 (0.000)	0.011 (0.000)	0.010 (0.001)	0.010 (0.000)	0.012 (0.000)	0.011 (0.000)	0.009 (0.003)
12	0.008 (0.000)	0.010 (0.000)	0.009 (0.001)	0.008 (0.008)	0.007 (0.000)	0.009 (0.000)	0.008 (0.003)	0.007 (0.025)

Rentabilidad media de la estrategia de *momentum*, \bar{R} , para distintos horizontes temporales del período de formación, *r*, y de mantenimiento, *h*, así como los correspondientes p-valores calculados con GMM (entre paréntesis). En el panel A se muestran los resultados de las estrategias de inversión con períodos de formación y mantenimiento consecutivos y en el panel B las que saltan un mes entre uno y otro período.

Estos resultados, además de corroborar la evidencia previa en el mercado español a favor de la existencia de dicho fenómeno analizando un abanico mucho más amplio de estrategias³, sugieren que, al igual que lo observado en otros mercados como el de EE.UU., la rentabilidad de las estrategias de *momentum* el mes posterior a su fecha de formación parecen 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 y Titman (1995) y Lo y MacKinlay (1990)⁴.

²El contraste de Jarque-Bera rechaza ampliamente la hipótesis de normalidad para las series de rentabilidades de todas las estrategias. Por ello, en todos los contrastes realizados sobre estas rentabilidades se ha empleado el Método Generalizado de Momentos (GMM). Para ello se han utilizado las propias variables explicativas como instrumentos y se ha empleado la matriz de ponderaciones consistente ante heterocedasticidad y autocorrelación (HAC) utilizando para ello el Kernel de Bartlett y parámetro de truncación fijo por Newey-West.

³Rouwenhorst (1998) sólo analiza la estrategia 6 × 6 y Forner y Marhuenda (2003) añaden la 3 × 3, 9 × 9 y 12 × 12, ambos sin considerar la posibilidad de saltar un mes entre ambos períodos.

⁴Con el ánimo de constatar la robustez de beneficios del *momentum* en el mercado español se han realizado dos análisis adicionales. Los resultados obtenidos, dispo-

A continuación, analizaremos en profundidad el origen de los beneficios del *momentum* detectados en el mercado español basándonos en el esquema descrito en el apartado 3. Siguiendo el trabajo inicial de Jegadeesh y Titman (1993), y a muchos otros trabajos posteriores, nos centraremos en la estrategia 6×6 . Además, por motivos de espacio sólo se presentarán los resultados de las estrategias que dejan transcurrir un mes entre el período de formación y el de mantenimiento. Los obtenidos con períodos consecutivos son similares, aunque con beneficios del *momentum* algo más reducidos (estos resultados están disponibles para todas las partes interesadas)⁵.

4.1 Diferencias en la sección cruzada de las rentabilidades esperadas

Según lo visto en el apartado 3, una posible fuente de los beneficios del *momentum* es que la estrategia decil perdedora (ganadora) seleccione de forma sistemática títulos con baja (alta) rentabilidad esperada. 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.

nibles para todas las personas interesadas, son consistentes con los presentados en el texto. Estos análisis adicionales son:

- a) Utilización de carteras de reajuste en lugar de carteras de comprar-y-mantener.
- b) Al exigirse que los títulos coticen de forma ininterrumpida durante todo el período de formación se impone un inevitable sesgo de supervivencia que aumenta con la longitud de dicho período. Por este motivo, los resultados se han replicado exigiendo esta vez que los títulos coticen de forma ininterrumpida durante los 12 meses anteriores a la fecha de formación, independientemente de la longitud de su período de formación. De esta manera todas las estrategias son homogéneas en dicho sesgo.

⁵Como se ha visto en el apartado 3) la descomposición de los beneficios del *momentum* realizada se basa en la “estrategia de *momentum* ponderada” y no en la “estrategia equiponderada basada en deciles”. No obstante, a pesar de las ventajas que la primera 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 segunda. En cualquier caso, se ha procedido a analizar la estrategia de *momentum* ponderada, obteniéndose resultados similares. Además, esta estrategia está fuertemente correlacionada con la estrategia de *momentum* equiponderada basada en deciles analizada en este trabajo (90%), por lo que podemos suponer que la descomposición realizada también es aplicable a esta última.

- *Los beneficios del momentum y el CAPM*

En el trabajo de Forner y Marhuenda (2003) se observa que el efecto *momentum* detectado en el mercado español es robusto a un ajuste por el CAPM. No obstante, los contrastes realizados en ese trabajo presentan una serie de limitaciones⁶ que hacen interesante volver a realizar este ajuste. Para ello, aplicamos dicho modelo en su versión *ex-post* a la serie de rentabilidades en tiempo de calendario (Ecuación 1):

$$\{R_{D,t} - r_t = \alpha_D + (R_{M,t} - r_t) \beta_D + \varepsilon_t, t = 01/65, 02/65, \dots, 12/00\};$$

$$D = L, 2, 3, \dots, 9, W \quad [6]$$

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

donde r_t es la rentabilidad del activo libre de riesgo en el mes t , $R_{M,t}$ es la rentabilidad del mercado ponderado por valor, β mide el riesgo sistemático y α representa la rentabilidad anormal ajustada por riesgo, conocida como alfa de Jensen.

En el Panel A del Cuadro 2 se muestran los resultados de dicha regresión. Se observa cómo la rentabilidad media aumenta monótonamente conforme nos desplazamos del decil inferior (perdedores) al decil superior (ganadores). 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. Así, 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. Además, aunque los ganadores tienen mayor beta que los perdedores, esta diferencia no es significativa, manteniéndose prácticamente invariable tanto la magnitud como la significatividad de la rentabilidad de la estrategia de *momentum* ante el ajuste por riesgo. Adicionalmente,

⁶En Forner y Marhuenda (2003) los ajustes por riesgo se llevan a cabo con las metodologías propuestas por Chan (1988) y Ball y Kothari (1989), las cuales están más bien pensadas para horizontes temporales a largo plazo, que son los que caracterizan a la estrategia contraria (3-5 años). Sin embargo, estas metodologías no parecen las más adecuadas para el horizonte temporal de las estrategias de *momentum*. Así, si por ejemplo consideramos la estrategia 6×6 , cuando se realiza un ajuste por riesgo aplicando la metodología de Chan (1988), se realiza una regresión con tan sólo 12 datos. Por lo que respecta a la metodología de Ball y Kothari (1989), su propuesta de construir las carteras anualmente y dividir el período de prueba (mantenimiento) en años para evitar los problemas del solapamiento no tiene mucho sentido cuando se trabaja con períodos de mantenimiento iguales o inferiores al año.

se observa como la rentabilidad anormal de la estrategia es debida tanto a la parte compradora (ganadores) como a la vendedora (perdedores).

CUADRO 2
Ajuste por CAPM de las distintas estrategias deciles y de la estrategia de *momentum*

	Carteras											χ^2
	D1	D2	D3	D4	D5	D6	D7	D8	D9	D10	D10-D1	
<i>PANEL A: 1965-2000</i>												
\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		
<i>PANEL B: 1965-1981</i>												
\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		
<i>PANEL C: 1982-2000</i>												
\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		

Rentabilidad media (\bar{R}), alfa de Jensen (α), beta de mercado (β) y coeficiente de determinación ajustado (R_{aj}^2) 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: $H_0: R_{D1} = \dots = R_{D10}$; $H_0: \alpha_{D1} = \dots = \alpha_{D10} = 0$; $H_0: \beta_{D1} = \dots = \beta_{D10}$. Estimación por GMM p-valores entre paréntesis.

En los Paneles B y C del Cuadro 2 se muestran los mismos resultados para los dos subperíodos 1965-1981 y 1982-2000. Aunque se observa *momentum* en ambos subperíodos, éste es bastante más fuerte en el primero. Así, los deciles perdedor y ganador dejan de proporcionar rentabilidades anormales significativas en el segundo subperíodo, aunque el resultado de vender el primero y comprar el segundo sigue siendo estadísticamente significativo (p-valor del 2,9%).

Por tanto, estos resultados sugieren que el origen del *momentum* no se encuentra en la dispersión de sección cruzada cuando se emplea el CAPM como referencia.

- *Beneficios del momentum y las características de tamaño y BTM.*

La evidencia empírica ha puesto de manifiesto la importancia de las características de tamaño y ratio BTM a la hora de explicar la dispersión en la sección cruzada de las rentabilidades esperadas. En este apartado tratamos de comprobar si los beneficios del *momentum* son simplemente el reflejo de estar tomando posiciones en títulos con determinadas características de tamaño y/o *ratio* BTM. Para ello 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 subperíodo analizado en el apartado anterior (1982-2000). 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 en al menos un mes del período de mantenimiento se disponga de los datos de rentabilidad, tamaño y *ratio* BTM⁷.

En el Panel A del Cuadro 3 se presentan las características de tamaño y ratio BTM de las distintas estrategias. Observamos cómo el tamaño aumenta casi monótonamente del decil inferior al superior, aunque con una caída al pasar del noveno al último. 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 pre-

⁷Los resultados de la estrategia de *momentum* para dicha muestra restringida son muy similares a los obtenidos con la muestra total, por lo que no parece que estemos introduciendo ningún sesgo de supervivencia relevante. De hecho el coeficiente de correlación entre la serie de rentabilidades de la estrategia de *momentum* obtenida con la muestra total y la restringida es de un 96%.

sentados en el Cuadro 3 muestra que los perdedores son en promedio títulos de menor tamaño que la media del mercado (p-valor de 0.000); sin embargo, no se puede decir que los ganadores sean en promedio títulos de mayor tamaño a la media del mercado (p-valor de 0.146).

CUADRO 3
Ajuste por modelo de tres factores de Fama & French (1993) y por carteras de control de tamaño y ratio BTM. Muestra restringida a la disponibilidad de datos contables (periodo 1982-2000)

	Carteras											χ^2
	D1	D2	D3	D4	D5	D6	D7	D8	D9	D10	D10-D1	
<i>PANEL A: Características de Tamaño y BTM</i>												
Tamaño	54098	78040	97151	113845	138222	143964	149320	185153	185863	151740	97642	74.444
											(0.001)	(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	36.899
											(0.000)	(0.000)
<i>PANEL B: Ajuste por el modelo de tres factores de Fama & French</i>												
α	0.0093	-0.0047	-0.0034	-0.0017	0.0005	0.0021	0.0017	0.0044	0.0046	0.0034	0.0127	18.012
	(0.001)	(0.016)	(0.061)	(0.271)	(0.691)	(0.201)	(0.227)	(0.036)	(0.060)	(0.220)	(0.004)	(0.055)
β	0.9325	0.9696	0.9471	0.9346	0.9328	0.8968	0.9426	0.9943	1.0352	1.0763	0.1439	33.944
	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.217)	(0.000)
s	1.0495	0.7627	0.6175	0.5531	0.5351	0.5530	0.5114	0.6155	0.6229	0.8201	-0.2294	50.908
	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.287)	(0.000)
h	0.4620	0.2039	0.1545	0.0941	0.1215	0.0474	0.0618	0.0053	-0.0485	-0.2219	-0.6839	17.086
	(0.000)	(0.044)	(0.054)	(0.124)	(0.020)	(0.482)	(0.334)	(0.942)	(0.575)	(0.072)	(0.001)	(0.047)
R_{ij}^2	0.7497	0.8462	0.8659	0.8851	0.8927	0.8814	0.8818	0.8293	0.8088	0.7896	0.1128	
<i>PANEL C: Ajuste por carteras de control de tamaño y ratio BTM</i>												
	-0.0059	-0.0037	-0.0031	-0.0025	0.0004	0.0010	0.0010	0.0045	0.0044	0.0028	0.0087	16.537
	(0.007)	(0.003)	(0.004)	(0.039)	(0.728)	(0.383)	(0.266)	(0.003)	(0.007)	(0.226)	(0.026)	(0.056)

Resultados para la muestra restringida a la disponibilidad de los datos Tamaño y BTM, la cual comprende únicamente el segundo subperíodo analizado en el Cuadro 2: desde enero de 1982 a diciembre de 2000. En el Panel A se muestran las correspondientes características de Tamaño y BTM. En el Panel B se presentan los resultados de ajustar el modelo de tres factores de Fama-French. En el panel C se muestran las rentabilidades ajustadas por carteras de control de tamaño y ratio BTM. Períodos de formación y de mantenimiento separados por un mes y de 6 meses cada uno. Estimación por GMM p-valores entre paréntesis. En la última columna se muestra el estadístico Chi-cuadrado resultado de contrastar las hipótesis nulas: $H_0: \alpha_{D1} = \dots = \alpha_{D10} = 0$; $H_0: \beta_{D1} = \dots = \beta_{D10}$.

Por lo que respecta al BTM, éste tiende a disminuir conforme aumentamos el decil, destacando una brusca caída al pasar del primero al tercero. El contraste de igualdad conjunta para los diez deciles 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 BTM significativamente mayores a los mantenidos por el decil ganador. Por otra parte, un contraste

adicional a los presentados en el Cuadro 3 muestra que los perdedores (ganadores) son en promedio títulos de mayor (menor) *ratio* BTM que la media del mercado (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 período de formación. Los perdedores han sufrido una fuerte caída en sus precios, lo cual habrá provocado una fuerte disminución en su tamaño por un lado, empujando hacia arriba sus *ratios* BTM por otro. Justo lo contrario ocurrirá con los ganadores. 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 BTM. Así, según el patrón presentado en estas dos variables, la estrategia de *momentum* debería proporcionar rentabilidades negativas en promedio (por tanto, podríamos aventurar que ésta sería aún más rentable si controlásemos por estas dos variables).

- *Los beneficios del momentum y el modelo de tres factores de Fama y French.*

Hemos visto en los apartados previos como el *momentum* no puede ser explicado por separado ni por el beta del mercado, ni del efecto tamaño, ni del efecto BTM. Más aún, las características presentadas en las dos últimas variables parecen agravar en todo caso aún más el enigma del *momentum*. En este apartado se pretende estudiar qué ocurre cuando estas tres variables son consideradas conjuntamente a través del modelo de tres factores de Fama y French (1993):

$$E(R_i) = r + [E(R_M) - r] \cdot \beta_i + E(SMB) \cdot s_i + E(HML) \cdot h_i \quad [7]$$

donde *SMB* es el diferencial de rentabilidad entre las carteras compuestas por títulos de menor y mayor tamaño y *HML* es el diferencial de rentabilidad entre las carteras de mayor y menor BTM, ambas variables ortogonalizadas entre sí.

Para calcular las rentabilidades anormales seguimos un procedimiento similar al empleado con la ecuación [6], pero teniendo en cuenta el nuevo contexto⁸:

$$\left\{ \begin{array}{l} R_{D,t} - r_t = \alpha_D + (R_{M,t} - r_t) \beta_D + SMB_t \cdot s_D + \\ + HML_t \cdot h_D + \varepsilon_t, t = 01/82, 02/82, \dots, 12/00 \end{array} \right\};$$

$$D = L, 2, 3, \dots, 9, W \quad [8]$$

$$\left\{ \begin{array}{l} R_{Mom,t} = \alpha_{Mom} + (R_{M,t} - r_t) \beta_{Mom} + SMB_t \cdot s_{Mom} + \\ + HML_t \cdot h_{Mom} + \varepsilon_t, t = 01/82, \dots, 12/00 \end{array} \right\}$$

En el Panel B del Cuadro 3 se muestran los resultados de esta regresión. En lo que se refiere al poder explicativo de los tres factores, la sensibilidad al mercado y *SMB* 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. Por lo que respecta a su patrón a lo largo de los distintos deciles, la sensibilidad al mercado sigue presentando forma de U y se sigue rechazando que los ganadores soporten un mayor riesgo de mercado que los perdedores. La sensibilidad al factor *SMB* presenta también forma de U, no existiendo una diferencia significativa entre la sensibilidad de los ganadores y 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 del *momentum* son ahora ocasionados en su mayor parte por el decil perdedor, no siendo la rentabilidad anormal de los ganadores significativamente distinta de cero.

Por tanto, y de forma consistente con lo obtenido en otros mercados como el de EE.UU., el uso del modelo de Fama y French (1993) tampoco sería capaz de explicar los beneficios del *momentum*.

⁸Los autores desean agradecer a Belén Nieto que nos haya facilitado los factores *SMB* y *HML*. Véase Fama y French (1993) para una detallada descripción de la construcción de dichos factores.

- *Carteras de control por tamaño y ratio BTM*

Acabamos de comprobar cómo cuando se ajusta el modelo de tres factores de Fama y French (1993) los beneficios del *momentum* no sólo no desaparecen sino que aumentan. No obstante, Lyon, Barber y Tsai (1999) demuestran que el procedimiento alternativo consistente en calcular las rentabilidades en tiempo de calendario ajustadas por carteras de control de tamaño y BTM proporciona contrastes más conservadores, y además sugieren que éste domina al de *carteras de calendario con el modelo de tres factores de Fama y French*, ya que este último implícitamente asume linealidad en los factores y la no existencia de interacción entre los tres factores. A esto, además hay que añadir, como sugiere Mitchell y Stafford (2000), que la regresión del modelo de Fama y French asume que las sensibilidades a los factores son constantes a lo largo del tiempo, en nuestro caso 228 meses, lo cual parece bastante improbable dado que la composición de la cartera cambia cada mes. Por otra parte, Daniel y Titman (1997) encuentran que las características capturan mejor la variación en sección cruzada de las rentabilidades medias que las sensibilidades a los factores.

Teniendo en cuenta esta evidencia, en este apartado se analizan los beneficios del *momentum* utilizando este procedimiento alternativo. Al inicio de cada mes t se han construido 9 carteras de control resultado de la intersección de 3 carteras equiponderadas construidas por tamaño y 3 carteras construidas por el ratio BTM del mes previo ($t - 1$), utilizando como puntos de corte los percentiles 1/3 y 2/3, y se han calculado sus rentabilidades en el mes t . A continuación, a la rentabilidad de cada título en un determinado mes t se le ha sustraído la rentabilidad de la cartera de control a la cual pertenece el título ese mes en cuestión. La estrategia de *momentum* se construye como antes, pero el comportamiento de la estrategia en el período de mantenimiento es analizado con estas nuevas rentabilidades ajustadas⁹.

En el panel C del Cuadro 3 se muestran los promedios de dichas rentabilidades. Se observa cómo efectivamente dicho contraste es más conservador. No obstante, aunque los beneficios del *momentum* disminuyen en relación a los obtenidos con el modelo de Fama y French, éstos

⁹La composición de las carteras de control es actualizada al inicio de cada mes y no se impone que permanezca constante a lo largo del período de mantenimiento, sino que su composición puede variar. Este procedimiento es similar al utilizado por Nagel (2001). Moskowitz y Grinblatt (1999) y Lee y Swaminathan (2000) también utilizan la técnica de carteras de control.

continúan siendo bastante significativos. Por tanto, posibles factores de riesgo asociados a las características de tamaño y BTM parecen ser incapaces de explicar las altas rentabilidades de la estrategia de *momentum*.

-Un análisis condicional de los beneficios del momentum

En los apartados previos nos hemos basado en una visión incondicional de los modelos de valoración. Sin embargo, parece razonable pensar que los agentes hagan una consideración distinta del riesgo y del rendimiento esperado de los activos en función del momento económico en el que se encuentren. Así, la literatura financiera sobre valoración de activos propone modelos condicionales donde los rendimientos esperados y los riesgos varían a lo largo del tiempo dependiendo de la información disponible en cada momento.

Siguiendo a Ferson y Harvey (1999), para comprobar si los beneficios del *momentum* pueden ser explicados bajo un contexto condicional, hemos aplicado el enfoque de modelos escalados de Cochrane (1996)¹⁰ al modelo de tres factores de Fama y French (1993). La regresión a realizar tiene la siguiente expresión:

$$R_{D,t} - r_t = (\alpha_{0,D} + \alpha'_{1,D}Z_{t-1}) (\beta'_{0,D} + Z'_{t-1}\beta_{1,D}) \begin{pmatrix} (R_{M,t} - r_t) \\ SMB_t \\ HML_t \end{pmatrix} + \varepsilon_{D,t} \quad [9]$$

donde Z es un vector $L \times 1$ de variables estado que contienen información sobre el estado de la economía, reflejando las expectativas de los inversores sobre los rendimientos y $\alpha_{0,D}$, $\alpha_{1,D}$, $\beta_{0,D}$ y $\beta_{1,D}$ son los parámetros del modelo. $\alpha_{0,D}$ es un escalar, $\alpha_{1,D}$ es $L \times 1$, $\beta_{0,D}$ es 3×1 y $\beta_{1,D}$ es $L \times 3$ ¹¹. Concretamente, se han utilizado como variables estado el ratio BTM agregado, la rentabilidad por dividendos (DY) agregada, ambos datos calculados como la media de los ratios individuales, y una variable que representa la estructura temporal de los tipos de interés (TE), calculada como la diferencia entre la rentabilidad de los bonos

¹⁰La literatura empírica está demostrando el buen comportamiento de los modelos así condicionados cuando se eligen variables de estado que efectivamente predicen ciclos económicos. Véase, por ejemplo, Lettau y Ludvigson (2001) y Hodrick y Zhang (2001) para el mercado americano y Nieto y Rodríguez (2005) para el mercado español.

¹¹Este planteamiento es similar al realizado por Wu (2002) en su análisis condicional del *momentum* para el mercado americano, aunque éste no incluye el término $\alpha'_{1,D}Z_{t-1}$.

a diez años y el tipo de interés¹². Para facilitar la interpretación de los coeficientes α estimados, se han utilizado las desviaciones a la media de las variables estado.

CUADRO 4
Versión condicional del modelo de tres factores de Fama & French (1993)

	Carteras											χ^2
	D1	D2	D3	D4	D5	D6	D7	D8	D9	D10	D10-D1	
α	-0.0065 (0.016)	-0.0052 (0.012)	-0.0035 (0.059)	-0.0023 (0.159)	-0.0006 (0.664)	0.0006 (0.730)	-0.0006 (0.689)	0.0024 (0.235)	0.0014 (0.532)	0.0014 (0.570)	0.0079 (0.049)	15.919 (0.102)
res_{t-1}	0.0237 (0.032)	0.0126 (0.177)	0.0097 (0.216)	0.0042 (0.493)	-0.0032 (0.456)	-0.0028 (0.608)	-0.0048 (0.349)	0.0034 (0.562)	-0.0037 (0.547)	0.0030 (0.680)	-0.0207 (0.111)	15.938 (0.101)
DY_{t-1}	0.0975 (0.525)	-0.0766 (0.514)	-0.1217 (0.215)	-0.0672 (0.416)	-0.0604 (0.411)	-0.1114 (0.238)	-0.1340 (0.098)	0.0022 (0.983)	0.0931 (0.488)	-0.1998 (0.137)	-0.2973 (0.160)	13.716 (0.186)
TE_{t-1}	0.6122 (0.715)	0.9156 (0.486)	1.7391 (0.060)	-0.2048 (0.822)	0.0774 (0.915)	-0.1668 (0.873)	0.1151 (0.901)	-1.2338 (0.282)	-3.0094 (0.049)	0.0124 (0.994)	-0.5998 (0.810)	21.982 (0.015)
$R_{M,t}-r_t$	0.9321 (0.000)	0.9651 (0.000)	0.9448 (0.000)	0.9279 (0.000)	0.9184 (0.000)	0.9058 (0.000)	0.9404 (0.000)	0.9698 (0.000)	1.0352 (0.000)	1.0647 (0.000)	0.1326 (0.045)	1076.83 (0.000)
$\times res_{t-1}$	-0.3697 (0.069)	-0.3022 (0.134)	-0.1161 (0.425)	-0.1673 (0.189)	-0.0819 (0.387)	0.0305 (0.754)	0.0422 (0.672)	0.1223 (0.227)	0.1088 (0.397)	0.2953 (0.050)	0.6650 (0.003)	24.898 (0.005)
$\times DYT_{t-1}$	-0.5597 (0.815)	-0.0829 (0.973)	0.0405 (0.981)	0.3397 (0.858)	0.5951 (0.702)	2.0499 (0.096)	0.0794 (0.960)	-2.0939 (0.147)	0.9893 (0.533)	-1.9957 (0.284)	-1.4360 (0.624)	34.062 (0.000)
$\times TE_{t-1}$	-109.457 (0.005)	-22.009 (0.382)	11.531 (0.593)	-0.2914 (0.990)	40.936 (0.011)	14.795 (0.328)	58.668 (0.000)	96.186 (0.000)	71.223 (0.002)	105.951 (0.000)	215.408 (0.000)	115.139 (0.000)
SMB_t	1.0009 (0.000)	0.7449 (0.000)	0.6212 (0.000)	0.5634 (0.000)	0.5497 (0.000)	0.5638 (0.000)	0.5576 (0.000)	0.6487 (0.000)	0.6859 (0.000)	0.8515 (0.000)	-0.1494 (0.385)	500.04 (0.000)
$\times res_{t-1}$	-0.2058 (0.618)	0.1409 (0.445)	0.2193 (0.241)	0.0630 (0.635)	0.1182 (0.238)	0.2717 (0.069)	0.3718 (0.060)	0.2903 (0.238)	0.6225 (0.020)	0.6616 (0.034)	0.8674 (0.178)	31.279 (0.000)
$\times DYT_{t-1}$	-0.7598 (0.910)	-1.6933 (0.611)	0.6028 (0.859)	-0.9709 (0.720)	-4.8472 (0.054)	-5.2095 (0.099)	4.8696 (0.165)	-0.1618 (0.972)	4.7043 (0.392)	2.0597 (0.749)	2.8195 (0.803)	60.142 (0.000)
$\times TE_{t-1}$	-278.745 (0.006)	-29.377 (0.546)	-58.364 (0.154)	4.8911 (0.879)	114.137 (0.000)	144.961 (0.000)	147.858 (0.000)	213.069 (0.000)	198.931 (0.000)	147.565 (0.111)	426.310 (0.006)	45.346 (0.000)
HML_t	0.4194 (0.000)	0.2048 (0.006)	0.1489 (0.034)	0.0901 (0.101)	0.1350 (0.004)	0.0459 (0.405)	0.0565 (0.350)	0.0132 (0.841)	-0.0833 (0.297)	-0.2317 (0.015)	-0.6511 (0.000)	49.582 (0.000)
$\times res_{t-1}$	-0.1785 (0.603)	-0.1382 (0.712)	-0.3651 (0.050)	-0.3221 (0.077)	-0.2331 (0.167)	-0.0243 (0.883)	0.0100 (0.958)	-0.0664 (0.770)	0.0143 (0.952)	0.0706 (0.792)	0.2491 (0.582)	20.705 (0.023)
$\times DYT_{t-1}$	5.9146 (0.290)	5.4009 (0.202)	1.6814 (0.554)	2.6511 (0.246)	1.3194 (0.463)	3.5225 (0.105)	-0.9797 (0.804)	1.3016 (0.728)	-0.3505 (0.937)	0.8022 (0.092)	2.1676 (0.766)	19.044 (0.040)
$\times TE_{t-1}$	128.464 (0.165)	-100.619 (0.053)	-72.141 (0.064)	-62.993 (0.040)	-65.324 (0.005)	-84.851 (0.002)	-27.571 (0.372)	-32.010 (0.417)	-33.271 (0.509)	-161.185 (0.016)	-289.649 (0.025)	31.069 (0.001)
R_{aj}^2	0.7778	0.8508	0.8684	0.8867	0.9013	0.8927	0.8947	0.8584	0.8335	0.8186	0.2858	

Resultados para la muestra restringida a la disponibilidad de los datos Tamaño y BTM, la cual comprende únicamente el segundo subperíodo analizado en el Cuadro 2: desde enero de 1982 a diciembre de 2000. Coeficientes de ajustar la versión condicional del modelo de tres factores de Fama y French (1993), ecuación (9), a 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). Como variables estado se han utilizado las desviaciones a la media de la rentabilidad por dividendos agregada (DY_{agr}), la estructura temporal de tipos de interés (TE) y los residuos de regresar el ratio BTM agregado respecto a DY_{agr} y TE (res). Periodos de formación y de mantenimiento separados por un mes y de 6 meses cada uno. Estimación por GMM p-valores entre paréntesis. En la última columna se muestra el estadístico Chi-cuadrado resultado de contrastar las hipótesis nulas: $H_0: \alpha_{D1} = \dots = \alpha_{D10} = 0; H_0: \beta_{D1} = \dots = \beta_{D10} = 0$.

¹² En este sentido, Nieto y Rodríguez (2002) ponen de manifiesto la relativa capacidad del ratio BTM agregado en la predicción de rendimientos, y Nieto (2004) muestra que los modelos condicionales presentan un mejor comportamiento que los modelos estáticos utilizando como variables estado el ratio BTM y el DY agregados.

Un análisis descriptivo pone de manifiesto la elevada correlación existente entre las tres variables estado, especialmente entre el BTM y el DY agregado, reflejo de que en ambas variables el denominador tiene la misma fuente de variabilidad: el precio del título. Dado que esto pueden suponer un importante problema de multicolinealidad en la ecuación [9], se ha recurrido a calcular el *Índice de Condición* sugerido por Belsley *et al.* (1980) [Greene (1999)]. Según estos autores, valores superiores a 20 son indicio de posibles problemas. En nuestro caso, cuando en la ecuación [9] introducimos las tres variables de estado, éste alcanza un valor de 38.

Para resolver este problema se ha sustituido el ratio BTM agregado por los residuos resultantes de regresar dicha variable respecto a las otras dos variables estado. Con esta nueva especificación el índice desciende a 8.7. Los resultados utilizando esta opción se muestran en el Cuadro 4. Cabe destacar la importancia que tienen las interacciones entre los factores y las variables de estado, especialmente cuando se utiliza *TE*. Así, en todos los casos se rechaza la hipótesis de igualdad conjunta a cero (última columna) y en el caso de la variable *TE* el coeficiente suele ser significativo para muchos de los deciles. Además se observa cómo los coeficientes de determinación aumentan para todas las carteras y especialmente para la estrategia de *momentum* que pasa de un 0.1128 a un 0.2858. Sin embargo, a pesar de la mejora que en el ajuste del modelo ha tenido condicionar al momento económico, la estrategia de *momentum* sigue proporcionando beneficios significativamente positivos.

4.2 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 [5]. 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.

Dicha autocorrelación toma valores del 0.23 para el período completo y 0.45 y 0.12 para el primer y segundo subperíodos respectivamente, con

p-valores de 0.5%, 0.0% y 21.8%¹³. Hemos visto como los beneficios del *momentum*, aunque parecen estar presentes en ambos subperíodos, son especialmente robustos en el primero de ellos. La fuerte correlación positiva presentada por el índice de mercado en este subperíodo 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.

Por tanto, mientras que los coeficientes de correlación negativos detectados en otros mercados (véase por ejemplo, Moskowitz y Grinblatt (1999) en el norteamericano y Liu, Strong y Xu (1999) en el Reino Unido) descartan de partida esta posibilidad, en el mercado español se hace necesario contrastar si efectivamente dicha autocorrelación explica, en parte o totalmente, los beneficios del *momentum*. Para ello 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 período de estimación previo de 36 meses¹⁴, y ordenamos los títulos de menor a mayor beta. Seguidamente, se construye una estrategia de negociación que compra (vende) el decil superior y vende (compra) el decil inferior cuando la diferencia entre la rentabilidad del índice de mercado equiponderado y el activo libre de riesgo en los seis meses previos es positiva (negativa). Finalmente, obtenemos la serie de rentabilidades de calendario siguiendo los mis-

¹³Para 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 autocorrelación de orden seis obtenemos una estimación del dato buscado. El dato obtenido es muy similar si se calcula la 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.

¹⁴Exigimos a los títulos que coticen ininterrumpidamente durante dicho período de estimación. 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 sólo 18 observaciones, para la segunda (inicio de agosto de 1964) con 19 observaciones y así sucesivamente hasta alcanzar las 36. El beta es estimado utilizando el índice del mercado valorponderado. Los resultados obtenidos con el índice equiponderado son similares y están disponibles para todas las partes interesadas.

mos pasos que para la estrategia de *momentum* 6×6 que salta un mes entre el período de formación y el de mantenimiento.

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 del *momentum* se debería esperar en cualquier caso que esta estrategia proporcionase rentabilidades positivas.

CUADRO 5
Beneficios de la estrategia consistente en ordenar los títulos en función de su beta de mercado

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

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. Períodos de formación y de mantenimiento separados por un mes y de 6 meses cada uno. En el Panel A se muestra su rentabilidad media (\bar{R}), alfa de Jensen (α), beta de mercado (β) y coeficiente de determinación ajustado (R_{aj}^2), así como el coeficiente de correlación entre la rentabilidad proporcionada por esta estrategia y la de *momentum* (ρ). En el Panel B se muestran los resultados de ajustar la regresión ($R_{estrategia,t} = \alpha + (R_{M,t} - r_t)\beta_{alcista} + (R_{M,t} - r_t)D_t\beta_{dif} + e_t$) a la estrategia arriba descrita, así como a la estrategia de *momentum* estándar analizada a lo largo del trabajo. D_t es una variable *dummy* igual a uno cuando $(R_M - r) < 0$ en los seis meses previos. Estimación por GMM p-valores entre paréntesis.

En el Panel A del Cuadro 5 se muestra la rentabilidad media, alfa de Jensen y beta de dicha estrategia. Se observa como sus beneficios no son significativamente distintos de cero ni en el período completo ni para cada uno de los dos subperíodos. Además, su magnitud es muy reducida, suponiendo en el mejor de los casos (segundo subperíodo) tan sólo 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 (última fila), podemos decir que el origen del *momentum* no parece estar en una autocorrelación positiva en el factor.

En estos resultados resulta curioso 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 subperíodo. La respuesta posiblemente se encuentre en que hemos construido una estrategia cuyo beta varía en el tiempo (alto después de semestres alcistas y bajo después de semestres bajistas) y lógicamente el CAPM con beta constante en el tiempo no recoge dicho comportamiento. Para abordar este aspecto ajustamos la siguiente regresión:

$$R_{estrategia,t} = \alpha + (R_{m,t} - r_t) \beta_{alcista} + (R_{m,t} - r_t) D_t \beta_{dif} + e_t \quad [10]$$

donde D_t es una variable *dummy* igual a uno cuando $(R_m - r) < 0$ 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. Además, si parte del origen 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 [10], debería reducir, al menos en parte, la rentabilidad anormal proporcionada por el *momentum*. Por tanto, este análisis es también muy útil para aportar evidencia adicional acerca de si el *momentum* es originado, al menos en parte, por la correlación en el factor.

Los resultados de esta regresión tanto para la estrategia que selecciona los títulos en función de su beta como para la estrategia de *momentum* se muestran en el Panel B del Cuadro 5. Como era de esperar, los beneficios de la primera 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. Por otra parte, 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.

4.3 Autocorrelación en el componente específico de las rentabilidades

En esta subsección se analiza la tercera fuente potencial de los beneficios del *momentum* según la descomposición realizada en la ecuación [5]: una autocorrelación positiva en el componente específico de las rentabilidades. Para tener una primera idea se han calculado las rentabilidades semestrales de cada uno de los títulos individuales y se ha estimado el siguiente sistema de ecuaciones:

$$\begin{aligned} (R_{i,s} - r_s) &= \mu_i + \beta_i' \cdot F_s + e_{i,s} \\ e_{i,s} &= \rho \cdot e_{i,s-1} + \varepsilon_{i,s} \end{aligned} \quad i = 1, 2, \dots, n \quad [11]$$

donde $R_{i,s}$ es la rentabilidad semestral del título i en el semestre s ; r_s es la rentabilidad semestral del activo libre de riesgo; F_s es un vector columna que recoge la rentabilidad semestral de los factores [$(R_M - r)$ y adicionalmente SMB y HML]; y e es el término de error, al cual se le permite que siga un proceso autorregresivo de primer orden $AR(1)$ con coeficiente común ρ para todos los títulos¹⁵.

Para evitar tener que elegir de forma discrecional un mes de inicio a partir del cual obtener la serie de rentabilidades semestrales consecutivas, el modelo [11] se ha estimado separadamente para cada una de las seis series de rentabilidades semestrales consecutivas que se pueden construir (empezando en enero, febrero, marzo, abril, mayo y junio). Para que un título entrase a formar parte de la estimación se le ha exigido que tuviese al menos 30 observaciones semestrales.

Los valores de ρ obtenidos de la ecuación [11] y su correspondiente p-valor se muestran en el Cuadro 6. Todos los valores de ρ estimados

¹⁵ Para estimar el sistema se ha seguido el procedimiento de sustituir el término de error e de la ecuación principal por su especificación AR, transformando el modelo lineal [11] en un modelo no-lineal, donde se asume que ε es serialmente independiente pero posiblemente correlacionado contemporáneamente entre ecuaciones (títulos). El sistema es estimado utilizando mínimos cuadrados generalizados no-lineales con el algoritmo de Marquardt.

son positivos y, en términos generales, altamente significativos, especialmente en el primer subperíodo. Estos resultados sugieren que los beneficios del *momentum* pueden tener su origen en esta autocorrelación positiva del componente específico de las rentabilidades y por tanto en una infra-reacción de los precios a aspectos específicos de la empresa¹⁶.

CUADRO 6
Autocorrelación en el componente específico de las rentabilidades

		1	2	3	4	5	6
1965/2000							
$R_M - r$	ρ	0.0101 (0.442)	0.0833 (0.000)	0.0590 (0.000)	0.0766 (0.000)	0.0457 (0.001)	0.0371 (0.004)
1965/1981							
$R_M - r$	ρ	0.0694 (0.001)	0.1287 (0.000)	0.1317 (0.000)	0.1327 (0.000)	0.0769 (0.000)	0.0656 (0.001)
1982/2000							
$R_M - r$	ρ	0.0194 (0.312)	0.0593 (0.002)	0.0089 (0.650)	0.0503 (0.010)	0.0387 (0.043)	0.0411 (0.028)
Fama & French	ρ	0.0473 (0.018)	0.0708 (0.001)	0.0166 (0.415)	0.0282 (0.171)	0.0251 (0.207)	0.0436 (0.027)

Resultados de ajustar el modelo $R_{i,s} - r_s = \mu_i + \beta_i \cdot F_s + e_{i,s}$; $e_{i,s} = \rho \cdot e_{i,s-1} + \varepsilon_{i,s}$ a cada una de las seis series de rentabilidades semestrales consecutivas que se pueden construir (empezando en enero, febrero, marzo, abril, mayo y junio). Para que un título entrase a formar parte de la estimación se le ha exigido que tuviese al menos 30 observaciones semestrales. F es un vector que recoge los factores comunes, $R_M - r$ y adicionalmente los factores de Fama & French. p-valores entre paréntesis.

¹⁶ Adicionalmente, la ecuación [11] se ha ampliado incluyendo los retardos de los factores con objeto de examinar la posibilidad de que los beneficios del *momentum* puedan tener también su origen en un efecto adelanto-retardo similar al considerado por Lo y MacKinlay (1990):

$$(R_{i,s} - r_s) = \mu_i + \beta'_{1,i} \cdot F_s + \beta'_{2,i} \cdot F_{s-1} + e_{i,s}; e_{i,s} = \rho \cdot e_{i,s-1} + \varepsilon_{i,s}; i = 1, 2, \dots, n$$

$\beta_{2,i} > 0$ ($\beta_{2,i} < 0$) implica que el activo i infra-reacciona (sobre-reacciona) a las realizaciones contemporáneas del factor, siendo dicha infra-reacción (sobre-reacción) corregida en el siguiente período. Cuando se utiliza como único factor ($R_M - r$) los β_2 son en promedio positivos y en general significativamente distintos de cero, lo que indicaría cierta infra-reacción a las realizaciones del factor. Sin embargo cuando se añaden los factores SMB y HML no se observa un patrón claro en los β_2 . En cualquier caso, los valores de ρ siguen siendo positivos y generalmente significativos, especialmente en el primer subperíodo. Estos resultados están disponibles para todos aquellos interesados.

Para examinar en mayor profundidad la posibilidad de que la existencia de *momentum* esté vinculada a un $\rho > 0$ se ha realizado el siguiente planteamiento. Como sugieren Grundy y Martin (2001), 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. 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 para cada uno de ellos utilizando dicho período¹⁷. Seguidamente, se han acumulado los residuos correspondientes a los seis meses previos (período de formación) para cada título y, a continuación, han sido ordenados de menor a mayor en función de dicho valor. 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* estándar 6×6 que salta un mes entre el período de formación y el de mantenimiento. La rentabilidad media, alfa de Jensen y beta de dicha estrategia de negociación se muestran en el Cuadro 7¹⁸.

Los resultados son reveladores: esta estrategia proporciona rentabilidades brutas significativas tanto en el período completo como en cada uno de los dos subperíodos, 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 subperíodo, en el cual la estrategia sólo proporciona rentabilidades anormales si consideramos niveles de significación del 10%. Los coeficientes de correlación entre las rentabilidades de ambas estrategias son muy elevados como se muestra en la última fila del Cuadro 7. Estos resultados sugieren que al menos una impor-

¹⁷ En modelo de mercado se ha estimado con el índice de mercado ponderado por valor. Los resultados son similares cuando se utiliza el índice equiponderado y están disponibles para cualquier parte interesada.

¹⁸ Además de este procedimiento se han probado las siguientes alternativas: i) trabajar con los errores de predicción en el período de formación estimando el modelo con los 36 meses previos a dicho período; ii) utilizar el CAPM o el modelo de tres factores de Fama y French (1993) en lugar del modelo de mercado; y iii) el procedimiento empleado por Grundy y Martin (2001). Los resultados obtenidos son muy similares y están disponibles para cualquier persona interesada.

tante parte de los beneficios del *momentum* parece tener su origen en una autocorrelación en el componente específico de las rentabilidades.

CUADRO 7
Beneficios de la estrategia de *momentum* que selecciona los títulos en función de los residuos del modelo de mercado

	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

Rentabilidad media (\bar{R}), alfa de Jensen (α), beta de mercado (β) y coeficiente de determinación ajustado (R_{aj}^2) de una estrategia de momentum que selecciona los títulos ganadores y perdedores en función de los residuos del modelo de mercado en el período de formación (utilizando el índice valorponderado). El modelo de mercado es estimado en los 36 meses previos a la fecha de formación. Períodos 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*. Estimación por GMM p-valores entre paréntesis.

En cualquier caso, este último resultado, junto con los obtenidos en los dos subapartados anteriores sugieren que el origen del *momentum* parece encontrarse más cerca de una infra- y/o sobre-reacción de los inversores a la información, que con la idea de un mercado eficiente donde los precios son estimadores óptimos de los verdaderos valores de los títulos.

5. Otros análisis

5.1 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 Cuadro 8 se muestra el comportamiento de las distintas estrategias para cada uno de los meses del año. El patrón observado para rentabilidades medias y 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. 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. Curiosamente, no se observa en el mercado español la fuerte estacionalidad negativa detectada en otros mercados para el mes de enero¹⁹.

CUADRO 8
Estacionalidad de los beneficios del *momentum*

		Mes del año												
		Enero	Feb.	Marzo	Abril	Mayo	Junio	Julio	Ago.	Sep.	Oct.	Nov.	Dic.	χ^2
D1	\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)

Rentabilidad media (\bar{R}), alfa de Jensen (α) para cada mes del año 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). Períodos 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: $H_0: R_{D1} = \dots = R_{D10}; H_0: \alpha_{D1} = \dots = \alpha_{D10} = 0$; Período 1965-2000. Estimación por GMM p-valores entre paréntesis.

5.2 Estabilidad temporal de los beneficios del *momentum*

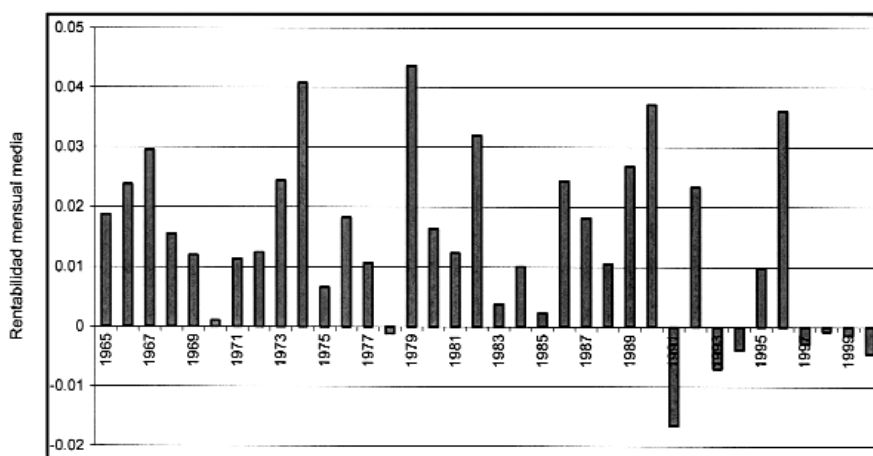
En los apartados previos hemos observado cómo en el segundo subperíodo analizado, 1982-2000, aunque los beneficios del *momentum* siguen siendo significativos, éstos sufren un cierto decaimiento con respec-

¹⁹En los resultados obtenidos para la estrategia 6×6 con períodos de formación y mantenimiento consecutivos, aunque ésta se comporta peor en el mes de enero que la que salta un mes entre ambos períodos, su rentabilidad en ese mes sigue sin ser significativamente negativa. Estos resultados están disponibles para todas las partes interesadas.

to al subperíodo previo, 1965-1981. Para analizar más detalladamente la evolución temporal del *momentum* a lo largo del período analizado, en el Gráfico 1 se ha representado la rentabilidad mensual media proporcionada por la estrategia de *momentum* en cada uno de los años analizados. Se puede observar claramente cómo el efecto *momentum* parece extremadamente robusto en el período previo a 1990, manifestando a partir de entonces una importante debilidad. Por tanto, en la década de los noventa el mercado bursátil español parece alinearse con el comportamiento de ausencia de *momentum* detectado en otros mercados, como son el finlandés, portugués, sueco y turco para el mercado europeo y gran parte de los países asiáticos [véase Griffin *et al.* (2003)]²⁰.

GRÁFICO 1

Rentabilidad mensual media de la estrategia de *momentum* en cada uno de los años del período analizado. Períodos de formación y de mantenimiento separados por un mes y de 6 meses cada uno



²⁰También se ha analizado la rentabilidad de la estrategia para cuatro subperíodos resultado de dividir en dos cada uno de los subperiodos previos: 1965-1972, 1973-1981, 1982-1990, 1991-2000. Los resultados obtenidos, disponibles para todas las personas interesadas, muestran cómo la estrategia de *momentum* proporciona rentabilidades (tanto brutas como anormales) altamente significativas en los tres primeros subperíodos, dejando de ser rentable en la década de los noventa. Consistente con nuestros resultados, en un reciente e interesante trabajo, Muga y Santamaría (2004) observan que la estrategia de *momentum* es ligeramente rentable en el período 01/1992-06/1996, no siendo así en el período 07/1996-12/2000.

Sin embargo, el *momentum* persiste en otros importantes mercados como son el de EE.UU. y del Reino Unido entre otros. Este comportamiento diferencial entre países supone un desafío tanto para la hipótesis de eficiencia como para las nuevas finanzas conductistas. En el caso de la hipótesis de eficiencia, se tendría que explicar por qué la estrategia de *momentum* es más arriesgada en unos países que en otros, mientras que en el caso de las finanzas conductistas se tendría que explicar por qué los países no están sujetos a la misma clase de sesgos psicológicos.

En relación a esta última cuestión, los sesgos psicológicos cometidos por los inversores puede que varíen de un país a otro como consecuencia de las diferencias culturales. En este sentido, es especialmente interesante el reciente trabajo de Chui, Titman y Wei (2005), donde observan una relación positiva entre los beneficios del *momentum* de un país y su índice de *individualismo* (índice calculado por Hofstede (2001) que refleja una característica cultural de los individuos). Asumiendo una lógica relación entre este índice y los distintos sesgos psicológicos utilizados para explicar el fenómeno del *momentum*, estos autores sugieren que sus resultados son consistentes con los distintos modelos conductistas existentes. El valor de este índice de individualismo para el mercado español, 51, es bastante inferior a los de los mercados norteamericano, 89, y del Reino Unido, 91, lo cual es consistente con el comportamiento diferencial del mercado español con respecto a estos dos mercados.

Resulta bastante más complejo sin embargo tratar de buscar una explicación partiendo de un contexto de mercados eficientes. Uno de los principales argumentos esgrimidos por los defensores de la eficiencia de los mercados es que se esté omitiendo algún factor de riesgo relevante en los modelos de valoración utilizados. Sin embargo, esto significaría que dicho factor es valorado en unos mercados pero no lo es en otros, y que dicho factor fue valorado en el mercado español sólo antes de los noventa, lo cual no parece muy coherente. En nuestra opinión, este comportamiento diferencial pone el listón más alto para aquellos que tratan de explicar el *momentum* desde la eficiencia de los mercados²¹.

²¹ Junto con el comportamiento diferencial entre países, otro aspecto inquietante es el porqué la estrategia de *momentum* era rentable antes de los noventa y sin embargo deja de serlo en esa década. Por una parte, podríamos pensar que el *momentum* se debilita en la década de los noventa como consecuencia de una mejora en la eficiencia del mercado español. Este argumento se vería respaldado por el hecho de que en 1989 se introduce el sistema electrónico de negociación en el mercado español, así como

5.3 Estrategia de momentum con quintiles

Los coeficientes de determinación ajustados observados en los distintos ajustes por riesgo realizados en apartados anteriores sugieren que las distintas estrategias no están del todo bien diversificadas, y en especial las correspondientes al decil perdedor y ganador que son las que conforman la estrategia de *momentum*. Dadas las características del mercado 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 este mercado parece conveniente trabajar con percentiles mayores y por tanto con carteras que contengan un mayor número de títulos. Por ello, hemos analizado también la estrategia de *momentum* resultante del uso de quintiles. Como era de esperar, los coeficientes de determinación pasan a ser 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. Por tanto, aunque trabajar con carteras de perdedores y ganadores menos extremas reduce, aunque sólo ligeramente, la magnitud del *momentum*, ésta 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. Estos resultados están disponibles para todas las personas interesadas.

5.4 Análisis bootstrap

Alternativamente al procedimiento GMM, los distintos contrastes se han replicado utilizando un análisis *bootstrap*. Para los contrastes sobre la media 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). Esta metodología ha sido aplicada utilizando 10.000 repeticiones y submuestras *bootstrap* de tamaño $\Gamma, \Gamma/2, \Gamma/4$, donde Γ es el tamaño

el que los resultados del trabajo seminal de Jegadeesh y Titman (1993) se diesen a conocer al inicio de la década de los noventa. Por otra parte, desde el punto de vista de las finanzas conductistas, inherente en el concepto de irracionalidad está el que las conductas irracionales seguidas por los inversores puedan variar en el tiempo (no tiene mucho sentido pensar que los inversores irracionales mantienen sus sesgos psicológicos a lo largo del tiempo como si siguiesen un patrón *racional*).

de la serie temporal, 342²². Cuando el contraste realizado se basa en una regresión $y = X\beta + u$, hemos seguido a Horowitz (1996). Se seleccionan con reemplazamiento 10.000 muestras *bootstrap* de pares, $(y, X)_b$, $b = 1, 2, \dots, 10.000$, del mismo tamaño que la original. Seguidamente se calcula para cada uno de los pares el estadístico $t_b = (\beta_b - \beta) / \sigma_b$, donde β_b y σ_b son las estimaciones de cada muestra *bootstrap* y β la correspondiente a la muestra original. Por último, esta muestra *bootstrap* de estadísticos $\{t_b : b = 1, 2, \dots, 10.000\}$ es ordenada de menor a mayor y utilizada para obtener los p-valores *bootstrap* del estadístico t tradicional obtenido en la muestra original. Los resultados obtenidos en todos los casos son similares a los mostrados con GMM y están disponibles para todos aquellos interesados.

6. Conclusiones

Los trabajos de Rouwenhorst (1998) y Forner y Marhuenda (2003) habían puesto de manifiesto la existencia de *momentum* en el mercado español. No obstante, aún no se había abordado con seriedad un análisis en profundidad de las posibles causas que podían estar en el origen del *momentum* detectado este mercado. En este trabajo se ha tratado de llenar este vacío.

Por una parte, los contrastes realizados han puesto de manifiesto la dificultad de explicar dicho fenómeno basándose en la dispersión en la sección cruzada de las rentabilidades esperadas. Para abordar esta alternativa, además del CAPM, se ha utilizado el modelo de tres factores de Fama y French (tanto en su versión incondicional como condicional) y carteras de control por tamaño y ratio BTM. Por otra parte, aunque la correlación significativamente positiva observada en las rentabilidades semestrales del índice de mercado en el primer subperíodo 1965-1981 sugerían la posibilidad de ésta fuese el origen del fuerte *momentum* detectado en ese subperíodo, los resultados de un análisis más detallado parecen descartar tal posibilidad. Sin embargo, por lo que respecta a la tercera fuente potencial del *momentum*, la autocorrelación positiva en el componente específico de las rentabilidades de los

²²Daniel y Titman (1999), en el mercado americano, y Liu, Strong y Xu (1999), en el mercado del Reino Unido, también comprueban la robustez del *momentum* utilizando alternativas *bootstrap*. No obstante, ninguno de ellos aplica el procedimiento *bootstrap* sobre el estadístico t ajustado por asimetría, aunque como demuestran Lyon, Barber y Tsai (1999), esta alternativa proporciona contrastes mejor especificados.

títulos individuales, los resultados de los distintos contrastes realizados parecen apoyar dicha alternativa.

Por tanto, esta evidencia sugiere que los beneficios del *momentum* podrían ser ocasionados en gran parte por una infra-reacción de los precios a aspectos específicos de la empresa. No obstante, también existe la posibilidad de que los resultados obtenidos sean consecuencia de la omisión de algún factor de riesgo relevante que no sea recogido por los factores de mercado, SMB y HML. Dada esta doble interpretación que se puede dar a los resultados, futuros trabajos deberían tratar de aportar evidencia que permita discriminar entre ambas posibilidades. Por una parte, sería especialmente interesante contrastar los diferentes modelos conductistas que aportan un marco teórico a las ideas de infra-reacción y sobre-reacción (Barberis *et al.* (1998), Daniel *et al.* (1998) y Hong y Stein (1999)), como ya se han realizado para el mercado americano (Daniel y Titman (1999) y Hong *et al.* (2000)). Por otra parte, utilizar procedimientos que permitan contrastar si el momentum tiene su origen en la dispersión de la sección cruzada de las rentabilidades sin necesidad de considerar ningún modelo de valoración explícito, al estilo del trabajo de Conrad y Kaul (1998).

Finalmente, otro resultado interesante es que si bien este fenómeno fue especialmente fuerte y robusto antes de 1990, se ha debilitado a partir de entonces, desapareciendo prácticamente en la década de los noventa. Por tanto, en estos últimos años el mercado español parece haberse alineado con el comportamiento de ausencia de *momentum* detectado en otros mercados como son el finlandés, portugués, sueco y turco para el mercado europeo y gran parte de los países asiáticos. Entender por qué el efecto *momentum* se da en unos países y no en otros es un aspecto de especial interés para futuras investigaciones y está íntimamente ligado con la controversia existente acerca del origen de este fenómeno, ya que la explicación que se busque debe de ser capaz de incluir también por qué existe *momentum* en unos países y no en otros.

Referencias

- Ball, R. y S. Kothari (1989): "Nonstationary expected returns: Implications for tests of market efficiency and serial correlation in returns", *Journal of Financial Economics* 25, pp. 51-74.
- Barberis, N., A. Shleifer y R. Vishny (1998): "A model of investor sentiment", *Journal of Financial Economics* 49, pp. 307-343.
- Barberis, N. y R. Thaler (2003): "A survey of behavioral finance", en Constantinides, G. Harris, M. y Stulz, R., (eds.), *Handbook of the Econometrics of Finance*, Elsevier Science B.V.
- Belsley, D., E. Kuh y R. Welsch (1980), *Regression Diagnostics: Identifying Influential Data and Sources of Collinearity*. New York: John Wiley and Sons.
- Chan, K. (1988): "On the contrarian investment strategy", *Journal of Business* 61, pp. 147-163.
- Chordia, T. y L. Shivakumar (2002): "Momentum, business cycle and time varying expected returns", *Journal of Finance* 57, pp. 985-1019.
- Chui, A.C.W., S. Titman y K.C.J. Wei (2003): "Momentum, legal systems and ownership structure: An analysis of asian stock markets", University of Texas at Austin working paper.
- Chui, A.C.W., S. Titman y K.C.J. Wei (2005): "Individualism and momentum around the world", AFA 2006 Boston Meeting Paper.
- Cochrane, J.H., (1996): "A cross-sectional test of an investment-based asset pricing model", *Journal of Political Economy* 104, pp. 572-621.
- Conrad, J. y G. Kaul (1998): "An anatomy of trading strategies", *Review of Financial Studies* 11, pp. 489-519.
- Daniel, K. y S. Titman (1997): "Evidence on the characteristics of the cross-sectional variation in common stock returns", *Journal of Finance* 52, pp. 1-34.
- Daniel, K. y S. Titman (1999): "Market efficiency in an irrational world", *Financial Analysts Journal* 55, pp. 28-40.
- Daniel, K., D. Hirshleifer y A. Subrahmanyam (1998): "Investor psychology and security market under- and overreactions", *Journal of Finance* 53, pp. 1839-1885.
- De Bondt, W.F.M. y R. Thaler (1985): "Does the stock market overreact?", *Journal of Finance* 40, pp. 793-808.
- Fama, E.F. y K.R. French (1993): "Common risk factors in the returns on stock and bonds", *Journal of Financial Economics* 33, pp. 3-56.
- Fama, E.F. y K.R. French (1996): "Multifactor explanations of asset pricing anomalies", *Journal of Finance* 51, pp. 55-85.
- Ferson, W.E. y C.R. Harvey (1999): "Conditioning variables and the cross section of stock returns", *Journal of Finance* 54, pp. 1325-1360.
- Forner, C. y J. Marhuenda (2003): "Contrarian and momentum strategies in the Spanish stock market", *European Financial Management Journal* 9, pp. 67-88.
- Green, W.H. (1999), *Análisis Económico*. Pearson Educación, Madrid.

- Griffin, J.M., X. Ji y S. Martin (2003): "Momentum investing and business cycle risk: Evidence from pole to pole", *Journal of Finance* 58, pp. 2515-2547.
- Grundy, B.D. y J.S. Martin (2001): "Understanding the nature of the risks and the source of the rewards to momentum investing", *Review of Financial Studies* 14, pp. 29-78.
- Hodrick, R.J. y X. Zhang (2001): "Evaluating the specification errors of asset pricing models", *Journal of Financial Economics* 62, pp. 327-376.
- Hofstede, G. (2001), *Culture's Consequences: Comparing Values, Behaviors, Institutions, and Organizations across Nations*, 2nd edition, Sage Publication: Beverly Hills, CA.
- Hong, H. y J.C. Stein (1999): "A unified theory of underreaction, momentum trading, and overreaction in asset markets", *Journal of Finance* 54, pp. 2143-84.
- Hong, H., T. Lim y J.C. Stein (2000): "Bad news travels slowly: Size, analyst coverage, and the profitability of momentum strategies", *Journal of Finance* 55, pp. 265-295.
- Horowitz, J. L. (1996): "Bootstrap methods in econometrics: Theory and numerical performance", en D.M. Kreps y K.F. Wallis (eds.), *Advances in Economics and Econometrics: Theory and Applications*, Seventh World Congress, Cambridge: Cambridge University Press.
- Jegadeesh, N. y S. Titman (1993): "Returns to buying winners and selling losers: Implications for stock market efficiency", *Journal of Finance* 48, pp. 65-91.
- Jegadeesh, N. y S. Titman (1995): "Short horizon return reversals and the bid-ask spread", *Journal of Financial Intermediation* 4, pp. 116-133.
- Jegadeesh, N. y S. Titman (2001): "Profitability of momentum strategies: An evaluation of alternative explanations", *Journal of Finance* 56, pp. 699-720.
- Jegadeesh, N. (1990): "Evidence of predictable behavior of security returns", *Journal of Finance* 45, pp. 881-898.
- Johnson, N.J. (1978): "Modified t tests and confidence intervals for asymmetrical populations", *Journal of the American Statistical Association* 73, pp. 536-544.
- Johnson, T.C. (2002): "Rational momentum effects", *Journal of Finance* 57, pp. 585-608.
- Lee, C.M.C. y B. Swaminathan (2000): "Price momentum and trading volume", *Journal of Finance* 55, pp. 2017-2069.
- Lehmann, B.N. (1990): "Fads, martingales, and market efficiency", *Quarterly Journal of Economics* 105, pp. 1-28.
- Lettau, M. y S. Ludvigson (2001): "Consumption, aggregate wealth and expected stock returns", *Journal of Finance* 56, pp. 815-849.
- Lewellen, J. y S. Nagel (2003): "The conditional CAPM does not explain asset-pricing anomalies", NBER, Working Paper 9974.

- Liew, J. y M. Vassalou (2000): "Can book-to-market, size, and momentum be risk factors that predict economic growth?", *Journal of Financial Economics* 57, pp. 221-245.
- Liu, W., N. Strong y X. Xu (1999): "The profitability of momentum investing", *Journal of Business Finance & Accounting* 26, pp. 1043-1091.
- Lo, A.W. y A.C. MacKinlay (1990): "When are the contrarian profits due to stock market overreaction", *Review of Financial Studies* 3, pp. 175-205.
- Lyon, J.D., B.M. Barber y C. Tsai (1999): "Improved methods for test of long-run abnormal stock returns", *Journal of Finance* 54, pp. 65-201.
- Mitchell, M.L. y E. Stafford (2000): "Managerial decisions and long-term stock price performance", *Journal of Business* 73, pp. 287-329.
- Moskowitz, T.J. y M. Grinblatt (1999): "Do industries explain momentum?", *Journal of Finance* 54, pp. 1249-1290.
- Muga, L. y R. Santamaría (2004): "Momentum: características y estabilidad temporal. Resultados para la Bolsa Española", *Working Paper* Universidad de Navarra.
- Nagel, S. (2001): "Is it overreaction? The performance of value and momentum strategies at long horizons", *Working Paper*, EFA 2001 Barcelona Meetings.
- Nieto, B. (2004): "Evaluating multi-beta pricing models: An empirical analysis with Spanish market data", *Revista de Economía Financiera*. 2 (faltan las pp.)
- Nieto, B. y R. Rodríguez (2002): "The consumption-wealth and book-to-market ratios in a dynamic asset pricing context", *Instituto Valenciano de Investigaciones Económicas*, WP-EC 2002-24.
- Nieto, B. y R. Rodríguez (2005): "Modelos de valoración de activos condicionales: un panorama Comparativo", *Investigaciones Económicas* 29, pp. 33-71.
- Rouwenhorst, K.G. (1998): "International momentum strategies", *Journal of Finance* 53, pp. 267-84.
- Wu, X., (2002): "A conditional multifactor analysis of return momentum", *Journal of Banking and Finance* 26, pp. 1675-1696.

Abstract

In this paper, we present a detailed analysis of momentum profits in the Spanish Stock Market, with special focus on its possible sources. As the evidence in other markets showed, we obtain that 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. The phenomenon seems to be driven by a positive autocorrelation in the specific return component, which seriously questions the market efficiency hypothesis.

Keywords: Momentum, market efficiency, infra-reaction.

*Recepción del original, julio de 2003
Versión final, febrero de 2006*