

# **BENEFICIOS DEL MOMENTUM EN EL MERCADO ESPAÑOL: ¿INCORRECTA ESPECIFICACIÓN DE LOS MODELOS DE VALORACIÓN O IRRACIONALIDAD DE LOS INVERSORES?\***

**Carlos Forner y Joaquín Marhuenda\*\***

WP-EC 2004-20

Corresponding author: Carlos Forner: Dpto. Economía Financiera, Contabilidad y Marketing, Universidad de Alicante. Tel: +34 965 90 36 11 – Fax: +34 965 90 36 21. E-mail: [Carlos.Forner@ua.es](mailto:Carlos.Forner@ua.es).

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

Primera Edición Octubre 2004.

Depósito Legal: V-4401-2004

*IVIE working papers offer in advance the results of economic research under way in order to encourage a discussion process before sending them to scientific journals for their final publication.*

---

\* Los autores desean agradecer a Gonzalo Rubio, Belén Nieto y Raúl Iñiguez las facilidades concedidas para disponer de su base de datos de rentabilidades, capitalización bursátil y ratio book-to-market. Los autores desean asimismo agradecer la contribución de I/B/E/S International Inc. por facilitar el acceso a los datos sobre predicción de beneficios. También se agradece el apoyo prestado por el *Instituto Alicantino de Cultura Juan Gil-Albert*. Este trabajo ha recibido financiación de la Dirección General de Investigación del Ministerio de Ciencia y Tecnología (Proyecto BEC2002-03797).

\*\* Carlos Forner: Universidad de Alicante. Joaquín Marhuenda, Universidad de Alicante. E-mail: [Marhuenda@ua.es](mailto:Marhuenda@ua.es)

# **BENEFICIOS DEL MOMENTUM EN EL MERCADO ESPAÑOL: ¿INCORRECTA ESPECIFICACIÓN DE LOS MODELOS DE VALORACIÓN O IRRACIONALIDAD DE LOS INVERSORES?**

## **RESUMEN**

La evidencia previa en el mercado español ha puesto de manifiesto la existencia de un efecto momentum robusto ante ajustes tanto por CAPM como por el modelo de tres factores de Fama y French (1993). Este trabajo trata de ahondar en las posibles explicaciones de dicho fenómeno analizando dos nuevos aspectos. En una primera parte se estudia la posibilidad de que los beneficios del momentum sean consecuencia de la incorrecta especificación del modelo de valoración utilizado. Dada la dificultad de explicar los beneficios del momentum en base a esta alternativa, en una segunda parte se contrastan los modelos conductistas de Daniel et al. (1998) y Hong y Stein (1999), enfrentando los beneficios del momentum ante las características de tamaño, ratio book-to-market y cobertura de analistas. Si bien se obtiene que los beneficios del momentum se concentran en títulos de baja capitalización, limitaciones en la muestra impiden obtener resultados concluyentes en relación a la validez de estos modelos.

**Palabras clave:** momentum, factores de riesgo, modelos conductistas

**Clasificación JEL:** G14, G11, G12

## **ABSTRACT**

Previous evidence has demonstrated that the momentum effect is present in the Spanish stock market, and that it can not be explained neither by the CAPM nor the Fama&French (1993) three factor model. The aim of this paper is to deepen in the possible explanations of such phenomenon by analyzing two new items. In the first part, the possibility that the momentum profits were the recompense for bearing some kind of risk not incorporated in this two models has been studied. Given the failure of this first approach, in the second part, the behavioural models of Daniel et al. (1998) and Hong and Stein (1999) have been tested, by facing the momentum profits to the size, book-to-market and analyst coverage characteristics. While the results show that the momentum profits focus on small stocks, restrictions in the data hinder to obtain conclusive results regarding the validity of these two models in explaining the Spanish momentum.

**Key words:** momentum, risk factors, behavioural models

**JEL classification:** G14, G11, G12

## 1. Introducción

Desde que Jegadeesh y Titman publicaron en 1993 sus resultados demostrando que en el mercado americano los títulos que han sido ganadores durante los 3-12 últimos meses siguen batiendo de forma sistemática durante los siguientes 3-12 meses a los títulos que han sido perdedores, dicho fenómeno, conocido como momentum, no ha dejado de ser objeto de numerosos estudios. La gran robustez de este fenómeno, presente de forma generalizada tanto a lo largo del tiempo como a nivel internacional, y la gran controversia existente acerca de las fuentes que lo pueden estar originando, han sido, sin lugar a duda, los causantes del gran interés despertado en la comunidad científica por su estudio.

Por lo que respecta al mercado español, la evidencia a favor de la presencia de momentum en nuestro mercado observada en los estudios de Rouwenhorst (1998) y Forner y Marhuenda (2003a), ha sido posteriormente corroborada en Forner y Marhuenda (2003b). En este último trabajo se demuestra además que el efecto momentum presenta en este mercado una serie de peculiaridades. Así, éste no muestra el comportamiento negativo en el mes de enero observado en otros mercados y además los beneficios del momentum desaparecen en la década de los noventa.<sup>1</sup> Forner y Marhuenda (2003b) también demuestran que, al igual que lo observado en otros mercados como el americano, el origen del momentum no parece encontrarse ni en la dispersión en la sección cruzada de las rentabilidades esperadas ni en una autocorrelación positiva en el factor generador de las rentabilidades, sino más bien en una autocorrelación positiva en el componente específico de las mismas. Por tanto, los razonamientos basados en el nivel de riesgo sistemático soportado fracasan a la hora de explicar los beneficios del momentum y esto es así cuando se utiliza como modelo de referencia tanto el CAPM como el modelo de tres factores de Fama y French (1993).

Estos resultados apuntan por tanto a que las explicaciones de este fenómeno se encuentran más cerca de las tesis defendidas por las teorías conductistas que por las argumentaciones apoyadas por la eficiencia del mercado, lo cual hace especialmente interesante contrastar los diferentes modelos conductistas desarrollados en la literatura financiera – Barberis et al. (1998), Daniel et al. (1998) y Hong y Stein (1999) – como ya se ha realizado para el mercado americano en los trabajos de Daniel y Titman (1999) y Hong et al. (2000).<sup>2</sup>

No obstante, junto con la literatura a favor de una explicación del momentum basada en la ineficiencia del mercado, y a pesar del fracaso del CAPM y del modelo de tres factores de Fama y

---

<sup>1</sup> Otro reciente e interesante trabajo que analiza el momentum en el mercado español es el de Muga y Santamaría (2004). Estos autores observan que la estrategia de momentum es rentable en el período 01/1991-06/1996, no siendo así en el período 07/1996-12/2000.

<sup>2</sup> Doukas y McKnight (2003) contrastan el modelo de Barberis et al. (1998) y el de Hong y Stein (1999) en el mercado europeo a nivel agregado, pero no a nivel de países individuales.

French a la hora de explicar los beneficios del momentum, ciertos autores sostienen que es demasiado prematuro rechazar la hipótesis de eficiencia y sugieren que la rentabilidad de las estrategias de momentum puede ser simplemente la compensación por soportar cierto tipo de riesgo no recogido en estos modelos estándar.<sup>3</sup> Esta explicación merece una seria consideración, ya que los ganadores y los perdedores son clasificados en base a sus rentabilidades pasadas. Dado que las altas (bajas) rentabilidades pasadas pueden ser debidas parcialmente a altas (bajas) rentabilidades esperadas, la cartera de ganadores (perdedores) podría potencialmente contener títulos de alto (bajo) riesgo que continuarían ganando rentabilidades esperadas superiores (inferiores) en el futuro. Siguiendo esta línea, Conrad y Kaul (1998) presentan evidencia empírica, apoyada en experimentos de simulación, de que la rentabilidad de las estrategias de momentum puede ser enteramente debida a la dispersión en sección cruzada de las rentabilidades esperadas más que a cualquier tipo de patrón en la serie temporal de las rentabilidades.<sup>4</sup>

El objetivo de este trabajo es doble. Por un lado, la primera parte se dedica a comprobar la robustez de los resultados previamente obtenidos en el mercado español ante una posible incorrecta especificación de los modelos de valoración utilizados. Por ejemplo, que estemos dejando fuera algún tipo de riesgo valorado por el mercado y que los beneficios del momentum no sean más que el resultado de una compensación por soportar dicho/s riesgo/s omitido/s en los dos modelos previamente utilizados. Para ello se utilizan varios enfoques, como son la dominancia estocástica, la eliminación del patrón temporal mediante simulación [Conrad y Kaul (1998)], la utilización de cada acción como su propio control por riesgo [Grundy y Martin (2001)], carteras de control por tamaño y book-to-market o el análisis de la persistencia de los beneficios del momentum [Jegadeesh y Titman (2001a)]. Por otro lado, los resultados en contra de tal posibilidad obtenidos en esta primera parte nos llevan a analizar en la segunda parte del trabajo los diferentes modelos conductistas. Para ello, siguiendo los trabajos de Daniel y Titman (1999) y Hong et al. (2000), se han estudiado los beneficios del momentum controlando por las características de ratio book-to-market, tamaño y cobertura de analistas.

El trabajo se estructura de la siguiente forma. En el primer apartado se realiza una revisión de los diferentes modelos conductistas desarrollados en la literatura así como de la evidencia existente sobre ellos. En el segundo apartado se explica la metodología empleada. En el siguiente se analiza la robustez de los beneficios del momentum en el mercado español ante la posible incorrecta

---

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

4 Sin embargo, los resultados de este trabajo han sido ampliamente refutados. Así, la evidencia de reversión a largo plazo de los beneficios del momentum ya detectada en el trabajo inicial de Jegadeesh y Titman (1993) y posteriormente confirmada en Lee y Swaminathan (2000) y Jegadeesh y Titman (2001a) es inconsistente con esta explicación. Grundy y Martin (2001) obtiene que los beneficios del momentum permanecen estadística y económicamente significativos después de utilizar la propia rentabilidad media de cada título como control. Además, Jegadeesh y Titman (2002) demuestran que los experimentos de simulación realizados por Conrad y Kaul (1998) sufren un sesgo de muestra pequeña que una vez solventado invalida las conclusiones obtenidas por éste.

especificación de los modelos de valoración empleados. Seguidamente se contrastan los modelos conductistas de Daniel et al. (1998) y Hong y Stein (1999). Finalmente se presentan las conclusiones del trabajo.

## 2. Modelos conductistas

Dado que la fuerte robustez de los beneficios del momentum parece estar en conflicto con los modelos de valoración estándar, es tentador afirmar que el mercado no es eficiente y que los precios son fijados por agentes irracionales. Así, Jegadeesh y Titman (1993) interpretan su evidencia a favor de una autocorrelación positiva en el componente idiosincrásico de las rentabilidades como una infra-reacción de los inversores a la información específica de la empresa. Esta versión es corroborada por los resultados de Chan, Jegadeesh y Lakonishock (1996) a favor de una infra-reacción a los anuncios de beneficios. Esta hipótesis de un mercado que se toma su tiempo a la hora de asimilar nueva información provocando autocorrelaciones positivas a medio plazo en las rentabilidades, junto la hipótesis de que los precios sobre-reaccionan a largo plazo ocasionando autocorrelaciones negativas para dicho horizonte, ha sido modelizada posteriormente en los trabajos de Barberis, Shleifer y Vishny (1998) y Hong y Stein (1999). Bajo estos dos modelos una infra-reacción inicial seguida de una sobre-reacción posterior a la información provoca continuación en las rentabilidades a medio plazo. Finalmente, los precios ajustan dicha sobre-reacción volviendo a sus valores fundamentales y provocando reversión a la media en las rentabilidades a largo plazo. Por otra parte, Daniel, Hirshleifer y Subrahmanyam (1998) proponen un modelo en el que los precios inicialmente sobre-reaccionan a las noticias, y continúan haciéndolo durante un período de tiempo (sobre-reacción retardada) hasta que finalmente revierten a los fundamentales, provocando continuación a medio plazo en las rentabilidades y reversión a largo plazo.<sup>5,6</sup>

Los modelos propuestos por Barberis et al. (1998) y Daniel et al. (1998) se basan en una serie de sesgos cognitivos inherentes en la forma en que los inversores interpretan la información.<sup>7</sup> En Barberis et al. (1998) los inversores exhiben el sesgo de conservadurismo identificado por Edwards (1968), según el cuál cuando al mercado llega nueva información los inversores son reacios a cambiar sus expectativas, causando una infra-reacción inicial en los precios. Por otra parte, los inversores también exhiben el sesgo de representatividad observado por Tversky y Kahneman (1974), por el cuál

---

<sup>5</sup> El modelo de realimentación positiva (*positive feedback*) de DeLong, Shleifer, Summers y Waldmann (1990) también encaja en esta última interpretación.

<sup>6</sup> Dentro de esta línea de investigación, Grinblatt y Han (2002) sugieren que la tendencia en los precios a mostrar momentum al principio y revertir después puede estar relacionado con el comportamiento de los inversores inherente en el “efecto disposición” documentado por Shefrin y Statman (1985) y Odean (1998a), según el cual los inversores tienden a mantener las posiciones perdedoras y a vender las ganadoras.

<sup>7</sup> Véase, por ejemplo, Hirshleifer (2001) para una revisión de los sesgos psicológicos que pueden afectar a la formación de precios de los activos.

los individuos tienden a identificar un cierto evento, o muestra, por su grado de similitud a la población de origen; así, cuando un inversor recibe una larga secuencia de buenas (malas) noticias tiende a volverse demasiado optimista (pesimista) acerca de la rentabilidad futura de la empresa, sobrevalorándola (infravalorándola). Los precios finalmente experimentan reversiones en la medida que nuevas noticias contradicen estas expectativas sesgadas.

En Daniel et al. (1998) los inversores informados, que son los que determinan los precios, sufren de un sesgo de “exceso de confianza”, es decir, la tendencia a creer que tienen más información de la que poseen en realidad o a exagerar la precisión de su conocimiento.<sup>8</sup> Este sesgo provoca que los inversores informados exageren la precisión de su señal de información privada, pero no las señales de información públicamente recibidas por todos. Además, este exceso de confianza tiene como efecto indirecto que los inversores filtran la información y sesgan su comportamiento de forma que les permitan mantener su confianza y autoestima. En este sentido, este modelo supone que los inversores informados también sufren el sesgo de “auto-atribución” propuesto por Bem (1965); este sesgo sugiere que los inversores tienden a sobre-ponderar sistemáticamente la información que confirma la validez de sus actuaciones (atribuyendo el éxito de esas actuaciones a su gran habilidad) y a infra-ponderar la información que sugiere que sus decisiones fueron un error (atribuyendo el fracaso de esas decisiones a la mala suerte). Como consecuencia de este segundo sesgo psicológico la confianza de un inversor crece cuando la información pública está de acuerdo con su información privada, pero no cae proporcionalmente cuando la información pública contradice su información privada. Uniendo ambos sesgos tenemos que los inversores informados otorgan mayor confianza a la información privada y tienden a interpretar la información pública que confirma su punto de vista como ratificadora de su habilidad y a la información pública que contradice su punto de vista como ruido. Por tanto, los activos sobre-reaccionan a las señales de información privada e infra-reaccionan a las señales públicas, de manera que, en promedio, las noticias privadas generan *momentum* en el medio plazo, pero el peso de la información pública finalmente produce reversiones a largo plazo.

Hong y Stein (1999) presentan un modelo que no recurre directamente a ningún sesgo psicológico por parte de los inversores, y que se basa en la existencia de dos clases de inversores que negocian en base a diferentes conjuntos de información: los “observadores de noticias” y los “negociadores de momentum”. Los “observadores de noticias” obtienen señales acerca de los flujos de tesorería futuros pero ignoran la información contenida en la historia pasada de precios. Los “negociadores de momentum” negocian en base a una historia limitada de precios y, además, no observan información fundamental.<sup>9</sup> Ambos son limitadamente racionales en el sentido de que ignoran

---

<sup>8</sup> En su resumen de los microfundamentos de las finanzas conductistas, De Bondt y Thaler (1995) afirman que “quizás el hallazgo más robusto en la psicología del *juicio* es que la gente tiene exceso de confianza”. Ver Odean (1998b) para una buena revisión de la investigación empírica sobre exceso de confianza.

<sup>9</sup> Estos inversores se comportarían de forma similar a los negociadores de retroalimentación de DeLong et al. (1990).

el resto de información.<sup>10</sup> Dada esta restricción en la racionalidad, Hong y Stein muestran que si la información específica de la empresa se difunde de forma gradual entre los observadores de noticias, ésta será incorporada lentamente en los precios causando una infra-reacción inicial. Esta infra-reacción permite a los negociadores de momentum obtener ganancias siguiendo dicha tendencia. Conforme más y más negociadores de momentum llegan al mercado, la infra-reacción inicial inevitablemente se convierte en sobre-reacción a largo plazo. Los beneficios del momentum son por tanto originados por una infra-reacción inicial seguida de una sobre-reacción posterior. Finalmente los precios volverán a sus valores fundamentales provocando reversión en las rentabilidades a largo plazo.

## **2.1. Contraste de los Modelos Conductistas**

Como indica Fama (1998) no es de extrañar que estos modelos expliquen aquellos patrones existentes para cuya captura han sido específicamente diseñados. La prueba ácida de estos modelos debería ser un contraste fuera de la muestra, es decir, es necesario generar nuevas predicciones o hipótesis basadas en estos modelos y contrastarlas empíricamente. Siguiendo la dirección indicada por Fama (1998) han aparecido recientemente varios trabajos que han tratado de contrastar empíricamente estos modelos.

En este sentido, Daniel y Titman (1999) encuentran que el efecto momentum es más fuerte en títulos de crecimiento<sup>11</sup>, lo cual interpretan como soporte para el modelo de Daniel et al. (1998), el cual predice que el exceso de confianza es más probable que tenga un mayor efecto cuando la ambigüedad es alta, que puede ser el caso de los títulos de crecimiento.<sup>12</sup> Por otra parte, Hong, Lim y Stein (2000) contrastan el modelo de Hong y Stein (1999) utilizando como aproximaciones de la velocidad de difusión de la información dos variables: tamaño y cobertura de analistas. Documentan que el momentum declina rápidamente con la variable tamaño y que fijando éste, las estrategias de momentum funcionan mejor entre los títulos con menor cobertura de los analistas, ambas evidencias consistentes con la hipótesis del modelo de Hong y Stein (1999) de que el momentum en las rentabilidades es originado por una lenta difusión de la información específica de la empresa a través de los inversores.<sup>13</sup> Los resultados obtenidos por Hong et al. (2000) en el mercado americano han sido

---

<sup>10</sup> No obstante, obsérvese que ambos grupos de inversores actúan racionalmente en la actualización de sus expectativas condicionada a su conjunto de información, pero la predictibilidad se produce debido al hecho de que cada grupo usa únicamente información parcial en la actualización de sus expectativas.

<sup>11</sup> Daniel y Titman (1999) utilizan el ratio *book-to-market* para clasificar entre títulos de crecimiento y títulos de valor. Asness (1997) presentan evidencia similar clasificando entre títulos de crecimiento y títulos de valor en función de tres variables intra-industria.

<sup>12</sup> Daniel y Titman (1999) también realizan una rigurosa defensa del sesgo de exceso de confianza desde el punto de vista de la selección evolutiva. También argumentan que dicha defensa puede ser extendida al sesgo de conservadurismo, aunque no son conscientes de cómo el sesgo de representatividad puede ajustarse dentro de este esquema.

<sup>13</sup> Hong et al. (2000) también obtienen que la importancia marginal de la cobertura de analistas es mayor entre títulos pequeños, así como entre los títulos perdedores, reflejando esto último una reacción más lenta a las malas noticias por parte de los títulos con baja cobertura.

posteriormente corroborados en el mercado europeo por Doukas y McKnight (2003). Estos últimos contrastan adicionalmente el modelo de Barberis et al. (1998)<sup>14</sup> utilizando la dispersión en las estimaciones de los analistas como proxy del peso de la información (a menor dispersión, mayor peso). Obtienen que los beneficios del momentum están inversamente relacionados con esta dispersión, resultado consistente con la predicción del modelo de Barberis et al. (1998) de que los inversores fallan a la hora de actualizar sus expectativas adecuadamente, infravalorando el peso estadístico de la nueva información.<sup>15</sup>

Los resultados obtenidos por Chan (2002) también tienen importantes implicaciones en la evidencia sobre estos modelos. Este autor muestra que el efecto momentum únicamente está presente en aquellos títulos que llevan asociadas noticias en su mes de formación. En particular, obtiene que los títulos que experimentan rentabilidades negativas concurrentes con la incidencia de titulares de noticias continúan comportándose mal durante los doce meses posteriores a la fecha de formación. Por otro lado, los títulos con rentabilidades extremas que no tienen titulares de noticias en el mes de formación experimentan reversiones estadísticamente significativas en el mes siguiente. Aunque hay ciertas diferencias en la estructura temporal, sugieren que sus resultados son consistentes con la idea de Daniel et al. (1998) de que los inversores infra-reaccionan a las noticias públicas, mientras que sobre-reaccionan a las señales privadas que originan los movimientos espúreos en los precios. También sostienen que sus resultados apoyan aún en mayor medida la idea de Hong y Stein (1999) de dos tipos de inversores: un grupo que infra-reacciona a las noticias y otro que sobre-reacciona a los movimientos puros en los precios (no basados en información).

En esta misma línea, Lee y Swaminathan (2000) y Jegadeesh y Titman (2001a) realizan un profundo análisis de las rentabilidades a largo plazo de la estrategia de momentum y al igual que en el trabajo original de Jegadeesh y Titman (1993) obtienen una reversión de los beneficios del momentum después de los doce meses iniciales. Aunque esta evidencia es consistente con el momentum originado total [Daniel et al. (1998)] o parcialmente [Barberis et al. (1998) y Hong y Stein (1999)] por una sobre-reacción del mercado, ambos trabajos sugieren que este apoyo debe interpretarse con cierta cautela.

Por una parte, Jegadeesh y Titman (2001a) presentan que, aunque su evidencia sobre los beneficios del momentum en el período de mantenimiento es extremadamente robusta, la evidencia de rentabilidades negativas en el período de postmantenimiento tiende a depender de la composición de la muestra, del período muestral y en algunos casos, de si las rentabilidades son ajustadas por riesgo, sugiriendo que estos modelos proporcionan en el mejor de los casos una explicación parcial de la anomalía del momentum.

---

<sup>14</sup> Bloomfield y Hales (2002) realizan dos experimentos con estudiantes de MBA que apoyan ampliamente la existencia de creencia en los cambios de régimen, consistente con el modelo de Barberis et al. (1998).

<sup>15</sup> Utilizando una base de datos sobre transacciones, Hvidkjaer (2003) obtiene, para los negociadores pequeños, resultados consistentes con los modelos que predicen una infra-reacción inicial seguida por una sobre-reacción retardada, como son los modelos de Barberis et al. (1998) y Hong y Stein (1999).



Por otra parte, Lee y Swaminathan (2000) muestran que el volumen de negociación pasado predice tanto la magnitud como la persistencia del momentum. Si suponemos que la escasez de negociación conduce a una insuficiente difusión de la información, el modelo de Hong y Stein (1999) predeciría mayor momentum entre los títulos de menor volumen de negociación. Si suponemos que el volumen de negociación es una proxy de la actividad de negociadores con exceso de confianza, el modelo de Daniel et al. (1998) predeciría mayor momentum entre los títulos con mayor volumen de negociación. Sin embargo, Lee y Swaminathan (2000), obtienen que el volumen de negociación potencia el momentum (y debilita la posterior reversión) entre los títulos perdedores y debilita el momentum (y potencia la posterior reversión) entre los ganadores<sup>16</sup>, siendo los modelos de Daniel et al. (1998) y Hong y Stein (1999) incapaces de captar esta asimetría del impacto del volumen de negociación en el momentum.<sup>17</sup>

No obstante, según Nagel (2001) el importante papel que Lee y Swaminathan (2000) atribuye al volumen de negociación a la hora de predecir la reversión a largo plazo de los beneficios del momentum es ampliamente subsumido por el ratio book-to-market. Concretamente demuestra que dicha reversión es esencialmente una manifestación del bien conocido efecto *book-to-market*, de manera que ésta desaparece cuando las rentabilidades son ajustadas por dicha variable.<sup>18</sup> Sugieren además, que el origen de los beneficios del momentum está, por tanto, estrechamente vinculados a la naturaleza del efecto book-to-market. Si este efecto refleja una sobre-reacción del mercado, los beneficios del momentum serán originados al menos parcialmente por dicha sobre-reacción. Sin embargo, si el efecto book-to-market captura un factor de riesgo, entonces el momentum puede ser simplemente un fenómeno de infra-reacción.

---

<sup>16</sup> El impacto global del volumen de negociación en los beneficios del momentum es positivo, de manera que la estrategia de momentum es más rentable entre títulos con alto volumen de negociación. Muga y Santamaría (2004) obtienen la misma evidencia en el mercado español.

<sup>17</sup> Lee y Swaminathan (2000) sugieren que estos modelos no pueden explicar sus resultados porque no incorporan de forma explícita la variable volumen de negociación, proponiendo un sencillo diagrama conceptual alternativo, que apodan la hipótesis del “ciclo de vida del momentum”, para explicar sus resultados, aunque dicho esquema también deja ciertas peculiaridades de sus resultados sin resolver. Por lo que respecta al mercado español, los resultados obtenidos por Muga y Santamaría (2004) no parecen encajar demasiado con la hipótesis del “ciclo de vida del momentum”.

<sup>18</sup> Estos autores sugieren que esta evidencia es el resultado del siguiente efecto mecánico: Las extremas rentabilidades experimentadas por los títulos ganadores en el período de formación (las cuales continúan siendo altas en el período de mantenimiento) provocan una disminución en su ratio *book-to-market*, y por tanto tienden a convertirse en *títulos de crecimiento*. La misma dinámica hará que los títulos perdedores tiendan a convertirse en títulos de valor. Dada la abundante evidencia sobre el efecto book-to-market, es de esperar por tanto que los ganadores lo hagan peor que los perdedores una vez que el efecto momentum inicial se ha extinguido.

### **3. Datos y metodología.**

#### **3.1. Datos**

Los datos utilizados en este trabajo comprenden las rentabilidades mensuales de una muestra de títulos cotizados en el mercado español en el período de tiempo que va de enero de 1963 a diciembre de 2000, un total de 456 meses. El número de títulos que componen la muestra varía a lo largo del período considerado pasando de 78 títulos en enero de 1963 a 145 en diciembre de 2000, oscilando entre los 78 y los 149 títulos. Las rentabilidades han sido calculadas utilizando los precios de finales de cada mes y están ajustadas por dividendos, ampliaciones de capital y *splits*. Como referencia del mercado se considera el índice que recoge la rentabilidad media de todos los títulos disponibles en la muestra en cada momento del tiempo 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, calculado a partir de la serie histórica del Boletín de la Central de Anotaciones publicada por el Banco de España en su página Web.

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

Como medida del tamaño de cada activo de la muestra en cada mes se ha utilizado la capitalización bursátil de la empresa, calculada tomando el número de acciones de la empresa en diciembre del año anterior por el precio de las mismas ese mes. En el cálculo del ratio “valor contable-valor de mercado” de cada empresa la información contable ha sido extraída de los balances de situación de cada compañía de la muestra a finales de cada año, información presentada a la Comisión Nacional del Mercado de Valores para el 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 para una empresa cualquiera en un determinado mes viene dado por el valor de los recursos propios de la empresa a 31 de diciembre del año anterior y se mantiene constante desde enero hasta diciembre de cada año. El denominador es el dato de tamaño previamente definido para el mes anterior.

Finalmente, como indicador del nivel de seguimiento (cobertura) de una empresa se ha utilizado el número de estimaciones mensuales de beneficios para un año recibidas por cada compañía

procedente de la base de datos I/B/E/S (Institutional Broker Estimation System). En el caso de que para una empresa no se dispusiera de estimación se ha considerado que el valor de ésta es cero.<sup>19</sup> Estos datos están disponibles desde enero de 1987. En la Tabla 1 se muestra el porcentaje de empresas seguidas, número medio de analistas por empresa seguida, número máximo de analistas por empresa y los deciles en el mes de enero de cada uno de los años que componen la muestra. Dado que el número de empresas seguidas por analistas durante 1987 es bastante reducido, los análisis que exigen la utilización de estos datos se han limitado al período comprendido entre enero de 1988 y diciembre de 2000.<sup>20</sup>

**TABLA 1**  
**Estadísticos descriptivos de número de estimaciones mensuales de beneficios a un año recibidas por cada compañía.**

Los datos han sido calculados en enero de cada año.

	% empresas seguidas	Nº medio analistas x empresa atendida	Nº máx. analistas x empresa	Percentiles de nº de analistas								
				10	20	30	40	50	60	70	80	90
<b>1987</b>	6.54%	1.29	2	0	0	0	0	0	0	0	0	0
<b>1988</b>	42.48%	2.10	6	0	0	0	0	0	1	1	2	3
<b>1989</b>	80.83%	3.29	11	0	1	1	2	2	2	3	5	6.5
<b>1990</b>	87.60%	8.69	18	0	3	5	6	7	8	10	13	15
<b>1991</b>	84.29%	7.93	16	0	2	3.5	6	7	8	10	11	12.5
<b>1992</b>	81.69%	13.70	29	0	1	5	7	10.5	13.7	18	21	23
<b>1993</b>	84.73%	13.70	34	0	1	4	6	9	14	19	22.3	25.4
<b>1994</b>	90.55%	12.69	34	1	2	3	5	9	13	17	22.1	26
<b>1995</b>	83.33%	16.49	40	0	1	4	6.3	9.5	17.7	22	27	31.3
<b>1996</b>	80.77%	17.45	35	0	1	3.5	7	13	18.5	24.5	27	30
<b>1997</b>	74.81%	17.38	37	0	0	2	5	11	15.5	22	25	30
<b>1998</b>	78.32%	14.46	34	0	0	2	5.7	8	14.3	18.6	23	27
<b>1999</b>	80.69%	15.68	36	0	1	3	6.5	10	17	21	24.5	29
<b>2000</b>	82.39%	13.80	37	0	1	5	6	9	13	15	20.1	25.3

Para analizar el grado de relación existente entre las variables tamaño, ratio book-to-market y atención, en cada mes se ha calculado la correlación en sección cruzada entre cada una de ellas. En la Tabla 2 se muestran las medias de las series temporales de correlaciones resultantes. Se observa como las variables tamaño y atención presentan un elevado coeficiente de correlación positivo (0,552) reflejo de que las empresas más grandes suelen ser las más atendidas por los analistas. El resto de correlaciones presentan niveles relativamente reducidos.

<sup>19</sup> Por tanto, exigir este dato no supone la exclusión de ningún título de la muestra.

<sup>20</sup> Este período coincide con el analizado por Doukas y McKnight (2003) en su análisis del agregado del mercado europeo.

**TABLA 2**  
**Media de la serie temporal de los coeficientes de correlación en sección cruzada entre las variables Tamaño, ratio Book-to-Market y Atención.**

	1982-2000		1988-2000		
	Tamaño	Book-to-market	Tamaño	Book-to-market	Atención
Tamaño	1	-0.0895	1	-0.113	0.550
Book-to-market	-0.0895	1	-0.113	1	-0.133
Atención			0.550	-0.133	1

### 3.2. Metodología.

En términos generales, y siguiendo al grueso de la literatura sobre momentum, nos basamos en la metodología utilizada en el trabajo original de Jegadeesh y Titman (1993). Además, siguiendo al trabajo de Forner y Marhuenda (2003b) nos centramos en la estrategia que utiliza períodos de formación y mantenimiento de seis meses dejando transcurrir un mes entre ambos, y como se sugiere en dicho trabajo, construimos las carteras en función de una partición por quintiles, en lugar de deciles, para así mejorar su nivel de diversificación.<sup>21</sup>

Así, al inicio de cada mes de calendario  $t$ , correspondiente al inicio del mes de evento  $z = 1$  (fecha de formación), ordenamos los títulos en función de su rentabilidad acumulada de forma compuesta durante los 6 meses anteriores al mes previo, período de formación ( $z = -7, \dots, -2$ ). A partir de esta jerarquización se construyen cinco carteras quintiles equiponderadas. La cartera correspondiente al quintil superior es denominada quintil ganador ( $W$ ) y la cartera correspondiente al quintil inferior es denominada quintil perdedor ( $L$ ). A continuación realizamos una inversión autofinanciada (estrategia de momentum) que compra la cartera ganadora y vende la perdedora, manteniendo dicha posición durante un período de 6 meses, período de mantenimiento ( $z = 1, 2, \dots, 6$ ).<sup>22</sup>

A la hora de analizar el comportamiento de la estrategia de inversión se utilizan dos técnicas o enfoques distintos: uno en tiempo de calendario y otro en tiempo de evento. Ambos tienen sus ventajas e inconvenientes, de manera que para obtener una foto adecuada y completa del rendimiento de dichas estrategias es conveniente analizarlos conjuntamente.

<sup>21</sup> En el quinto apartado se trabaja con los percentiles del 30% y 70%.

<sup>22</sup> Para que un título sea considerado en una determinada fecha de formación se le exige que cotice de forma ininterrumpida durante todo el período de formación y que tenga al menos una cotización en el período de mantenimiento.

El enfoque en tiempo de calendario<sup>23</sup> consiste en calcular la rentabilidad de la estrategia de momentum en cada mes de calendario  $t$ , que no será más que la media de la rentabilidad en ese mes de todos los títulos implicados en la estrategia. Operando de esta manera se obtiene una serie temporal que refleja la rentabilidad obtenida en cada mes de calendario por la estrategia de momentum.

Debe observarse que, durante el mes de calendario  $t$ , la estrategia de momentum estará formada por las carteras ganadoras y perdedoras construidas al inicio de los meses  $t-5$ ,  $t-4$ , ..., y  $t$ . Por tanto, esta estrategia estará compuesta por 6 carteras ganadoras y 6 perdedoras y revisará 1/6 de sus componentes al inicio de cada mes. Al inicio del siguiente mes de calendario  $t+1$ , la posición en las carteras ganadora y perdedora construidas al inicio del mes  $t-5$  será liquidada y será reemplazada por las nuevas carteras ganadora y perdedora.

La rentabilidad mensual de calendario  $R_{D,t}$  se puede calcular como una media equiponderada de las rentabilidades de cada uno de los títulos que componen la estrategia en el mes de calendario  $t$ . En tal caso estamos suponiendo que las carteras que constituyen la estrategia reajustan su composición mensualmente a lo largo de su período de mantenimiento para conservar la equiponderación inicial: carteras de reajuste. Otra posibilidad más complicada de calcular es suponer que las carteras que constituyen la estrategia son mantenidas durante todo el período de mantenimiento sin realizar ajuste alguno: carteras de comprar-y-mantener. En tal caso, las carteras perderán su equiponderación inicial en cuanto las rentabilidades de los títulos que las componen difieran, lo cual es lo más probable. En esta segunda opción es necesario obtener previamente el peso de cada uno de los títulos dentro de la estrategia de inversión en cada mes de calendario, lo cual, lógicamente, complica seriamente la computación. No obstante, en este trabajo, al igual que en el de Forner y Marhuenda (2003b) hemos decidido utilizar carteras de comprar-y-mantener dadas las ventajas que ésta presenta desde el punto de vista de los costes de transacción<sup>24</sup> con respecto a las de reajuste, así como por los sesgos que la literatura ha asociado a las carteras de reajuste [Blume y Stambaugh (1983), Barber y Lyon (1997) y Lyon, Barber y Tsai (1999)].<sup>25</sup>

Acabamos de ver como el enfoque en tiempo de calendario nos permite saber cual es la rentabilidad que obtendríamos en cada mes de calendario si llevásemos a cabo la secuencia de compras y ventas de carteras que recomienda realizar la estrategia de momentum al inicio de cada

---

<sup>23</sup> Fama (1998) y Lyon, Barber y Tsai (1999) defienden la utilización de esta metodología a la que denominan “*calendar time portfolio method*”. Asimismo, Fama (1998) apoya la utilización de rentabilidades mensuales medias anormales del período de prueba en contra de las rentabilidades anormales a largo plazo, dados los importantes inconvenientes y sesgos que estas últimas presentan.

<sup>24</sup> Obsérvese no obstante, que aunque se empleen carteras de comprar-y-mantener, las estrategias de inversión consideradas son altamente intensivas en costes de transacción ya que al final de cada mes se liquida una cartera y se invierte en otra nueva.

<sup>25</sup> Véase el trabajo de Forner y Marhuenda (2003b) para una descripción analítica de cómo se han calculado las rentabilidades en tiempo de calendario tanto para el caso de carteras de reajuste como de comprar-y-mantener.

mes. Sin embargo, también es interesante saber como evoluciona en promedio la rentabilidad de estas carteras a lo largo del período de mantenimiento, es decir, un enfoque en tiempo de evento. Para ello se calcula la rentabilidad acumulada por cada cartera en cada uno de los 6 meses que componen su período de mantenimiento,  $z = 1, 2, \dots, 6$ , utilizando para ello el procedimiento de comprar-y-mantener:

$$CR_{P,\lambda} = \frac{\sum_{i=1}^{n_p} \prod_{z=1}^{\lambda} (1 + R_{i,z})}{n_p} - 1; \quad \lambda = 1, \dots, 6 \quad [1]$$

donde  $CR_{P,\lambda}$  es la rentabilidad acumulada por la cartera  $P$  en los  $\lambda$  primeros meses del período de mantenimiento,  $n_p$  es el número de títulos que componen la cartera y  $R_{i,z}$  es la rentabilidad experimentada por el título  $i$  en el mes  $z$  del período de mantenimiento.<sup>26</sup>

Una cuestión importante a considerar es qué sucede cuando un título no cotiza de forma continuada durante el período de mantenimiento. Para afrontar este problema la literatura financiera ha propuesto varias alternativas: (i) una opción poco atractiva, ya que puede introducir un sesgo de supervivencia, es exigir a los títulos que coticen de forma ininterrumpida no sólo en el período de formación sino también en el de prueba y (ii) otra, que no exige que los títulos coticen de forma ininterrumpida en el período de mantenimiento, es sustituir las rentabilidades no disponibles por: (a) la rentabilidad de la cartera de mercado; (b) la rentabilidad de una empresa de control; o, (c) la rentabilidad media del resto de títulos que componen la cartera. En este trabajo, se ha decidido sustituir la rentabilidad del título que deja de cotizar por la rentabilidad media del resto de títulos de la cartera<sup>27</sup>.

Cuando se emplea el enfoque en tiempo de calendario, para que una estrategia de inversión esté compuesta de sus 6 carteras son necesarios 12 meses previos. Por tanto sería posible analizar el período 1964-2000. No obstante, en aras de mejorar la comparabilidad con los resultados de Forner y Marhuenda (2003b) eliminamos el primer año y analizamos el período 1965-2000. Por otra parte, este requisito de un período previo de 12 meses nos lleva a analizar el período 1983-2000 cuando son necesarios los datos de tamaño y ratio book-to-market. Finalmente, cuando son requeridos los datos de atención de analistas el período estudiado se reduce a 1989-2000.<sup>28</sup>

---

<sup>26</sup> Nótese que para las últimas fechas de formación no es posible calcular todas las rentabilidades acumuladas. Así, para las carteras construidas en la última fecha de formación, correspondiente al inicio de diciembre de 2000, sólo se podrá calcular la rentabilidad acumulada en el primer mes del período de mantenimiento, para las construidas en la penúltima, correspondiente al inicio de noviembre de 2000, sólo se podrá calcular la rentabilidad acumulada en los dos primeros meses y así sucesivamente. Obsérvese también que para valores de  $\lambda > 1$  estas series de rentabilidades acumuladas en tiempo de evento presentan un problema de autocorrelación por construcción que habrá que tener en cuenta a la hora de realizar los posteriores contrastes estadísticos.

<sup>27</sup> Lyon, Barber y Tsai (1999) observan que con cualquiera de estas tres alternativas se llega a resultados similares. Nosotros elegimos la tercera alternativa ya que, si realmente existe efecto momentum, lo más lógico es invertir los fondos obtenidos de la liquidación del título que deja de negociar en el resto de títulos de la cartera.

<sup>28</sup> Recuérdese que el año 1987 es eliminado por la escasez de datos de seguimiento de analistas.

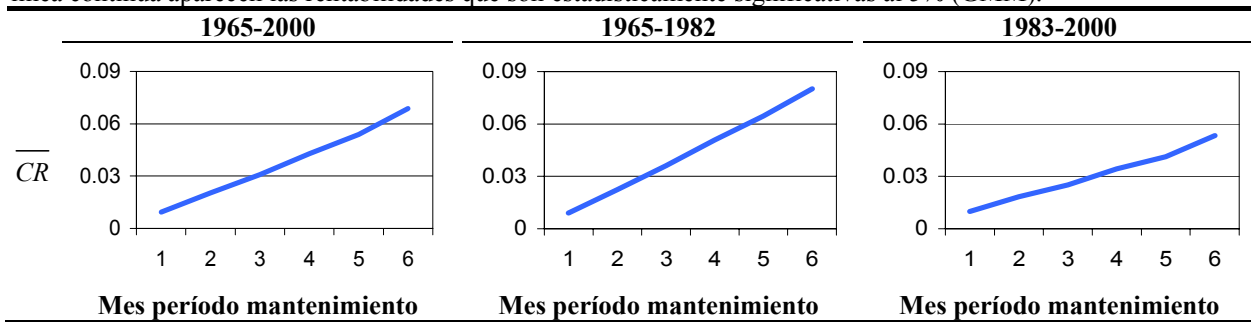
#### 4. Robustez ante la posible incorrecta especificación de los modelos de valoración empleados

En el Gráfico 1 se muestra la rentabilidad media acumulada,  $\overline{CR}$ , (calculada a partir de la serie de rentabilidades en tiempo de evento) a lo largo de cada uno de los 6 meses del período de mantenimiento, para la estrategia de momentum. Todos los valores que son significativos al 5%.<sup>29</sup> De forma consistente con los resultados de trabajos previos se observa como los beneficios del momentum están presentes en el mercado bursátil español, tanto en el período completo 1965-2000 como en los dos subperíodos 1965-1982 y 1983-2000. Además, también se observa la gran fortaleza de este fenómeno en el primer subperíodo y un posterior decaimiento en el segundo.

**GRÁFICO 1**

**Rentabilidad media acumulada por las carteras de momentum a lo largo de los 6 meses posteriores a la fecha de formación.**

Rentabilidad media acumulada,  $\overline{CR}$ , a lo largo de cada uno de los 6 meses posteriores a la fecha de formación (rentabilidades acumuladas en tiempo de evento) para la estrategia de momentum que compra el quintil superior y vende el inferior. Período de formación de 6 meses, con un mes de separación con el período de mantenimiento. En línea continua aparecen las rentabilidades que son estadísticamente significativas al 5% (GMM).



La evidencia previa ha puesto de manifiesto como los razonamientos basados en el nivel de riesgo soportado fracasan a la hora de explicar los beneficios del momentum. Y esto es así tanto si se utiliza el modelo tradicional del CAPM como si se utiliza el modelo de tres factores de Fama y French (1993) como referencia. En el Panel A de la Tabla 3 se muestra la rentabilidad media (calculada a partir de la serie de rentabilidades en tiempo de calendario) de cada una de las estrategias quintiles, así como la rentabilidad de la estrategia de momentum que vende el quintil inferior y compra el superior. También se presentan las alfas de Jensen resultado de ajustar tanto un CAPM como el modelo de tres factores de Fama y French (1993). En los Paneles B y C se analizan los subperíodos 1965-1982 y 1983-2000. Observamos, consistentemente con la evidencia previa, como el fenómeno momentum está presente en el mercado español y cómo ninguno de los dos modelos de valoración es capaz de explicar los altos beneficios de dicha estrategia.

<sup>29</sup> Todos los contrastes mostrados en el trabajo se han realizado empleando el procedimiento del Método Generalizado De los Momentos (GMM) con matriz de ponderaciones HAC.

**TABLA 3**  
**Beneficios del momentum ajustados por CAPM y por el modelo de tres factores de Fama&French (1993)**

Rentabilidad media y Alfas de Jensen resultado de ajustar tanto un CAPM como el modelo de tres factores de Fama y French (1993) de la serie de rentabilidades en tiempo de calendario de las distintas estrategias quintiles, así como de la estrategia de momentum resultante de comprar el quintil 5 [ganadores] y vender en descubierto el quintil 1 [perdedores]. Períodos de formación y de mantenimiento separados por un mes y de 6 meses cada uno. Los p-valores, calculados por GMM, aparecen entre corchetes. En la última columna se muestra el estadístico Chi-cuadrado resultado de contrastar las hipótesis nulas:

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

	Carteras						$\chi^2$
	Q1	Q2	Q3	Q4	Q5	Q5-Q1	
<b>PANEL A: 1965-2000</b>							
<i>R</i>	0.0076 [0.055]	0.0108 [0.002]	0.0132 [0.000]	0.0156 [0.000]	0.0185 [0.000]	0.0109 [0.000]	25.567 [0.000]
<i>α - CAPM</i>	-0.0043 [0.025]	-0.0008 [0.573]	0.0017 [0.181]	0.0039 [0.007]	0.0064 [0.001]	0.0107 [0.000]	24.976 [0.000]
<b>PANEL B: 1965-1982</b>							
<i>R</i>	-0.0001 [0.984]	0.0042 [0.253]	0.0054 [0.124]	0.0082 [0.023]	0.0130 [0.002]	0.0130 [0.000]	38.298 [0.000]
<i>α - CAPM</i>	-0.0057 [0.002]	-0.0014 [0.280]	-0.0002 [0.889]	0.0027 [0.043]	0.0071 [0.000]	0.0128 [0.000]	39.805 [0.000]
<b>PANEL C: 1983-2000</b>							
<i>R</i>	0.0153 [0.021]	0.0174 [0.002]	0.0211 [0.000]	0.0230 [0.000]	0.0241 [0.000]	0.0088 [0.026]	9.1330 [0.058]
<i>α - CAPM</i>	-0.0031 [0.354]	-0.0003 [0.909]	0.0035 [0.117]	0.0051 [0.044]	0.0055 [0.100]	0.0086 [0.034]	10.084 [0.039]
<i>α - Fama &amp; French</i>	-0.0066 (0.003)	-0.0024 (0.142)	0.0018 (0.199)	0.0036 (0.045)	0.0043 (0.085)	0.0109 [0.003]	15.353 [0.004]

No obstante, puede que estos dos modelos estén mal especificados. Una posibilidad es que estemos dejando fuera algún tipo de riesgo valorado por el mercado y que los beneficios del momentum no sean más que el resultado de una compensación por soportar dicho/s riesgo/s omitido/s en los dos modelos previamente utilizados. En este apartado tratamos de analizar la robustez de estos resultados ante la posible incorrecta especificación de los modelos de valoración empleados.

#### 4.1. *Un simple análisis descriptivo*

Suele ser habitual en la literatura financiera emplear directamente un modelo de valoración, generalmente el CAPM, para comprobar si la anomalía en principio detectada es explicada por el nivel de riesgo soportado. Sin embargo, en ocasiones, un simple análisis descriptivo de la anomalía nos puede proporcionar conclusiones interesantes sin necesidad de suponer ningún modelo de valoración específico. Siguiendo a Jegadeesh y Titman (2001b), en el Panel A (Panel B) del Gráfico 2 se representa la rentabilidad acumulada en cinco (tres) años (calculada a partir de la serie de rentabilidades en tiempo de calendario) de la estrategia de momentum 6×6 que salta un mes entre el período de formación y de mantenimiento. Adicionalmente también se muestra el correspondiente valor para una estrategia consistente en comprar la cartera de mercado ponderada en base al valor y vender el activo libre de riesgo. Por ejemplo, para el mes de enero de 1970 se representa la



rentabilidad acumulada por la estrategia en cuestión en los cinco (tres) años previos. Este gráfico nos permite analizar el nivel de riesgo de la estrategia de momentum para horizontes de inversión de cinco y tres años.

Para horizontes de inversión de cinco años vemos como la estrategia de momentum únicamente incurre en rentabilidades acumuladas negativas en tres de los 373 meses considerados (octubre y diciembre de 1995 y enero de 1996), siendo su cuantía en cualquier caso muy reducida, por lo que se podría decir que para este horizonte de inversión el riesgo de la estrategia de momentum es prácticamente nulo y roza la oportunidad de arbitraje. Si comparamos el comportamiento de la estrategia de momentum con la estrategia de comprar la cartera de mercado ponderada en base al valor financiada con la venta del activo libre de riesgo, se observa claramente como el riesgo soportado por la primera es sustancialmente inferior al soportado por la última, a pesar de que la estrategia de momentum proporciona en promedio rentabilidades acumuladas en cinco años (85,40%) similares a la estrategia alternativa (84,75%). Si analizamos la evolución de la estrategia de momentum a lo largo del período estudiado se observa la sorprendente consistencia de esta anomalía antes de entrar en la década de los noventa y su posterior decaimiento en esta última década.<sup>30</sup> No obstante, a pesar de esta suavización no parece que la anomalía del momentum haya desaparecido. Las conclusiones obtenidas para un horizonte de inversión de cinco años se mantienen en términos generales para un horizonte de inversión de tres años. La estrategia de momentum sigue sin incurrir en rentabilidades acumuladas negativas antes de la década de los noventa, mientras que el decaimiento sufrido en esta última plantea dudas sobre su supervivencia.

Un aspecto importante es analizar en qué momentos la estrategia de momentum incurre en rentabilidades negativas. Si éstas se producen en mercados bajistas donde la utilidad marginal de los inversores ante una unidad monetaria adicional es elevada, se podría justificar los beneficios del momentum como recompensa por soportar ese riesgo, es decir, el de perder dinero justo cuando más se necesita. Sin embargo, los resultados del Gráfico 2 rechazan claramente un origen de los beneficios del momentum basado en dicha explicación, dado que los meses donde la estrategia de momentum sufre rentabilidades acumuladas negativas no suele coincidir con mercados bajistas.

#### **4.2. Dominancia estocástica**

Otra alternativa más potente para analizar la robustez de los resultados ante la mala especificación de los modelos de valoración empleados consiste en aplicar la técnica de la dominancia estocástica, enfoque que tiene la ventaja de no emplear ningún modelo de referencia. La literatura de dominancia estocástica define los conjuntos eficientes mediante supuestos progresivamente más fuertes sobre el comportamiento del inversor. Así, la dominancia estocástica de primer orden nos permite saber si un activo domina a otro (es más eficiente) bajo el único supuesto de no saciedad en las funciones de utilidad. La dominancia estocástica en segundo grado añade el supuesto de aversión al

---

<sup>30</sup> Estos resultados son consistentes con los obtenidos por Forner y Marhuenda (2003b).

riesgo y finalmente la dominancia de tercer orden añade a los dos anteriores el supuesto de aversión absoluta al riesgo decreciente.

Asociado a cada nivel de dominancia hay un teorema que permite identificarlas. Supongamos dos inversiones,  $A$  y  $B$ , que representan  $n_A$  y  $n_B$  rentabilidades respectivamente. Se construye una serie ordenada de  $N = n_A + n_B$  rentabilidades, atribuyéndose a cada rentabilidad una probabilidad tal que:

$$f_A(x_i) = \begin{cases} 1/n_A & \text{si } x_i \in A \\ 0 & \text{si } x_i \notin A \end{cases} \quad \text{y} \quad f_B(x_i) = \begin{cases} 1/n_B & \text{si } x_i \in B \\ 0 & \text{si } x_i \notin B \end{cases} \quad [2]$$

La inversión  $A$  domina a la inversión  $B$  por dominancia estocástica de orden  $k$  si y sólo si  $F_A^k(x_n) \leq F_B^k(x_n)$  para todo  $n = 1, \dots, N$ , con al menos una desigualdad estricta, donde<sup>31, 32</sup>

$$\begin{aligned} F^1(x_n) &= \sum_{i=1}^n f(x_i) \quad n = 1, 2, 3, \dots, N \\ F^2(x_1) &= 0 \quad \text{y} \quad F^2(x_n) = \sum_{i=2}^n F^1(x_{i-1})(x_i - x_{i-1}) \quad n = 2, 3, \dots, N \\ F^3(x_1) &= 0 \quad \text{y} \quad F^3(x_n) = \frac{1}{2} \sum_{i=2}^n [F^2(x_i) + F^2(x_{i-1})](x_i - x_{i-1}) \quad n = 2, 3, \dots, N \end{aligned} \quad [3]$$

En la Tabla 4 se muestran los resultados de enfrentar la estrategia quintil ganadora contra la perdedora, utilizando la serie de rentabilidades en tiempo de calendario. En la primera columna se indica el número de veces que  $F_{Q1}^k(x_n) < F_{Q5}^k(x_n)$ , en la segunda columna el número de veces que  $F_{Q1}^k(x_n) = F_{Q5}^k(x_n)$  y en la tercera columna el número de veces que  $F_{Q1}^k(x_n) > F_{Q5}^k(x_n)$ . Se observa

---

<sup>31</sup> Obsérvese que la inversión  $A$  domina en primer orden a la inversión  $B$  si su función de distribución se encuentra totalmente a la derecha. En la dominancia de segundo orden las funciones de distribución se pueden cruzar pero se exige que el área debajo de la función de distribución del activo  $A$  sea menor que la del activo  $B$ .

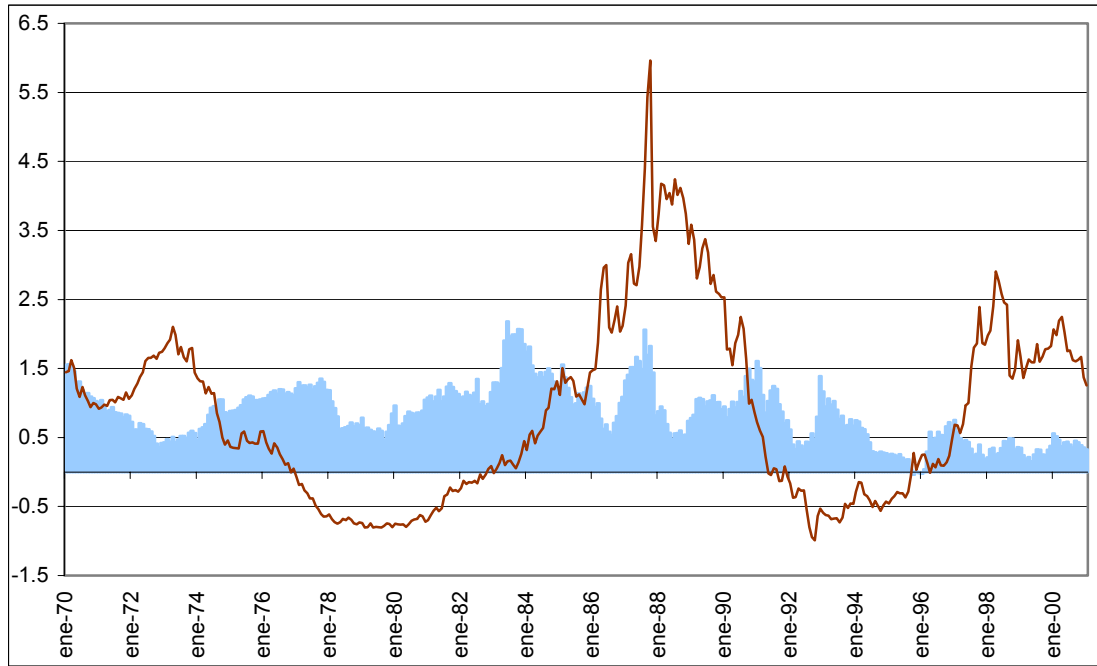
<sup>32</sup> Véase Abad, Marhuenda y Nieto (2000) para una revisión más detallada de la dominancia estocástica.

## GRÁFICO 2

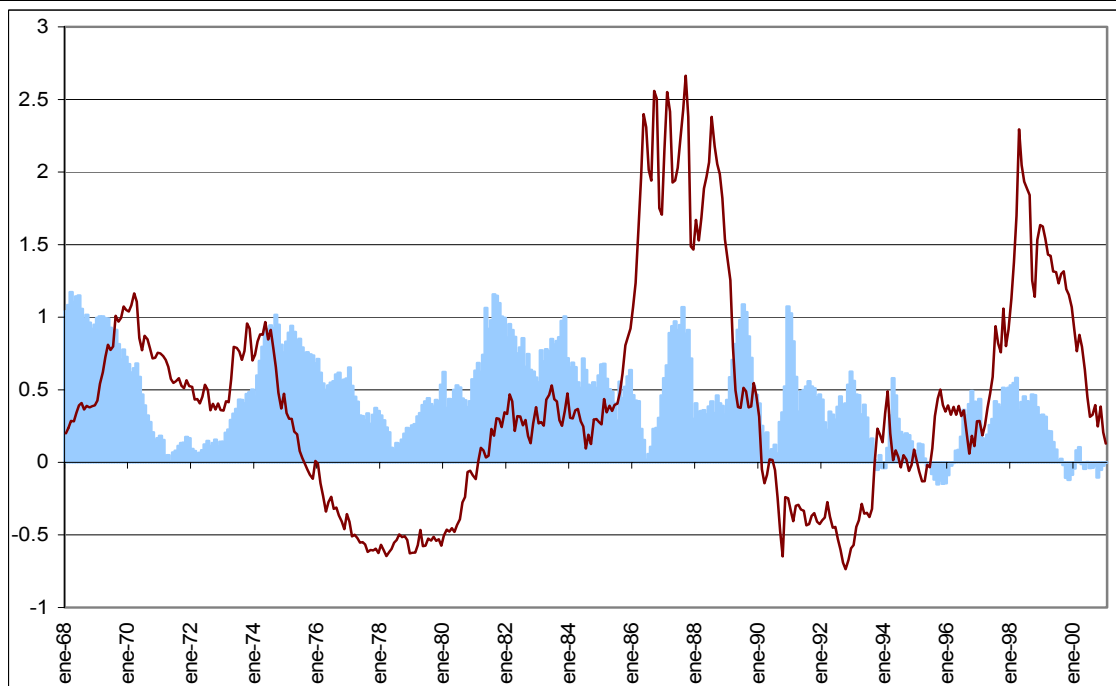
### Rentabilidades acumuladas por la estrategia de momentum en horizontes de cinco y tres años.

Las barras representan la rentabilidad acumulada en  $x$  años de la estrategia de momentum  $6 \times 6$  resultado de comprar el quintil superior y vender el quintil inferior, utilizando periodos de formación y mantenimiento separados por un mes. Las rentabilidades acumuladas son calculadas a partir de la serie de rentabilidades en tiempo de calendario. La figura azul representa la rentabilidad acumulada en los  $x$  años previos al mes representado en el eje horizontal. La línea muestra la correspondiente rentabilidad acumulada para una estrategia que compra la cartera de mercado ponderada por valor y vende el activo libre de riesgo. En el Panel A se representan las rentabilidades acumuladas en 5 años y en el Panel B las rentabilidades acumuladas en 3 años.

*PANEL A*



*PANEL B*



**TABLA 4**

**Análisis por dominancia estocástica.**

Resultados de enfrentar por dominancia estocástica la estrategia quintil ganadora contra la perdedora. En la primera columna se indica el número de veces que  $F_{Q1}^k(x_n) < F_{Q5}^k(x_n)$ , en la segunda columna el número de veces que  $F_{Q1}^k(x_n) = F_{Q5}^k(x_n)$  y en la tercera columna el número de veces que  $F_{Q1}^k(x_n) > F_{Q5}^k(x_n)$ .

	1965-2000			1965-1982			1983-2000		
	$F_{Q1} < F_{Q5}$		$F_{Q1} > F_{Q5}$	$F_{Q1} < F_{Q5}$		$F_{Q1} > F_{Q5}$	$F_{Q1} < F_{Q5}$		$F_{Q1} > F_{Q5}$
<b>1° orden</b>	23	9	832	4	5	423	53	18	361
<b>2° orden</b>	13	1	850	3	1	428	13	1	418
<b>3° orden</b>	122	1	741	3	1	428	96	1	335

como, aunque lo más predominante es que  $F_{Q1}^k(x_n) > F_{Q5}^k(x_n)$ , no llega a existir dominancia de ningún tipo, ni para el período completo, ni para cada uno de los dos subperíodos 1965-1982 y 1983-2000.<sup>33</sup>

**4.3. Eliminación del patrón temporal mediante simulación**

Otra alternativa para analizar el origen de los beneficios del momentum sin necesidad de suponer ningún modelo de valoración explícito es el propuesto por Conrad y Kaul (1998). El contraste propuesto consiste en eliminar cualquier tipo de patrón en la serie temporal de las rentabilidades de los títulos. Para ello se reemplaza la serie temporal de rentabilidades de cada título por otra resultado de seleccionar de forma aleatoria sus rentabilidades. Si bajo estos nuevos datos simulados los beneficios del momentum se mantienen supondría el rechazo de cualquier explicación con origen en el comportamiento temporal de las rentabilidades y, por tanto, implicaría una clara evidencia a favor de que el origen del momentum se encuentra en la dispersión de la sección cruzada de las rentabilidades.

A diferencia del trabajo de Conrad y Kaul (1998) la construcción de la nueva muestra simulada ausente de patrón temporal se realiza mediante una selección sin reemplazamiento. Como demuestran Jegadeesh y Titman (2002) el reemplazamiento provoca que si un activo tiene una rentabilidad muy alta (baja) en un determinado mes, es posible que este dato sea elegido aleatoriamente dos veces dentro de la ventana considerada, aumentando por tanto de forma espúrea la rentabilidad de la estrategia de momentum calculada bajo esta nueva muestra simulada.

Los resultados de calcular los beneficios del momentum (en tiempo de calendario) sobre esta nueva serie de datos simulados se presentan en la Tabla 5. Se observa como las rentabilidades no

---

<sup>33</sup> Si la estrategia de momentum es implementada a través de los percentiles del 30% y del 70%, la cartera ganadora sí que domina estocásticamente en 3° grado a la cartera perdedora. Estos resultados están disponibles para todas las partes interesadas.

presentan ninguna tendencia a lo largo de las distintas estrategias de quintiles, no siendo la rentabilidad de la estrategia de momentum significativamente distinta de cero. Estos resultados son consistentes en los dos subperíodos 1965-1982 y 1983-2000. Por tanto, una vez eliminamos el patrón temporal de las series de rentabilidades los beneficios del momentum desaparecen, apoyando la idea de que el origen de los beneficios del momentum se encuentra en dicho patrón y no es la dispersión de la sección cruzada de las rentabilidades esperadas.

**TABLA 5**  
**Rentabilidades del momentum después de eliminar el patrón temporal mediante simulación.**

Rentabilidad mensual media de las distintas estrategias quintiles, así como de la estrategia de momentum resultante de comprar el quintil 5 [ganadores] y vender en descubierto el quintil 1 [perdedores] a partir de una matriz de rentabilidades simulada donde el patrón temporal de la matriz original ha sido eliminado mediante un bootstrap sin reemplazamiento. Períodos de formación y de mantenimiento separados por un mes y de 6 meses cada uno. Los p-valores, calculados por GMM, aparecen entre corchetes. En la última columna se muestra el estadístico Chi-cuadrado resultado de contrastar las hipótesis nulas:  $H_0 : R_{Q1} = \dots = R_{Q5}$

	Carteras						$\chi^2$
	Q1	Q2	Q3	Q4	Q5	Q5-Q1	
<b>1965-2000</b>	0.0128 [0.000]	0.0126 [0.000]	0.0123 [0.000]	0.0118 [0.000]	0.0126 [0.000]	-0.0002 [0.892]	1.3475 [0.853]
<b>1965-1982</b>	0.0111 [0.000]	0.0124 [0.000]	0.0121 [0.000]	0.0104 [0.000]	0.0106 [0.000]	-0.0006 [0.762]	3.5404 [0.472]
<b>1983-2000</b>	0.0145 [0.000]	0.0129 [0.000]	0.0126 [0.000]	0.0132 [0.000]	0.0147 [0.000]	0.0002 [0.891]	3.7066 [0.447]

#### 4.4. Usar cada acción como su propio control por riesgo

Como sugieren Grundy y Martin (2001), otra opción para contrastar si el momentum tiene su origen en la dispersión de la sección cruzada de las rentabilidades sin suponer ningún modelo de valoración es ajustar las rentabilidades de cada título por su propia media, es decir, usar cada acción como su propio control por riesgo. Concretamente, en cada período de mantenimiento a las rentabilidades mensuales de cada título les es sustraída su rentabilidad mensual media calculada con todos los meses del período analizado, exceptuando los comprendidos entre el primer mes del período de formación y el último mes del de mantenimiento.<sup>34</sup> Los resultados de dicho contraste, utilizando el enfoque en tiempo de calendario, se muestran en la Tabla 6. Vemos como incluso después de ajustar por la propia rentabilidad media de cada título, los beneficios del momentum siguen siendo estadísticamente significativos, permaneciendo éstos prácticamente inalterados con respecto a los

<sup>34</sup> Es decir, los 6 meses correspondientes al período de formación, los 6 meses del período de mantenimiento y el mes que se deja transcurrir entre ambos.

resultados de la Tabla 3. Los resultados son consistentes para los dos subperíodos 1965-1982 y 1983-2000.<sup>35</sup>

**TABLA 6**

**Beneficios del momentum ajustando la rentabilidad de cada título por su propia media.**

Rentabilidad mensual media de las distintas estrategias quintiles, así como de la estrategia de momentum resultante de comprar el quintil 5 [ganadores] y vender en descubierto el quintil 1 [perdedores] a partir de rentabilidades mensuales individuales ajustadas por su propia media: para cada período de mantenimiento las rentabilidades mensuales de cada uno de los títulos individuales que componen la correspondiente cartera quintil son ajustadas por la rentabilidad mensual media del título, excluyendo en su cálculo los meses correspondientes a ese período de formación y de mantenimiento. Períodos de formación y de mantenimiento separados por un mes y de 6 meses cada uno. Los p-valores, calculados por GMM, aparecen entre corchetes. En la última columna se muestra el estadístico Chi-cuadrado resultado de contrastar las hipótesis nulas:  $H_0 : R_{Q1} = \dots = R_{Q5} = 0$

	Carteras						$\chi^2$
	Q1	Q2	Q3	Q4	Q5	Q5-Q1	
<b>1965-2000</b>	-0.0043 [0.291]	-0.0021 [0.557]	0.0002 [0.964]	0.0028 [0.445]	0.0065 [0.099]	0.0108 [0.000]	27.053 [0.000]
<b>1965-1982</b>	-0.0054 (0.162)	-0.0020 (0.599)	-0.0009 (0.809)	0.0021 (0.574)	0.0074 (0.082)	0.0129 (0.000)	46.099 [0.000]
<b>1983-2000</b>	-0.0023 (0.731)	-0.0006 (0.922)	0.0029 (0.609)	0.0051 (0.379)	0.0069 (0.274)	0.0092 [0.022]	9.1554 [0.103]

#### 4.5. Carteras de Control por Tamaño y Ratio Book-to-market

Previamente se ha comprobado como, cuando se ajusta el modelo de tres factores de Fama y French a la serie de rentabilidades en tiempo de calendario, los beneficios del momentum no sólo no desaparecen sino que aumentan (Tabla 3). 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 book-to-market 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. Además, 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.

<sup>35</sup> Los resultados son consistentes cuando en el cálculo de la rentabilidad mensual media con la que se ajustan las rentabilidades de los títulos en un determinado período de mantenimiento se excluyen los meses comprendidos entre el 6º mes previo al período de formación y el 6º mes posterior al período de mantenimiento (un total de 12+1+12 meses). Estos resultados están disponibles para todas las partes interesadas.

Teniendo en cuenta esta evidencia, en este apartado se analizan los beneficios del momentum utilizando este procedimiento alternativo.<sup>36</sup> 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 book-to-market del mes previo ( $t-1$ ), utilizando como puntos de corte los percentiles 1/3 y 2/3, y se ha calculado su rentabilidad 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 esos 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 ajustadas, utilizando para ello el procedimiento de tiempo de calendario. Obsérvese que la composición de las carteras de control es actualizada al inicio de cada mes y que no se impone que la composición de las carteras de control permanezca constante a lo largo del período de mantenimiento, sino que ésta puede variar.<sup>37</sup>

En la Tabla 7 se muestran las medias de dichas rentabilidades. Dadas las restricciones en la disponibilidad de datos de tamaño y book-to-market, este contraste sólo se realiza para el segundo subperíodo 1983-2000. Se observa como los beneficios del momentum sólo disminuyen ligeramente en relación a los obtenidos en la Tabla 3 con el modelo de Fama y French, permaneciendo éstos altamente significativos. Por tanto, posibles factores de riesgo asociados a las características de de tamaño y book-to-market parecen ser incapaces de explicar las altas rentabilidades de la estrategia de momentum.

**TABLA 7**  
**Beneficios del momentum ajustados por carteras de control construidas por tamaño y book-to-market.**

Rentabilidad mensual media de las distintas estrategias quintiles, así como de la estrategia de momentum resultante de comprar el quintil 5 [ganadores] y vender en descubierto el quintil 1 [perdedores] a partir de rentabilidades mensuales individuales ajustadas por carteras de control de tamaño y book-to-market. Períodos de formación y de mantenimiento separados por un mes y de 6 meses cada uno. Los p-valores, calculados por GMM, aparecen entre corchetes. En la última columna se muestra el estadístico Chi-cuadrado resultado de contrastar las hipótesis nulas:  $H_0 : R_{Q1} = \dots = R_{Q5} = 0$

	Carteras						$\chi^2$
	Q1	Q2	Q3	Q4	Q5	Q5-Q1	
<b>1983-2000</b>	-0.0047 (0.002)	-0.0031 (0.003)	0.0008 (0.436)	0.0028 (0.010)	0.0038 (0.028)	[0.0085] [0.004]	20.618 [0.001]

#### 4.6. *Persistencia de los Beneficios del Momentum*

Siguiendo a Jegadeesh y Titman (1993 y 2001a), también hemos analizado la evolución de la rentabilidad de la estrategia de momentum en el período post-mantenimiento. Si los beneficios del

<sup>36</sup> Esta alternativa fue sugerida por un evaluador anónimo.

<sup>37</sup> 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.

momentum son debidos a la recompensa por algún tipo de riesgo, la estrategia de momentum debería seguir proporcionando beneficios en dicho período de post-mantenimiento.

En el panel A del Gráfico 3 se representa la evolución de la rentabilidad media acumulada de la estrategia de momentum, calculada a partir de la serie de rentabilidades en tiempo de evento,  $\overline{CR}$ , en los cinco años posteriores a la fecha de formación.<sup>38</sup> Se observa como la estrategia de momentum no sólo no continúa siendo beneficiosa después del período de mantenimiento sino todo lo contrario, siendo las rentabilidades acumuladas a partir del mes 42 negativas. Un análisis separado de los dos subperíodos 1965-1982 y 1983-2000, paneles B y C, refleja que esta reversión parece estar concentrada en el segundo subperíodo. Así, entre 1965 y 1982 los beneficios del momentum se estancan pero no revierten, mientras que entre 1983 y 2000 la reversión provoca que las rentabilidades acumuladas a partir del mes 46 sean significativamente negativas.

Por tanto, el comportamiento detectado en la estrategia de momentum en el período de post-mantenimiento, en lugar de ser consistente con una explicación basada en el riesgo, parece coincidir con las explicaciones basadas en la ineficiencia del mercado. Como apuntan Jegadeesh y Titman (2001a), si los beneficios del momentum son originados por una infra-reacción del mercado es de esperar que, una vez los precios alcancen su valor intrínseco, la estrategia de momentum deje de proporcionar beneficios. Si el origen del momentum se encuentra en una sobre-reacción retardada del mercado es de esperar que, una vez el mercado se percate de la sobre-valoración de dichos títulos, sus precios reviertan a sus valores intrínsecos y por tanto que la estrategia de momentum proporcione rentabilidades negativas. No obstante, una reversión post-mantenimiento en los beneficios del momentum también es consistente con un origen mixto en los beneficios del momentum, es decir, infra-reacción inicial y posterior sobre-reacción, aunque en tal caso sería de esperar que la reversión fuese menos acentuada.

De los resultados obtenidos se desprende que los beneficios del momentum parecen tener origen en una infra-reacción en el primer subperíodo, mientras que en el segundo subperíodo la fuerte reversión apunta más bien a sobre-reacción retardada del mercado.<sup>39</sup>

---

<sup>38</sup> Es decir, las rentabilidades son calculadas con la ecuación [1] pero acumulando no sólo durante el período de mantenimiento sino durante 54 meses más:

$$CR_{p,\lambda} = \frac{\sum_{i=1}^{n_p} \prod_{z=1}^{\lambda} (1 + R_{i,z})}{n_p} - 1; \quad \lambda = 1, \dots, 60$$

<sup>39</sup> Esta reversión observada en los beneficios del momentum es consistente con los resultados obtenidos por Forner y Marhuenda (2003a). En este trabajo demuestran que la estrategia contraria proporciona rentabilidades positivas anormales cuando se emplean horizontes temporales de cinco años, evidencia consistente con una sobre-reacción del mercado.



#### **4.7. Robustez al Cambio en el Horizonte Temporal**

Aunque la estrategia de momentum más comúnmente analizada en la literatura es la 6x6, los contrastes previos se han replicado también con la estrategia 9x9, para de esta manera comprobar la robustez de los resultados a la longitud del período de formación y mantenimiento<sup>40,41</sup>. Los resultados obtenidos se muestran en las Tablas A1, A2, A3, A4 y A5 y en los Gráficos A1 y A2 del Apéndice.

Cuando se trabaja con carteras construidas en función a una clasificación por quintiles, la estrategia de momentum 9x9 proporciona beneficios similares a la 6x6, aunque algo más bajos, concretamente en el subperíodo 1983-2000. Los resultados obtenidos de aplicar a esta nueva estrategia los 6 contrastes previos son consistentes a los alcanzados con la estrategia 6x6, aunque diferenciándose, lógicamente, en la mayor debilidad de esta nueva estrategia en el segundo subperíodo. En cualquier caso, la diferencia más notable es que, con períodos de formación y de mantenimiento de 9 meses, la cartera ganadora sí que domina estocásticamente en 2º orden a la cartera perdedora durante el período 1965-1982. Por tanto, se corroboraría la dificultad de explicar los beneficios del momentum en base a una posible incorrecta especificación del modelo de valoración empleado.

### **5. Contraste de los modelos conductistas**

Tanto la evidencia previa obtenida por Forner y Marhuenda (2003b) como los resultados presentados en el apartado anterior de este trabajo apuntan hacia una explicación del momentum con origen en las tesis defendidas por las teorías conductistas. Lo que se pretende en este apartado es contrastar dos de los modelos conductistas más conocidos, el de Daniel et al. (1998) y el de Hong y Stein (1999), utilizando para ello los planteamientos de Daniel y Titman (1999) y Hong et al. (2000). Todos los contrastes realizados en este apartado siguen un enfoque de tiempo de calendario.

---

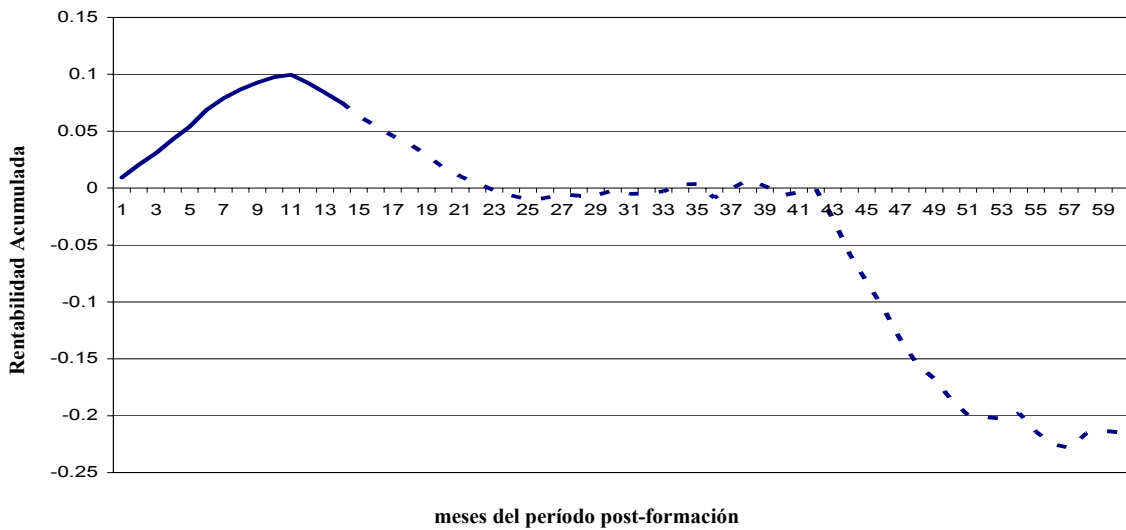
<sup>40</sup> El estudio de la robustez de los resultados a estrategias distintas a la 6x6 fue sugerida por un evaluador anónimo.

<sup>41</sup> La estrategia 3x3 no proporciona beneficios y los de la estrategia 12x12 son muy reducidos, motivo por el cual se ha renunciado a comprobar la robustez de los contrastes con estas dos alternativas.

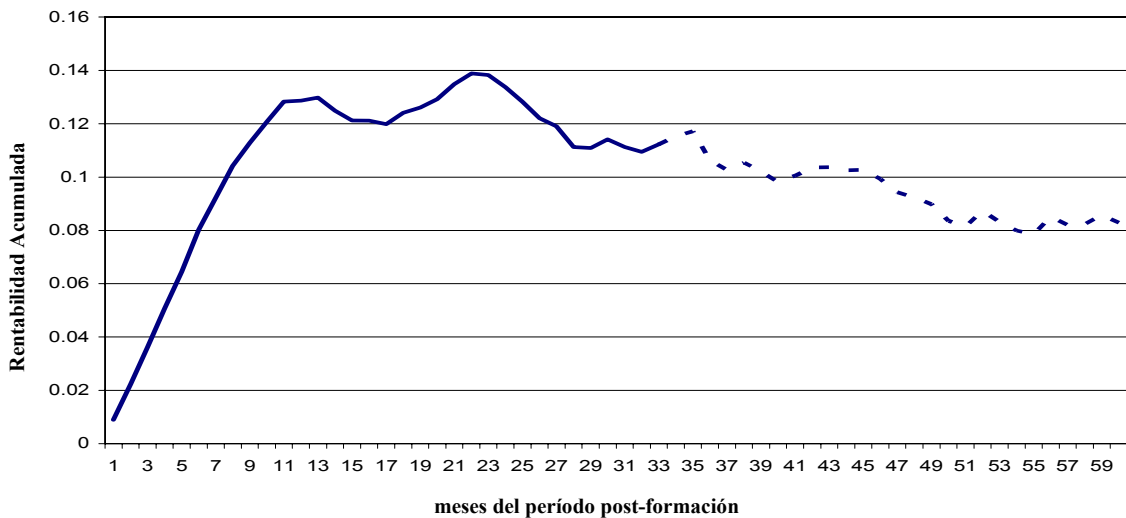
### GRÁFICO 3. Persistencia de los beneficios del momentum.

Rentabilidad media acumulada a lo largo de cada uno de los 60 meses posteriores a la fecha de formación [rentabilidades acumuladas en tiempo de evento] para la estrategia de momentum que compra el quintil superior y vende el inferior. Período de formación de 6 meses, con un mes de separación con el período de mantenimiento. En línea continua aparecen las rentabilidades que son estadísticamente significativas al 5% (GMM).

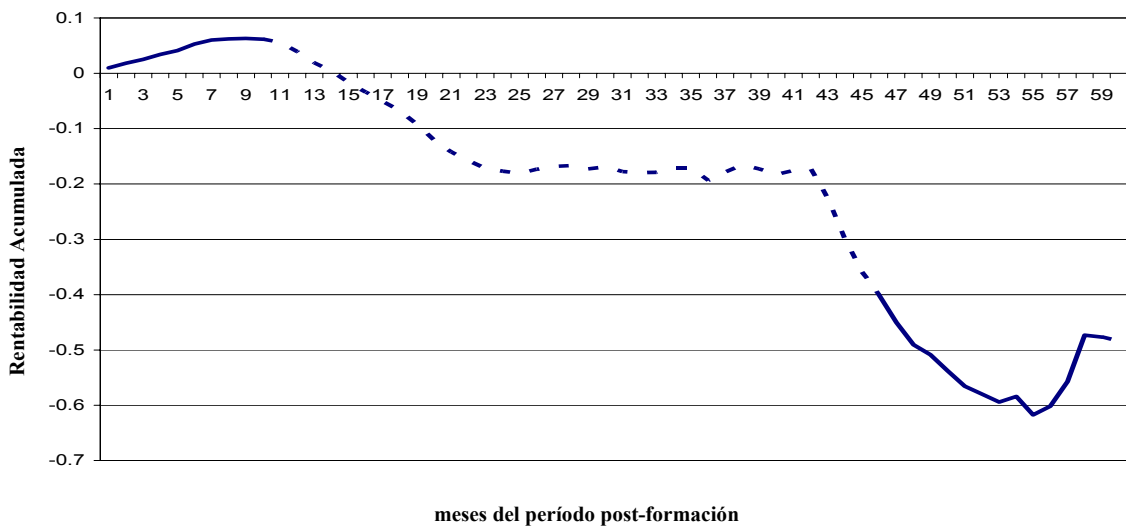
PANEL A: 1965-2000



PANEL B: 1965-1982



PANEL C: 1983-2000



## 5.1. *Momentum versus Book-to-Market*

Los requisitos impuestos por los datos nos llevan a restringir el período analizado en este apartado al comprendido entre enero de 1983 y diciembre de 2000. Durante dicho período se ha visto como los beneficios del momentum revierten drásticamente durante el período post-mantenimiento, lo cual encaja con la idea de sobre-reacción retardada defendida por el modelo de Daniel et al. (1998). Este modelo se basa en el sesgo psicológico de “exceso de confianza” de los inversores. Según Daniel y Titman (2000), este exceso de confianza es probable que tenga un mayor efecto cuando la ambigüedad es alta, como es el caso de los títulos con reducido ratio book-to-market (títulos de crecimiento). Por tanto, es posible contrastar dicho modelo comprobando si el momentum es más fuerte entre títulos de crecimiento que entre títulos de valor.

Para comprobar tal posibilidad se han construido 9 carteras clasificando los títulos por un doble criterio: la rentabilidad experimentada en el período de formación y su ratio book-to-market al inicio de dicho período. Concretamente, en cada fecha de formación (es decir, al inicio de cada mes) se han construido 3 carteras en función de la rentabilidad pasada (C1, C2 y C3)<sup>42</sup> y simultánea e independientemente se han construido otras 3 carteras en función del dato book-to-market (BM1, BM2 y BM3). En ambos casos, como punto de corte se han utilizado los percentiles del 30% y del 70%, de manera que la cartera C1 (BM1) estará compuesta por el 30% de títulos con menos rentabilidad pasada (ratio book-to-market) y la cartera C3 (BM3) por el 30 % de títulos con mayor rentabilidad pasada (ratio book-to-market). De la intersección de las 3 carteras construidas en función de la rentabilidad pasada con las 3 carteras construidas por book-to-market resultan en un total de 9 carteras. Así, por ejemplo, la cartera C1xBM1 estará compuesta por los títulos que pertenecen simultáneamente a las carteras C1 y BM1.<sup>43</sup> Al igual que en los apartados previos, estas carteras se mantienen durante los seis meses posteriores a la fecha de formación. Finalmente, obtenemos la serie de rentabilidades en tiempo de calendario siguiendo el esquema especificado en el apartado 3.2.

En la Tabla 8 se muestra la rentabilidad media, tamaño, ratio book-to-market y alfa de Jensen de cada una de estas 9 carteras construidas, así como de las carteras resultado de comprar el correspondiente percentil superior y vender el percentil inferior. En la última columna y en el último

---

<sup>42</sup> Dado que el número de títulos que componen la sección cruzada del mercado español en un determinado mes no es excesivamente amplia, se ha preferido trabajar con tres carteras en lugar de cinco como en el apartado anterior.

<sup>43</sup> Existe una forma alternativa de realizar este análisis que es estudiando el comportamiento del momentum en distintas submuestras de ratio book-to-market, es decir, agrupar en dos etapas: primero en función de la variable book-to-market y seguidamente, dentro de estas agrupaciones clasificar en función de la rentabilidad pasada. No obstante, en este y siguientes apartados se ha optado por la técnica de Zarowin (1989,1990) consistente en construir las carteras por varios criterios de forma simultánea e independiente. Desde el punto de vista del análisis del efecto marginal de una variable controlando por la otra, la técnica propuesta por Zarowin parece más adecuada (obsérvese que, por ejemplo, construyendo los grupos en dos etapas los resultados son distintos en función del orden de clasificación seguido). Esto supone ciertas ventajas a la técnica de Zarowin, especialmente en los análisis realizados en los futuros apartados 5.3 y 5.5 en los cuales se trata de limpiar la influencia de una variable sobre otra.

bloque de filas se muestran los correspondientes contrastes de igualdad a lo largo de las tres carteras correspondientes. Además, en la primera columna, se muestran los resultados del momentum utilizando todos los títulos, es decir, sin estratificar por book-to-market. Así, se puede observar como la estrategia de momentum no sólo sigue siendo rentable cuando trabajamos con tres carteras en lugar de cinco, sino que además aumenta en cuantía y significatividad estadística. Además, y coincidente con la evidencia observada por Forner y Marhuenda (2003b), la variable tamaño (ratio book-to-market) aumenta (disminuye) al desplazarnos de perdedores a ganadores.

**TABLA 8**  
**Carteras construidas por momentum y por el ratio Book-to-Market.**

Rentabilidad media [ $\bar{R}$ ], Tamaño y ratio Book-to-Market, así como el Alfa de Jensen resultado de ajustar el CAPM a las rentabilidades en tiempo de calendario de las distintas estrategias construidas por criterios de rentabilidad pasada [C1, C2 y C3] y ratio book-to-market [BM1, BM2 y BM3], así como de las estrategias de inversión cero resultantes de vender y comprar las carteras extremas. Los percentiles utilizados para construir las carteras son del 30 y del 70%. Períodos de formación y mantenimiento de 6 meses y 1 mes de separación entre ambos. Para realizar la clasificación por ratio book-to-market se toma el dato correspondiente al inicio del periodo de formación. Período 1983-2000. Entre corchetes se muestran los p-valores. Estimación por GMM.

Rentabilidades pasadas	Todos los títulos	Book-to-Market			BM3-BM1	$\chi^2$	
		BM1	BM2	BM3			
C1	$\bar{R}$	0.0162 [0.012]	0.0138 [0.023]	0.0173 [0.006]	0.0166 [0.026]	0.0028 [0.506]	1.8245 [0.402]
	Tamaño	80052.05	119595.90	68286.76	54189.81	-65406.14 [0.000]	13.1634 [0.001]
	Book-to-Market	1.707	0.636	1.379	3.191	2.5555 [0.000]	83.9866 [0.000]
	$\alpha - Jensen$	-0.0025 [0.406]	-0.0043 [0.142]	-0.0015 [0.551]	-0.0026 [0.554]	0.0017 [0.667]	1.2569 [0.533]
C2	$\bar{R}$	0.0202 [0.000]	0.0151 [0.003]	0.0212 [0.000]	0.0255 [0.000]	0.0105 [0.007]	10.7250 [0.005]
	Tamaño	142863.3	199989.60	145884.10	97220.05	-102769.50 [0.000]	20.8584 [0.000]
	Book-to-Market	1.247	0.513	1.067	2.470	1.9570 [0.000]	64.0557 [0.000]
	$\alpha - Jensen$	0.0024 [0.256]	-0.0020 [0.393]	0.0031 [0.110]	0.0067 [0.065]	0.0086 [0.012]	8.2342 [0.016]
C3	$\bar{R}$	0.0243 [0.000]	0.0212 [0.000]	0.0237 [0.000]	0.0277 [0.000]	0.0065 [0.095]	2.7947 [0.247]
	Tamaño	183527.8	241615.60	214309.80	116477.50	-125138.10 [0.007]	8.9376 [0.012]
	Book-to-Market	1.155	0.620	0.888	1.943	1.3225 [0.000]	56.5980 [0.000]
	$\alpha - Jensen$	0.0054 [0.077]	0.0037 [0.266]	0.0052 [0.118]	0.0078 [0.056]	0.0041 [0.236]	1.4070 [0.495]
C3-C1	$\bar{R}$	0.0081 [0.013]	0.0074 [0.032]	0.0065 [0.081]	0.0111 [0.018]		1.1659 [0.558]
	Tamaño	103475.8 [0.000]	122019.60 [0.006]	146023.10 [0.000]	62287.71 [0.000]		
	Book-to-Market	-0.5514 [0.000]	-0.0154 [0.843]	-0.4906 [0.000]	-1.2483 [0.000]		
	$\alpha - Jensen$	0.0079 [0.022]	0.0080 [0.018]	0.0068 [0.084]	0.0104 [0.030]		0.7950 [0.672]
$\chi^2$	$\bar{R}$	6.3091 [0.043]	5.2566 [0.072]	3.4132 [0.182]	6.1880 [0.045]	4.8152 [0.090]	
	Tamaño	56.825 [0.000]	17.4137 [0.000]	39.3576 [0.000]	36.4954 [0.000]		
	Book-to-Market	27.058 [0.000]	7.1344 [0.028]	27.1798 [0.000]	51.2972 [0.000]		
	$\alpha - Jensen$	6.2054 [0.045]	5.6002 [0.061]	4.6086 [0.100]	6.6328 [0.036]	4.9844 [0.083]	

Si nos fijamos en la rentabilidad de la estrategia de momentum para cada categoría de book-to-market, observamos como sus beneficios son consistentes ante los distintos niveles de dicha variable, no pudiéndose rechazar la hipótesis de igualdad entre las tres estrategias ( $\chi^2 = 1,1659$ ). Además, la diferencia entre la rentabilidad proporcionada por el momentum en los títulos de valor y en los títulos de crecimiento (0,37%) no es significativa ( $t = -0,73$ ) (dicho contraste no aparece en la Tabla). Estos resultados se mantienen cuando se realiza un ajuste por riesgo a través del alfa de Jensen. Por tanto, no se observa que el momentum sea más fuerte entre los títulos de crecimiento, lo que, en principio, es inconsistente con el modelo de Daniel et al. (1998).

Por otra parte, si nos fijamos en el comportamiento de la variable tamaño a lo largo de cada una de las categorías de book-to-market, observamos como, a pesar de que el coeficiente de correlación entre estas dos variables es reducido (Tabla 2), el tamaño de las carteras disminuye de forma monótona conforme nos desplazamos de menor a mayor ratio book-to-market, siendo las carteras con bajo book-to-market significativamente mayores en tamaño que las carteras con alto book-to-market, rechazándose, además, el contraste de igualdad de tamaño de las tres carteras. Este patrón observado en el tamaño podría estar enturbiando los resultados relativos al comportamiento del momentum en cada categoría de book-to-market, por lo que la evidencia desfavorable con el modelo de Daniel et al. (1998) aquí obtenida hay que tomarla con cierta cautela. En el apartado 5.3 este asunto es estudiado en mayor profundidad.<sup>44</sup>

## **5.2. *Momentum versus Tamaño***

Por lo que respecta al modelo propuesto por Hong y Stein (1999), el momentum en las rentabilidades es originado por una lenta difusión de la información específica de la empresa a través de los inversores. Siguiendo a Hong, Lim y Stein (2000) utilizamos como una primera aproximación de la velocidad de difusión la variable tamaño. Así, parece plausible que la información sobre las empresas pequeñas se propague más lentamente; esto ocurriría si, por ejemplo, los inversores se enfrentan a costes fijos en la adquisición de información y, por tanto, deciden dedicar un mayor esfuerzo a mejorar su aprendizaje en aquellos títulos en los que pueden tomar grandes posiciones. Bajo este modelo, por tanto, el momentum debería ser más fuerte en aquellas empresas con menor tamaño. Para comprobar tal extremo se procede de la misma manera que en el caso anterior. Así, se construyen 3 carteras en función de la rentabilidad experimentada en el período de formación (C1, C2 y C3) y otras tres carteras en función de su tamaño (carteras T1, T2 y T3). Resultado de la intersección de las

---

<sup>44</sup> Un análisis a lo largo de los distintos niveles de rentabilidad pasada sugiere que las empresas de valor sólo baten de forma significativa a las empresas de crecimiento cuando se seleccionan títulos que no han experimentado rentabilidades extremas en los meses previos (cartera C2). No obstante, esta última conclusión hay que tomarla con cautela dado que al ser los títulos con alto ratio book-to-market de menor tamaño que los títulos con bajo ratio, un posible efecto tamaño puede estar enturbiando los resultados.

3x3 carteras tenemos un total de 9 carteras construidas por el doble criterio rentabilidad pasada y tamaño.

En la Tabla 9 se muestra la rentabilidad media, tamaño, ratio book-to-market y alfa de Jensen de cada una de las 9 carteras construidas en función de estos dos criterios, así como de las carteras resultado de comprar el correspondiente percentil superior y vender el percentil inferior. En la última columna y en el último bloque de filas se muestran los correspondientes contrastes de igualdad a lo largo de las tres carteras correspondientes.

Si nos fijamos en la rentabilidad de la estrategia de momentum a lo largo de las distintas categorías de tamaño, observamos como ésta sólo proporciona beneficios significativamente positivos cuando se consideran títulos de tamaño pequeño y mediano, no siendo así cuando consideramos los títulos de mayor tamaño.<sup>45</sup> Estos resultados se mantienen cuando se realiza un ajuste por riesgo, medido a través del alfa de Jensen. Esta evidencia es consistente con el planteamiento del modelo de Hong y Stein (1999).<sup>46</sup>

Por otra parte, observamos como, de nuevo, a pesar del bajo coeficiente de correlación entre tamaño y book-to-market, el ratio book-to-market no es homogéneo a lo largo de las distintas carteras de tamaño, siendo el ratio book-to-market de las carteras con menor tamaño significativamente mayores que el de las carteras de mayor tamaño, rechazándose además el contraste de igualdad entre el ratio book-to-market de las tres carteras.

### **5.3. *Momentum versus Tamaño versus Book-to-Market***

Los resultados de las Tablas 8 y 9 han puesto de manifiesto que, aunque el coeficiente de correlación entre las variables tamaño y book-to-market era reducido, las carteras construidas en función de una de ellas presentan un marcado patrón en la otra, lo cual dificulta establecer unas conclusiones claras. Así, por ejemplo, en el análisis del apartado 5.1, el elevado tamaño de las carteras con bajo ratio book-to-market puede estar desviando los beneficios del momentum a la baja, dado que como acabamos de ver, los títulos de elevado tamaño no presentan momentum. Esto podría explicar porqué en el apartado 5.1 no se obtiene evidencia a favor de que el momentum sea más fuerte entre títulos de bajo ratio book-to-market como predice el modelo de Daniel et al. (1998).

Por ese motivo, para clarificar si los beneficios del momentum se concentran en títulos con determinadas características de tamaño y/o book-to-market parece conveniente controlar por las dos variables conjuntamente. Para ello debemos construir carteras por un triple criterio: rentabilidades

---

<sup>45</sup> No obstante, no puede rechazarse la hipótesis de igualdad entre las tres estrategias ( $\chi^2 = 1,446$ ).

<sup>46</sup> Un análisis a lo largo de los distintos niveles de rentabilidad pasada sugiere la no presencia del efecto tamaño en ninguno de los distintos niveles de rentabilidad pasada, consistente con la desaparición de este fenómeno documentada por López y Marhuenda (2002).

pasadas, tamaño y ratio book-to-market. El problema es que el relativamente limitado número de títulos que componen el mercado español impide seguir trabajando con tres carteras por variable ya que el grado de diversificación de las 27 carteras resultantes de cruzar las tres variables (3x3x3) sería excesivamente reducido, a lo cual hay que añadir que parte de estas carteras podrían quedar vacías. Por este motivo, únicamente construimos dos carteras en función del tamaño y del ratio book-to-market utilizando como punto de corte la mediana. El resultado es un total de 12 carteras (3x2x2). Al igual que antes, estas son construidas simultánea e independientemente.

Los resultados de esta triple calificación se muestran en la Tabla 10. Se observa como la estrategia de momentum proporciona rentabilidades significativamente positivas en el 50% de títulos más pequeños, con independencia de cual sea su ratio book-to-market. Esto confirma que el efecto momentum se encuentra localizado en los títulos de pequeño tamaño, de forma consistente con el modelo de Hong y Stein (1999). Sin embargo, los beneficios del momentum no parecen presentar ningún patrón en función de la clasificación realizada por book-to-market. No obstante, de nuevo observamos como, a pesar de haber controlado por tamaño, las carteras con bajo ratio book-to-market son de mayor tamaño que las de alto book-to-market. Parece, por tanto, que clasificar únicamente por dos carteras de tamaño no es suficiente para controlar adecuadamente por dicha variable. Dado que, como hemos visto, el momentum se concentra en los títulos pequeños, el patrón observado en el tamaño de las carteras construidas por book-to-market nos sigue impidiendo extraer una conclusión clara al respecto. Sería necesario controlar por un mayor número de carteras construidas por tamaño, por ejemplo por quintiles, pero como ya se ha comentado la limitada sección cruzada del mercado español no lo permite.<sup>47</sup>

#### **5.4. Momentum versus Cobertura de Analistas**

Como apuntan Hong et al. (2000), aunque el tamaño sea de hecho una medida útil del grado de difusión de la información, es probable que esté captando también otros aspectos, pudiendo confundir las conclusiones obtenidas. Así, Merton (1987) y Grossman y Miller (1988) argumentan que la capacidad de los creadores de mercado o de los arbitrajistas puede ser menor en los títulos con menor capitalización bursátil. Por ejemplo, si se produce algún shock en la oferta, puede conducir a una mayor tendencia hacia reversiones (es decir, rentabilidades negativamente correlacionadas) en los títulos de menor tamaño, lo cual oscurecería al efecto de la difusión gradual de la información que aquí estamos interesados en contrastar. Por este motivo, Hong et al. (2000) proponen una medida alternativa del grado de difusión de la información: la cobertura de los analistas, medida como el número de analistas que siguen a una empresa en un determinado momento. La idea es que los títulos con menor cobertura de analistas deberían ser, *ceteris paribus*, aquellas donde la información específica, de la empresa se propaga más lentamente entre los inversores. El contraste consiste

---

<sup>47</sup> De nuevo se comprueba como no parece existir ningún efecto tamaño y como el efecto book-to-market se localiza en las empresas pertenecientes a la cartera C2, además de en las empresas de pequeño tamaño.

**TABLA 9**  
**Carteras construidas por momentum y por tamaño.**

Rentabilidad media [ $\bar{R}$ ], Tamaño y ratio Book-to-Market, así como el Alfa de Jensen resultado de ajustar el CAPM a las rentabilidades en tiempo de calendario de las distintas estrategias construidas por criterios de rentabilidad pasada [C1, C2 y C3] y tamaño [T1, T2 y T3], así como de las estrategias de inversión cero resultantes de vender y comprar las carteras extremas. Los percentiles utilizados para construir las carteras son del 30 y del 70%. Periodos de formación y mantenimiento de 6 meses y 1 mes de separación entre ambos. Para realizar la clasificación por tamaño se toma la capitalización bursátil al inicio del mes de formación. Período 1983-2000. Entre corchetes se muestran los p-valores. Estimación por GMM.

Rentabilidades pasadas		Tamaño				$\chi^2$
		T1	T2	T3	T3-T1	
<b>C1</b>	$\bar{R}$	0.0177 [0.029]	0.0158 [0.012]	0.0174 [0.001]	-0.0003 [0.948]	0.9277 [0.629]
	<i>Tamaño</i>	8094.40	35605.51	246751.20	238656.80 [0.000]	97.8859 [0.000]
	<i>Book-to-Market</i>	2.289	1.370	1.412	-0.876 [0.001]	33.7414 [0.000]
	$\alpha - Jensen$	-0.0019 [0.689]	-0.0026 [0.396]	-0.0004 [0.857]	0.0014 [0.762]	0.8158 [0.665]
<b>C2</b>	$\bar{R}$	0.0251 [0.001]	0.0190 [0.000]	0.0178 [0.000]	-0.0072 [0.093]	3.4588 [0.177]
	<i>Tamaño</i>	11028.10	45327.15	394933.00	383904.90 [0.000]	116.4043 [0.000]
	<i>Book-to-Market</i>	1.600	1.065	1.214	-0.386 [0.000]	28.4562 [0.000]
	$\alpha - Jensen$	0.0062 [0.129]	0.0018 [0.435]	0.0001 [0.960]	-0.0061 [0.125]	2.4832 [0.289]
<b>C3</b>	$\bar{R}$	0.0274 [0.000]	0.0238 [0.000]	0.0217 [0.000]	-0.0057 [0.188]	1.7368 [0.420]
	<i>Tamaño</i>	16639.80	53765.01	500573.20	483933.40 [0.000]	127.3354 [0.000]
	<i>Book-to-Market</i>	1.287	1.035	1.264	-0.023 [0.674]	18.9290 [0.000]
	$\alpha - Jensen$	0.0080 [0.060]	0.0058 [0.089]	0.0029 [0.353]	-0.0051 [0.205]	1.7248 [0.422]
<b>C3-C1</b>	$\bar{R}$	0.0097 [0.016]	0.0081 [0.012]	0.0043 [0.348]		1.4460 [0.485]
	<i>Tamaño</i>	8545.40 [0.000]	18159.50 [0.000]	253822.00 [0.000]		
	<i>B-M</i>	-1.002 [0.000]	-0.335 [0.000]	-0.148 [0.148]		
	$\alpha - Jensen$	0.0099 [0.014]	0.0083 [0.013]	0.0034 [0.465]		2.8383 [0.242]
$\chi^2$	$\bar{R}$	6.6976 [0.035]	6.5393 [0.038]	1.4636 [0.481]	4.1822 [0.124]	
	<i>Tamaño</i>	61.2098 [0.000]	98.7512 [0.000]	47.3356 [0.000]		
	<i>Book-to-Market</i>	19.7478 [0.000]	14.7579 [0.001]	3.6652 [0.160]		
	$\alpha - Jensen$	8.4548 [0.015]	6.2502 [0.044]	0.7322 [0.693]	5.8215 [0.054]	



por tanto en comprobar si la estrategia de momentum funciona mejor entre los títulos con menos cobertura de analistas. No obstante, dada la fuerte correlación existente entre la variable tamaño y cobertura de analistas (0,552, Tabla 2) se hace necesario controlar por la influencia del tamaño sobre la cobertura de analistas. Por ello, en lugar de clasificar los títulos directamente por el número de analistas que siguen a una empresa se hace en función de la cobertura residual de los analistas calculada como los residuos resultantes de realizar la siguiente regresión:<sup>48</sup>

$$\ln(1+n^{\circ} \text{analistas}) = cte + \ln(\text{tamaño}) + e \quad [4]$$

En la Tabla 11 se muestran la rentabilidad media, tamaño, ratio book-to-market, cobertura de analistas y alfa de Jensen de cada una de las 9 carteras resultantes de clasificar simultánea e independientemente por la rentabilidad experimentada en el período de formación y la cobertura residual de analistas en el primer mes de dicho período (carteras Cob1, Cob2 y Cob3), utilizando los percentiles del 30% y del 70%; así como de las carteras resultado de comprar el correspondiente percentil superior y vender el percentil inferior. En la última columna y en el último bloque de filas se muestran los correspondientes contrastes de igualdad a lo largo de las tres carteras correspondientes. Por disponibilidad de datos de analistas, los resultados corresponden al período 1989-2000. En la primera columna, se muestran los resultados del momentum utilizando todos los títulos, es decir, sin estratificar por la cobertura de analistas residual, pudiéndose observar como la estrategia de momentum sigue siendo rentable en este subperíodo.<sup>49</sup> Además, la variable tamaño (ratio book-to-market) sigue aumentando (disminuyendo) al desplazarnos de perdedores a ganadores. Por lo que respecta a la cobertura de analistas, los títulos que componen las carteras perdedoras son seguidos por un menor número de analistas que el resto de títulos.

Si nos fijamos en el comportamiento del tamaño, observamos como éste disminuye de forma monótona conforme nos desplazamos de menor a mayor cobertura residual, siendo las carteras con baja cobertura residual significativamente mayores en tamaño que las carteras con alta cobertura, rechazándose además el contraste de igualdad de tamaño entre las tres carteras. El fracaso del control por tamaño empleado se debe a que la relación entre las variables cobertura de analistas y tamaño no es lineal, por lo que la técnica de la regresión lineal simple genera residuos que no tienen la misma distribución de tamaño a través de las tres submuestras.<sup>50</sup>

---

<sup>48</sup> Se realiza una regresión en cada mes de calendario sobre la sección cruzada de dicho mes.

<sup>49</sup> Forner y Marhuenda (2003b) obtienen que la estrategia de momentum construida con deciles no proporciona beneficios significativos durante el período comprendido entre enero de 1991 y diciembre de 2000. La discrepancia de resultados se debe a que el período aquí considerado incluye dos años más (1989 y 1990) y a que la estrategia de momentum es construida con los percentiles del 30% y del 70%.

<sup>50</sup> Como sugieren Hong et al. (2000) lo que parece estar ocurriendo es lo siguiente: A partir de un determinado nivel de tamaño, el número de analistas alcanza su máximo y ya no crece más con el tamaño. Por tanto, con un modelo lineal, las empresas más grandes tienden a mostrarse con una baja cobertura relativa a su tamaño. Un análisis gráfico de la relación entre la cobertura de analistas y tamaño en algunos de los meses seleccionados aleatoriamente de la nuestra muestra corrobora tal suposición.

**TABLA 10**  
**Carteras construidas por momentum, por tamaño y por el ratio Book-to-Market.**

Rentabilidad media [ $\bar{R}$ ], Tamaño y ratio Book-to-Market, así como el Alfa de Jensen resultado de ajustar el CAPM a las rentabilidades en tiempo de calendario de las distintas estrategias construidas por criterios de rentabilidad pasada [C1, C2 y C3], tamaño [T1 y T2] y ratio book-to-market [BM1 y BM2], así como de las estrategias de inversión cero resultantes de vender y comprar las carteras extremas. Los percentiles utilizados para construir las carteras por el criterio de rentabilidad pasada son del 30 y del 70% y para los criterios tamaño y ratio book-to-market el 50%. Períodos de formación y mantenimiento de 6 meses y 1 mes de separación entre ambos. Para realizar la clasificación por tamaño y ratio book-to-market se toma el dato correspondiente al inicio del período de formación. Período 1983-2000. Entre corchetes se muestran los p-valores. Estimación por GMM.

Tamaño		Book-to-Market											
		BM1				BM2				BM2-BM1			
		C1	C2	C3	C3-C1	C1	C2	C3	C3-C1	C1	C2	C3	C3-C1
T1	$\bar{R}$	0.0142 [0.036]	0.0188 [0.001]	0.0233 [0.000]	0.0091 [0.029]	0.0182 [0.030]	0.0280 [0.000]	0.0290 [0.000]	0.0108 [0.012]	0.0040 [0.354]	0.0092 [0.024]	0.0057 [0.243]	0.0017 [0.752]
	Tamaño	14610	21096	27230	12619 [0.000]	12724	17757	23822	11097 [0.000]	-1886 [0.017]	-3338 [0.000]	-3408 [0.090]	
	Book-to-Market	0.745	0.621	0.610	-0.135 [0.028]	2.674	1.979	1.589	-1.085 [0.000]	1.929 [0.000]	1.358 [0.000]	0.979 [0.000]	
	$\alpha - Jensen$	-0.0035 [0.345]	0.0021 [0.471]	0.0057 [0.155]	0.0092 [0.029]	-0.0021 [0.655]	0.0084 [0.056]	0.0088 [0.049]	0.0109 [0.008]	0.0014 [0.732]	0.0063 [0.071]	0.0031 [0.479]	0.0017 [0.751]
T2	$\bar{R}$	0.0175 [0.005]	0.0165 [0.002]	0.0218 [0.000]	0.0043 [0.291]	0.0160 [0.006]	0.0189 [0.000]	0.0221 [0.000]	0.0061 [0.238]	-0.0015 [0.667]	0.0024 [0.328]	0.0002 [0.920]	0.0018 [0.663]
	Tamaño	180158	290790	394273	214115 [0.000]	139519	204388	278093	138573 [0.000]	-40639 [0.028]	-86401 [0.001]	-116180 [0.003]	
	Book-to-Market	0.812	0.690	0.718	-0.094 [0.141]	2.350	1.918	1.601	-0.748 [0.000]	1.538 [0.000]	1.228 [0.000]	0.884 [0.000]	
	$\alpha - Jensen$	-0.0016 [0.536]	-0.0014 [0.443]	0.0037 [0.284]	0.0052 [0.190]	-0.0019 [0.561]	0.0015 [0.408]	0.0039 [0.237]	0.0058 [0.267]	-0.0004 [0.907]	0.0029 [0.235]	0.0002 [0.927]	0.0006 [0.873]
T2-T1	$\bar{R}$	0.0034 [0.370]	-0.0023 [0.375]	-0.0015 [0.684]	-0.0048 [0.323]	-0.0022 [0.700]	-0.0091 [0.057]	-0.0069 [0.128]	-0.0047 [0.397]				
	Tamaño	165548 [0.000]	269693 [0.000]	367043 [0.000]		126795 [0.000]	186630 [0.000]	254271 [0.000]					
	Book-to-Market	0.067 [0.278]	0.069 [0.029]	0.107 [0.201]		-0.324 [0.029]	-0.061 [0.395]	0.012 [0.816]					
	$\alpha - Jensen$	0.0020 [0.590]	-0.0034 [0.169]	-0.0020 [0.565]	-0.0040 [0.408]	0.0002 [0.972]	-0.0068 [0.114]	-0.0049 [0.206]	-0.0051 [0.344]				

**TABLA 11**

**Carteras construidas por momentum y por la cobertura residual de analistas.**

Rentabilidad media [ $\bar{R}$ ], Tamaño, ratio Book-to-Market y cobertura de analistas, así como el Alfa de Jensen resultado de ajustar el CAPM a las rentabilidades en tiempo de calendario de las distintas estrategias construidas por criterios de rentabilidad pasada [C1, C2 y C3] y residuos resultantes de ajustar la cobertura de analistas por tamaño [Cob1, Cob2 y Cob3], así como de las estrategias de inversión cero resultantes de vender y comprar las carteras extremas. Los percentiles utilizados para construir las carteras son del 30 y del 70%. Periodos de formación y mantenimiento de 6 meses y 1 mes de separación entre ambos. Para realizar la clasificación por residuos de cobertura se toma el dato correspondiente al inicio del período de formación. Período 1989-2000. Entre corchetes se muestran los p-valores. Estimación por GMM.

	Rentabilidades pasadas	Todos los títulos	Cobertura residual analistas			Cob-1Cob3	$\chi^2$
			Cob1	Cob2	Cob3		
	$\bar{R}$	0.0055 (0.455)	0.0073 [0.270]	0.0067 [0.339]	0.0031 [0.717]	-0.0043 [0.314]	1.4191 [0.492]
	Tamaño	100808.60	130411.00	129326.40	46010.20	-84400.77 [0.000]	55.2833 [0.000]
<b>C1</b>	Book-to-Market	1.1898	1.0574	1.1755	1.3098	0.2524 [0.035]	7.1603 [0.028]
	Cobertura	10.3957	3.9210	12.6366	13.8882	9.9672 [0.000]	190.494 [0.000]
	$\alpha - Jensen$	-0.0069 (0.070)	-0.0040 [0.273]	-0.0057 [0.158]	-0.0103 [0.023]	-0.0063 [0.111]	3.4649 [0.177]
	$\bar{R}$	0.0097 (0.092)	0.0102 [0.034]	0.0116 [0.031]	0.0059 [0.429]	-0.0043 [0.269]	5.6278 [0.060]
	Tamaño	189194.20	279222.50	216137.10	72684.33	-206538.20 [0.000]	139.635 [0.000]
<b>C2</b>	Book-to-Market	0.9056	0.8374	0.9136	0.9650	0.1276 [0.014]	6.0784 [0.048]
	Cobertura	12.5695	6.0703	15.5215	16.0859	10.0155 [0.000]	211.4197 [0.000]
	$\alpha - Jensen$	-0.0020 (0.398)	-0.0003 [0.893]	0.0000 [0.989]	-0.0069 [0.067]	-0.0066 [0.037]	8.1128 [0.017]
	$\bar{R}$	0.0123 (0.037)	0.0137 [0.013]	0.0135 [0.013]	0.0109 [0.182]	-0.0029 [0.526]	0.4998 [0.779]
	Tamaño	254028.60	430125.30	271803.10	76256.66	-353868.60 [0.000]	50.9696 [0.000]
<b>C3</b>	Book-to-Market	0.7692	0.7877	0.7787	0.7693	-0.0184 [0.716]	0.1329 [0.936]
	Cobertura	12.4843	6.8592	14.9941	15.1900	8.3308 [0.000]	153.1730 [0.000]
	$\alpha - Jensen$	0.0004 (0.849)	0.0028 [0.333]	0.0016 [0.453]	-0.0021 [0.602]	-0.0049 [0.213]	1.5663 [0.457]
	$\bar{R}$	0.0067 (0.060)	0.0064 [0.098]	0.0069 [0.065]	0.0078 [0.057]		0.1419 [0.931]
	Tamaño	153220.00 [0.000]	299714.30 [0.000]	142476.80 [0.000]	30246.46 [0.000]		
<b>C3-C1</b>	Book-to-Market	-0.4206 [0.000]	-0.2697 [0.000]	-0.3968 [0.000]	-0.5404 [0.000]		
	Cobertura	2.0886 (0.000)	2.9382 [0.000]	2.3576 [0.004]	1.3017 [0.010]		
	$\alpha - Jensen$	0.0074 (0.030)	0.0068 [0.069]	0.0073 [0.047]	0.0082 [0.044]		0.1430 [0.931]
	$\bar{R}$	3.6247 (0.163)	3.2522 [0.197]	3.4261 [0.180]	3.7751 [0.151]	0.2577 [0.879]	
	Tamaño	92.4982 [0.000]	26.9035 [0.000]	81.0559 [0.000]	70.1240 [0.000]		
$\chi^2$	Book-to-Market	34.8783 [0.000]	20.9950 [0.000]	77.8922 [0.000]	42.5239 [0.000]		
	Cobertura	41.62751 [0.000]	35.0555 [0.000]	52.7652 [0.000]	29.6152 [0.000]		
	$\alpha - Jensen$	5.1982 (0.074)	3.3667 [0.186]	4.2973 [0.117]	4.0787 [0.130]	0.3419 [0.843]	

Por lo que respecta a la rentabilidad de la estrategia de momentum, observamos como sus beneficios son consistentes ante los distintos niveles de cobertura residual de analistas, no pudiéndose rechazar la hipótesis de igualdad entre las tres estrategias ( $\chi^2 = 0,1419$ ). Además, la diferencia entre la rentabilidad proporcionada por el momentum en los títulos de mayor cobertura residual y en los títulos menor cobertura (0,14%) no es significativa ( $t = 0,377$ ) (este contraste no se presenta en la Tabla). Estos resultados se mantienen cuando se realiza un ajuste por riesgo a través del alfa de Jensen. Por tanto, no se observa que el momentum sea más fuerte entre los títulos con baja cobertura como era de esperar bajo el modelo de Hong y Stein (1999). No obstante, estos resultados hay que tomarlos con reservas dado que, de nuevo, el patrón observado en el tamaño puede estar enturbiando los resultados. Si, como hemos visto, el momentum se concentra en los títulos de pequeño tamaño, puede que los beneficios del momentum observados entre los títulos con alta cobertura residual no sean más que el reflejo de su pequeño tamaño.<sup>51</sup>

### **5.5. *Momentum versus Tamaño versus Cobertura de Analistas***

Para tratar de resolver el problema planteado en la Tabla 11, realizamos un doble control por tamaño. Por una parte, de forma similar a lo realizado en la Tabla 10, construimos carteras por un triple criterio: esta vez por las variables rentabilidad pasada, tamaño y cobertura residual de analistas. De nuevo, por limitaciones de la sección cruzada del mercado español, sólo construimos dos carteras en función de las variables tamaño y cobertura de analistas. Por otra parte, seguimos utilizando como variable de clasificación los residuos resultantes de regresar el  $\ln(1+n^\circ \text{analistas})$  contra el  $\ln(\text{tamaño})$ . Además, dicha regresión se realiza de forma separada para cada una de las 2 submuestras de tamaño, lo cual, permite un mejor ajuste de tamaño a través de las carteras construidas por la cobertura residual.

Los resultados de esta triple calificación se muestran en la Tabla 12. Se observa como la estrategia de momentum proporciona rentabilidades significativamente positivas en el 50% de títulos más pequeños (cartera *TI*), con independencia de cual sea su nivel de cobertura residual. Esto confirma de nuevo que el efecto momentum se encuentra localizado en los títulos de pequeño tamaño. Sin embargo, los beneficios del momentum no parecen presentar ningún patrón en función de la clasificación realizada por la cobertura residual. No obstante, de nuevo observamos como, a pesar de haber mejorado el control por tamaño, las carteras construidas por cobertura residual siguen sin ser homogéneas en esa variable. Al clasificar los títulos únicamente entre los 50% de menor tamaño (atención) y los 50% de mayor tamaño (atención) podemos estar perdiendo mucha información. Un

---

<sup>51</sup> De los resultados mostrados en la Tabla 10 también se desprende que los títulos más atendidos (Cob3) tienden a generar rentabilidades anormales significativamente negativas, excepto cuando se tratan a la vez de títulos ganadores (cartera C3). Además, entre los títulos pertenecientes a la cartera C2, la estrategia de comprar la cartera menos cubierta y vender la más cubierta proporciona rentabilidades anormalmente positivas (0,66% con un p-valor del 3,7%). Estos resultados son consistentes con la idea de que la variable cobertura de analistas puede ser una proxy del riesgo asociado a la falta de información, el cual no es recogido en la medida estándar de la beta.

análisis con una mayor estratificación por tamaño y cobertura, por ejemplo por quintiles, permitiría un mejor ajuste por tamaño, así como una mejor identificación del grupo de activos con escasa cobertura de analistas.<sup>52</sup> Pero como ya se ha comentado la limitada sección cruzada del mercado español no lo permite.<sup>53</sup>

## **5.6. *Robustez al Cambio en el Horizonte Temporal***

Al igual que en el apartado 4, los contrastes previos se han replicado también con la estrategia 9x9, para de esta manera comprobar la robustez de los resultados a la longitud del período de formación y mantenimiento. Estos resultados se muestran en las Tablas A6, A7 y A8 del Apéndice. En primer lugar hay que destacar que, cuando se trabaja con los percentiles ahora utilizados (el 30 y el 70%), la estrategia 9x9 deja de proporcionar beneficios significativamente positivos en el período analizado, lo cual podría estar condicionando los resultados. La evidencia obtenida con esta nueva estrategia arroja aún más confusión a la alcanzada con la 6x6, ya que ahora el momentum sólo proporciona rentabilidades positivas anormales para las categorías de títulos de tamaño medio (T2) y títulos de cobertura residual media (Cob2). Lógicamente, esta evidencia no coincide con lo esperado por ninguno de los dos modelos conductistas evaluados, aunque tampoco con una explicación racional del fenómeno momentum.

## **6. Conclusiones**

La evidencia previa relativa al efecto momentum en el mercado de capitales español había puesto de manifiesto que la presencia de dicho fenómeno en este mercado no podía explicarse ni por la dispersión en la sección cruzada de las rentabilidades esperadas ni por una autocorrelación positiva en el factor generador de las rentabilidades. Es decir, los razonamientos basados en el nivel de riesgo soportado fracasaban a la hora de explicar los beneficios del momentum, tanto si se utiliza el CAPM como si se emplea el modelo de tres factores de Fama y French (1993) como modelo de rentabilidades esperadas. No obstante, quedaba abierta la puerta a la posibilidad de que dichos modelos estuviesen incorrectamente especificados y que, por ejemplo, los beneficios del momentum reflejasen la compensación por soportar algún tipo de riesgo no recogido en estos modelos.

---

<sup>52</sup> Puede que el momentum sea más fuerte entre, por ejemplo, el 20% de empresas menos atendidas, impidiendo nuestra clasificación del 50%-50% observarlo.

<sup>53</sup> De nuevo se comprueba como, las carteras con menor cobertura de analistas (Cob1) proporcionan rentabilidades ajustadas por riesgo significativamente superiores a las carteras de mayor cobertura (Cob2) cuando nos centramos en aquellos títulos que no han experimentado rentabilidades extremas (C2).

**TABLA 12**

**Carteras construidas por momentum, por tamaño y por la cobertura residual de analistas.**

Rentabilidad media [ $\bar{R}$ ], Tamaño, ratio Book-to-Market y cobertura de analistas, así como el Alfa de Jensen resultado de ajustar el CAPM a las rentabilidades en tiempo de calendario de las distintas estrategias construidas por criterios de rentabilidad pasada [C1, C2 y C3], tamaño [T1 y T2] y cobertura residual de analistas [Cob1 y Cob2], así como de las estrategias de inversión cero resultantes de vender y comprar las carteras extremas. Los percentiles utilizados para construir las carteras por el criterio de rentabilidad pasada son del 30% y del 70% y para los criterios tamaño y cobertura residual el 50%. Periodos de formación y mantenimiento de 6 meses y 1 mes de separación entre ambos. Para realizar la clasificación por tamaño y residuos de cobertura se toma el dato correspondiente al inicio del período de formación. 1989-2000. P-valores entre corchetes. Estimación GMM

Tamaño		Cobertura residual de analistas											
		Cob1				Cob2				Cob2-Cob1			
		C1	C2	C3	C3-C1	C1	C2	C3	C3-C1	C1	C2	C3	C3-C1
T1	$\bar{R}$	0.0054 [0.459]	0.0117 [0.036]	0.0168 [0.008]	0.0114 [0.005]	0.0015 [0.864]	0.0079 [0.313]	0.0119 [0.141]	0.0104 [0.021]	-0.0039 [0.324]	-0.0038 [0.302]	-0.0049 [0.303]	-0.0010 [0.825]
	Tamaño	15473	22150	26659	11186 [0.000]	18115	27115	34715	16600 [0.000]	2641.70 [0.009]	4964.87 [0.017]	8055.83 [0.002]	
	Book-to-Market	1.263	0.976	0.825	-0.438 [0.000]	1.395	1.050	0.809	-0.585 [0.000]	0.131 [0.278]	0.073 [0.247]	-0.016 [0.775]	
	Cobertura	2.0952	2.2400	2.7144	0.6192 [0.001]	9.7626	10.7947	10.4475	0.6849 [0.053]	7.6674 [0.000]	8.5547 [0.000]	7.7332 [0.000]	
	$\alpha - Jensen$	-0.0063 [0.155]	0.0009 [0.767]	0.0058 [0.147]	0.0121 [0.002]	-0.0117 [0.019]	-0.0047 [0.291]	-0.0007 [0.868]	0.0110 [0.012]	-0.0054 [0.126]	-0.0057 [0.069]	-0.0065 [0.130]	-0.0010 [0.823]
T2	$\bar{R}$	0.0096 [0.083]	0.0116 [0.011]	0.0121 [0.014]	0.0026 [0.449]	0.0088 [0.251]	0.0078 [0.204]	0.0113 [0.059]	0.0025 [0.531]	-0.0007 [0.842]	-0.0038 [0.112]	-0.0008 [0.726]	0.0001 [0.976]
	Tamaño	312089	481764	750406	438317 [0.000]	130780	182194	219990	89210 [0.000]	-181308 [0.000]	-299569 [0.000]	-530416 [0.000]	
	Book-to-Market	0.890	0.803	0.736	-0.154 [0.006]	0.955	0.828	0.726	-0.230 [0.000]	0.066 [0.271]	0.024 [0.425]	-0.010 [0.787]	
	Cobertura	13.1022	14.8291	16.6266	3.5245 [0.000]	20.1473	20.5701	20.5723	0.4250 [0.140]	7.0451 [0.000]	5.7410 [0.000]	3.9457 [0.000]	
	$\alpha - Jensen$	-0.0018 [0.498]	0.0006 [0.636]	0.0008 [0.685]	0.0026 [0.462]	-0.0042 [0.292]	-0.0044 [0.085]	-0.0009 [0.681]	0.0033 [0.385]	-0.0024 [0.451]	-0.0051 [0.014]	-0.0017 [0.435]	0.0007 [0.841]
T2-T1	$\bar{R}$	0.0041 [0.308]	0.0000 [0.987]	-0.0047 [0.216]	-0.0088 [0.032]	0.0073 [0.104]	0.0000 [0.991]	-0.0006 [0.883]	-0.0079 [0.137]				
	Tamaño	296615 [0.000]	459613 [0.000]	723746 [0.000]		112665 [0.000]	155079 [0.000]	185274 [0.000]					
	Book-to-Market	-0.373 [0.000]	-0.173 [0.000]	-0.089 [0.052]		-0.439 [0.000]	-0.222 [0.000]	-0.084 [0.064]					
	Cobertura	11.0070 [0.000]	12.5892 [0.000]	13.9123 [0.000]		10.3847 [0.000]	9.7754 [0.000]	10.1248 [0.000]					
	$\alpha - Jensen$	0.0045 [0.251]	-0.0003 [0.910]	-0.0050 [0.183]	-0.0095 [0.020]	0.0075 [0.079]	0.0003 [0.932]	-0.0002 [0.954]	-0.0078 [0.148]				

En la primera parte del trabajo se analiza esta posibilidad utilizando para ello una amplia variedad de contrastes de entre los sugeridos por la literatura, para de esta manera tratar de asegurar cierta robustez a los resultados. Estos contrastes tratan de comprobar si los beneficios del momentum pueden ser explicados por la sección cruzada de las rentabilidades esperadas sin suponer ningún modelo de valoración. En términos generales los resultados obtenidos con todos ellos apuntan en la misma dirección: la imposibilidad de explicar los beneficios del momentum en base a la dispersión en la sección cruzada de las rentabilidades esperadas.

Los resultados obtenidos en esta primera parte, junto con la evidencia previa favorable a una explicación del momentum con origen en una autocorrelación positiva en el componente específico de las rentabilidades, hace sobresalir a las hipótesis de infra-reacción y/o sobre-reacción defendidas por las teorías conductistas como fuentes generadoras de este fenómeno. Esto hacía especialmente interesante contrastar los diferentes modelos conductistas desarrollados en la literatura financiera para el caso del mercado español. Así, en la segunda parte del trabajo ponemos a prueba dos de ellos: el de Daniel et al. (1998) y el de Hong y Stein (1999). Para ello, y siguiendo los trabajos de Daniel y Titman (1999) y Hong et al. (2000) se estudia si el efecto momentum se encuentra ubicado o es más fuerte en títulos con determinadas características de tamaño, ratio book-to-market y/o cobertura de analistas.

En relación a la primera variable, el tamaño, los resultados apuntan claramente a que el efecto momentum se encuentra ubicado entre los títulos de menor capitalización bursátil (por debajo del percentil del 70%), lo cual es consistente con el modelo propuesto por Hong y Stein (1999). Sin embargo, por lo que respecta a las otras dos variables, no se observa que los beneficios del momentum sean más fuertes o se concentren en títulos de menor ratio book-to-market y baja cobertura de analistas, como sería de esperar bajo los modelos de Daniel et al. (1998) y Hong y Stein (1999) respectivamente.<sup>54</sup> No obstante, estos últimos resultados hay que tomarlos con cierta cautela, dado que la escasa sección cruzada del mercado de capitales español imposibilita analizar el momentum a través de estas dos variables (ratio book-to-market y cobertura de analistas) sin la influencia de la variable tamaño.

En resumen, los resultados obtenidos en este trabajo permiten concluir que la evidencia previa en contra una explicación basada en una visión estática de la dispersión en la sección cruzada de las rentabilidades esperadas es altamente robusta, alejando la posibilidad de que los beneficios del momentum se encuentren en la incorrecta especificación de los modelos de valoración empleados y que no sean más que la recompensa por soportar un factor de riesgo omitido por los modelos de valoración empleados como referencia. Por lo que respecta a los contrastes realizados a los modelos

---

<sup>54</sup> En el reciente trabajo de Muga y Santamaría (2004) también se ha analizado la relación entre el momentum y las variables tamaño y ratio book-to-market. De forma consistente con nuestros resultados también han obtenido que la rentabilidad proporcionada por el momentum se encuentra localizada en los títulos de menor tamaño, no observando diferencias significativas en las rentabilidades de la estrategia de momentum para los diferentes subgrupos clasificados por book-to-market. No obstante existen importantes diferencias entre los dos trabajos: su período de estudio se reduce a 1991-2000; se utilizan metodologías distintas a la hora de realizar los ajustes por riesgo; y su análisis por el ratio book-to-market es más tangencial, no teniendo en cuenta la interacción existente entre las variables tamaño y ratio book-to-market.

conductistas, aunque la concentración del efecto momentum en los títulos de baja capitalización es consistente con ellos, la limitación de la muestra impide obtener resultados concluyentes al respecto. En cualquier caso, antes de poder afirmar que el efecto momentum es originado por un comportamiento irracional de los inversores se hace necesario comprobar si los beneficios del momentum pueden ser explicados a partir de una visión dinámica de la sección cruzada de las rentabilidades esperadas, utilizando para ello versiones condicionales de los modelos de valoración [Chordia y Shivakumar (2002), Johnson (2002) y Wu (2002)].



## REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- Abad, D, Marhuenda, J. y Nieto, B. (2000), “Anomalías en el Mercado Español de Capitales. Un Nuevo Enfoque: Dominancia Estocástica”, *Moneda y Crédito*, 211, pp. 183-200
- Asness, C.S., Liew, J. M. y Stevens, R.L., (1997), “Parallels Between the Cross-Sectional Predictability of Stock and Country Returns”, *The Journal of Portfolio Management*, 23, pp. 79-87
- Asness, C.S., (1997), “The interaction between value and momentum strategies”, *Financial Analysts Journal*, 53, 2, pp. 29-36
- Barber, B.M. y J.D. Lyon, (1997), “Detecting long-run abnormal stock returns: The empirical power and specification of test statistics”, *Journal of Financial Economics*, 43, pp. 341-372.
- Barberis, N., Shleifer, A. y Vishny, R., (1998), “A Model of Investor Sentiment”, *Journal of Financial Economics*, 49, pp. 307-343
- Bem, D, (1965), “An experimental analysis of self-persuasion”, *Journal of Experimental Social Psychology*, 1, pp. 199-218.
- Bloomfield, R. y Hales, J., (2002), “Predicting the next step of a random walk: experimental evidence of regime-shifting beliefs”, *Journal of Financial Economics*, 65, pp. 397-414.
- Blume, M., y Stambaugh, R., (1983), “Biases in Computed Returns: An Application to the Size Effect”, *Journal of Financial Economics*, Vol. 12, pp. 387-404.
- Chan, L.K.C., Jegadeesh, N. y Lakonishok, J., (1996), “Momentum Strategies”, *The Journal of Finance*, 51, nº 5, pp. 1681-1713
- Chan, W.S., (2002), “Stock Price Reaction to News and No-news: Drift and Reversal After Headlines”, *Journal of Financial Economics*, 70, pp. 223-260.
- Chordia, T. y Shivakumar, L., (2002), “Momentum, Business Cycle and Time Varying Expected Returns”, *The Journal of Finance*, volume 57, issue 2, pp. 985-1019
- Conrad, J. y Kaul, G., (1998), “An Anatomy of Trading Strategies”, *Review of Financial Studies*, 11(3), pp. 489-519
- Daniel, K. y Titman, S. (1997), “Evidence on the Characteristics of the Cross-sectional Variation in Common Stock Returns”, *Journal of Finance*, 52, pp. 1-34.
- Daniel, K. y Titman, S., (1999), “Market Efficiency in an Irrational World”, *Financial Analysts Journal*, 55, 6, pp. 28-40
- Daniel, K., Hirshleifer, D. y Subrahmanyam, A., (1998), “Investor Psychology and Security Market Under- and Overreactions”, *The Journal of Finance*, 53, nº 6, pp. 1839-1885
- De Bondt, W., y Thaler, R., (1995), “Financial Decision-Making in Markets and Firms: A Behavioral Perspective”, en Jarrow, R., Maksimovic, V., y Ziemba, W., (eds.), *Finance, Handbooks in Operations Research and Management Science*, North Holland, Amsterdam, 9, 13, pp. 385-410
- De Long, J.B., Shleifer, A., Summers, L.H. y Waldmann, R. J., (1990), “Positive Feedback Investment Strategies and Destabilizing Rational Speculation”, *The Journal of Finance*, vol. XLV, nº 2, pp. 379-395
- Doukas, J.A. y McKnight, P.J. (2003), “European Momentum Strategies, Information Diffusion, and Investor Conservatism”, EFA 2003 Annual Conference Paper No. 228, disponible en SSRN Electronic Paper Collection, <http://papers.ssrn.com>.

- Edwards, W., (1968), "Conservatism in human information processing", en Kleinmütz, B. (Ed.), *Formal Representation of Human Judgement*, John Wiley and Sons, Nueva York, pp. 17-52
- Fama, E.F. y French, K.R., (1993), "Common Risk Factors in the Returns on Stock and Bonds", *Journal of Financial Economics*, 33, pp. 3-56
- Fama, E.F., (1970), "Efficient Capital Markets: A Review of Theory and Empirical Work", *Journal of Finance*, 25, pp. 383-417
- Fama, E.F., (1998), "Market efficiency, long-term returns and behavioral finance", *Journal of Financial Economics*, 49, pp. 283-306
- Forner, C. y Marhuenda, J., (2003a), "Contrarian and Momentum Strategies in the Spanish Stock Market", *European Financial Management*, vol. 9:1, pp. 67-88.
- Forner, C. y Marhuenda, J., (2003b), "El Efecto Momentum en el Mercado Español de Acciones", Documento de Trabajo del Instituto Valenciano de Investigaciones Económicas (IVIE), WP-EC 2003-15.
- Grinblatt, M. y Han, B., (2002), "The Disposition Effect and Momentum", National Bureau of Economic Research, Working Paper 8734.
- Grossman, S.J. y Miller, M.H. (1988), "Liquidity and market structure", *Journal of Finance*, 43, 617-633
- Grundy, B.D. y Martin, J.S., (2001), "Understanding the nature of the risks and the source of the rewards to momentum investing", *Review of Financial Studies*, vol. 14, n° 1, pp. 29-78
- Hirshleifer, D.A., (2001), "Investor Psychology and Asset Pricing", *The Journal of Finance*, Vol. LVI, N° 4, pp. 1533-1597
- Hong, H. y Stein, J.C., (1999), "A Unified Theory of Underreaction, Momentum Trading, and Overreaction in Asset Markets", *The Journal of Finance*, vol. 54, n° 6, pp. 2143-84
- Hong, H., Lim, T. y Stein, J.C., (2000), "Bad News Travels Slowly: Size, Analyst Coverage, and the Profitability of Momentum Strategies", *The Journal of Finance*, 55, No. 1, pp. 265-295
- Hvidkjaer, S., (2003), "A trade-based analysis of momentum", Documento de trabajo, Universidad de Maryland.
- Jegadeesh, N. y Titman, S., (1993), "Returns to Buying Winners and Selling Losers: Implications for Stock Market Efficiency", *The Journal of Finance*, 48, n° 1, pp. 65-91
- Jegadeesh, N. y Titman, S., (2001a), "Profitability of momentum strategies: an evaluation of alternative explanations", *The Journal of Finance*, 56, n° 2, pp. 699-720.
- Jegadeesh, N. y Titman, S., (2001b), "Momentum", University of Illinois Working Paper, disponible en SSRN Electronic Paper Collection, <http://papers.ssrn.com>
- Jegadeesh, N. y Titman, S., (2002), "Cross-Sectional and Time-Series Determinants of Momentum Returns", *Review of Financial Studies*, Vol. 15, N° 1, pp.143-157
- Johnson, T.C., (2002), "Rational Momentum Effects", *The Journal of Finance*, vol. 57, n° 2, pp. 585-608
- Lee, C.M.C. y Swaminathan, B., (2000), "Price momentum and Trading Volume", *The Journal of Finance*, 55, N° 5, pp. 2017-2069
- López, G. y Marhuenda, J. (2002): "¿Determina el diferencial de información la valoración de activos?: una aproximación al mercado de capitales español", X Foro de Finanzas, Sevilla.

- Lyon, J.D., Barber, B.M. y Tsai, C., (1999), "Improved Methods for Test of Long-Run Abnormal Stock Returns", *Journal of Finance*, vol. 54, nº 1, pp. 165-201.
- Merton, R.C. (1987), "A simple model of capital market equilibrium with incomplete information", *Journal of Finance* 42, 483-510
- Moskowitz, T.J. y M. Grinblatt, (1999), "Do Industries Explain Momentum?", *Journal of Finance*, 54, 4, pp. 1249-1290.
- Muga, L. y Santamaría, R. (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
- Odean, T., (1998a), "Are Investors Reluctant to Realize Their Losses?" *Journal of Finance*, vol. 53, nº 5, pp. 1775-1798.
- Odean, T., (1998b), "Volume, Volatility, Price and Profit when all traders are Above Average", *Journal of Finance*, vol.53, no. 6 (December), pp. 1887-1934
- Rouwenhorst, K.G., (1998), "International Momentum Strategies", *The Journal of Finance*, vol. 53, nº 1, pp. 267-84
- Shefrin, H. y Statman, M., (1985), "the Disposition to Sell Winners too Early and Ride Losers too Long: Theory and Evidence", *Journal of Finance* 40, pp. 777-90
- Tversky, A. y Kahneman, D., (1974), "Judgment under Uncertainty: Heuristics and Biases", *Science* 185, pp. 1124-1131
- Wu, X., (2002), "A Conditional Multifactor Analysis of Return Momentum", *Journal of Banking and Finance*, Vol. 26, No. 8,
- Zarowin, P., (1989), "Does the Stock Market Overreact to Corporate Earnings Information?" *Journal of Finance*, Vol. 44, nº 5, Diciembre, pp. 1385-1399.
- Zarowin, P., (1990), "Size, Seasonality, and Stock Market Overreaction", *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, Vol. 25, nº 1, Marzo, pp. 113-125

## APÉNDICE

**TABLA A1**  
**Beneficios del momentum ajustados por CAPM y por el modelo de tres factores de Fama&French (1993)**

Rentabilidad media y Alfas de Jensen resultado de ajustar tanto un CAPM como el modelo de tres factores de Fama y French (1993) de la serie de rentabilidades en tiempo de calendario de las distintas estrategias quintiles, así como de la estrategia de momentum resultante de comprar el quintil 5 [ganadores] y vender en descubierto el quintil 1 [perdedores]. Períodos de formación y de mantenimiento separados por un mes y de 9 meses cada uno. Los p-valores, calculados por GMM, aparecen entre corchetes

		Carteras					
		Q1	Q2	Q3	Q4	Q5	Q5-Q1
<b>PANEL A: 1965-2000</b>							
	<i>R</i>	0.0084 (0.049)	0.0121 (0.002)	0.0130 (0.000)	0.0146 (0.000)	0.0182 (0.000)	0.0098 (0.000)
	$\alpha - CAPM$	-0.0036 (0.092)	0.0003 (0.862)	0.0015 (0.248)	0.0030 (0.032)	0.0064 (0.001)	0.0100 (0.000)
<b>PANEL B: 1965-1982</b>							
	<i>R</i>	0.0003 (0.951)	0.0041 (0.283)	0.0060 (0.118)	0.0078 (0.043)	0.0132 (0.002)	0.0129 (0.000)
	$\alpha - CAPM$	-0.0054 (0.005)	-0.0014 (0.366)	0.0004 (0.736)	0.0022 (0.090)	0.0074 (0.000)	0.0128 (0.000)
<b>PANEL C: 1983-2000</b>							
	<i>R</i>	0.0166 (0.016)	0.0201 (0.002)	0.0201 (0.000)	0.0214 (0.000)	0.0233 (0.000)	0.0067 (0.096)
	$\alpha - CAPM$	-0.0019 (0.616)	0.0017 (0.552)	0.0025 (0.267)	0.0037 (0.129)	0.0053 (0.101)	0.0072 (0.090)
	$\alpha - Fama \& French$	-0.0059 (0.007)	-0.0008 (0.628)	0.0008 (0.606)	0.0027 (0.132)	0.0046 (0.065)	0.0105 (0.004)

**TABLA A2**

**Análisis por dominancia estocástica.**

Resultados de enfrentar por dominancia estocástica la estrategia quintil ganadora contra la perdedora. En la primera columna se indica el número de veces que  $F_{Q1}^k(x_n) < F_{Q5}^k(x_n)$ , en la segunda columna el número de veces que  $F_{Q1}^k(x_n) = F_{Q5}^k(x_n)$  y en la tercera columna el número de veces que  $F_{Q1}^k(x_n) > F_{Q5}^k(x_n)$ .

	1965-2000			1965-1982			1983-2000		
	$F_{Q1} < F_{Q5}$	$F_{Q1} > F_{Q5}$	780	$F_{Q1} < F_{Q5}$	$F_{Q1} > F_{Q5}$	416	$F_{Q1} < F_{Q5}$	$F_{Q1} > F_{Q5}$	331
<b>1° orden</b>	65	19	780	10	6	416	74	27	331
<b>2° orden</b>	8	1	855	0	1	431	8	1	423
<b>3° orden</b>	87	1	776	0	1	431	64	1	367

**TABLA A3**

**Rentabilidades del momentum después de eliminar el patrón temporal mediante simulación.**

Rentabilidad mensual media de las distintas estrategias quintiles, así como de la estrategia de momentum resultante de comprar el quintil 5 [ganadores] y vender en descubierto el quintil 1 [perdedores] a partir de una matriz de rentabilidades simulada donde el patrón temporal de la matriz original ha sido eliminado mediante un bootstrap sin reemplazamiento. Períodos de formación y de mantenimiento separados por un mes y de 9 meses cada uno. Los p-valores, calculados por GMM, aparecen entre corchetes.

	Carteras					
	Q1	Q2	Q3	Q4	Q5	Q5-Q1
<b>1965-2000</b>	0.0123 (0.000)	0.0130 (0.000)	0.0123 (0.000)	0.0122 (0.000)	0.0125 (0.000)	0.0001 (0.919)
<b>1965-1982</b>	0.0117 (0.000)	0.0126 (0.000)	0.0107 (0.000)	0.0113 (0.000)	0.0104 (0.000)	-0.0012 (0.488)
<b>1983-2000</b>	0.0130 (0.000)	0.0135 (0.000)	0.0139 (0.000)	0.0131 (0.000)	0.0145 (0.000)	0.0015 (0.367)

**TABLA A4**

**Beneficios del momentum ajustando la rentabilidad de cada título por su propia media.**

Rentabilidad mensual media de las distintas estrategias quintiles, así como de la estrategia de momentum resultante de comprar el quintil 5 [ganadores] y vender en descubierto el quintil 1 [perdedores] a partir de rentabilidades mensuales individuales ajustadas por su propia media: para cada período de mantenimiento las rentabilidades mensuales de cada uno de los títulos individuales que componen la correspondiente cartera quintil son ajustadas por la rentabilidad mensual media del título, excluyendo en su cálculo los meses correspondientes a ese período de formación y de mantenimiento. Períodos de formación y de mantenimiento separados por un mes y de 9 meses cada uno. Los p-valores, calculados por GMM, aparecen entre corchetes.

	Carteras					
	Q1	Q2	Q3	Q4	Q5	Q5-Q1
<b>1965-2000</b>	-0.0032 (0.465)	-0.0006 (0.880)	0.0002 (0.964)	0.0021 (0.561)	0.0066 (0.087)	0.0099 (0.000)
<b>1965-1982</b>	-0.0050 (0.241)	-0.0017 (0.653)	-0.0002 (0.952)	0.0018 (0.616)	0.0082 (0.050)	0.0132 (0.000)
<b>1983-2000</b>	0.0000 (0.996)	0.0026 (0.686)	0.0024 (0.673)	0.0043 (0.431)	0.0065 (0.272)	0.0066 [0.105]

**TABLA A5**

**Beneficios del momentum ajustados por carteras de control construidas por tamaño y book-to-market.**

Rentabilidad mensual media de las distintas estrategias quintiles, así como de la estrategia de momentum resultante de comprar el quintil 5 [ganadores] y vender en descubierto el quintil 1 [perdedores] a partir de rentabilidades mensuales individuales ajustadas por carteras de control de tamaño y book-to-market. Períodos de formación y de mantenimiento separados por un mes y de 9 meses cada uno. Los p-valores, calculados por GMM, aparecen entre corchetes. En la última columna se muestra el estadístico Chi-cuadrado resultado de contrastar las hipótesis nulas:  $H_0 : R_{Q1} = \dots = R_{Q5} = 0$

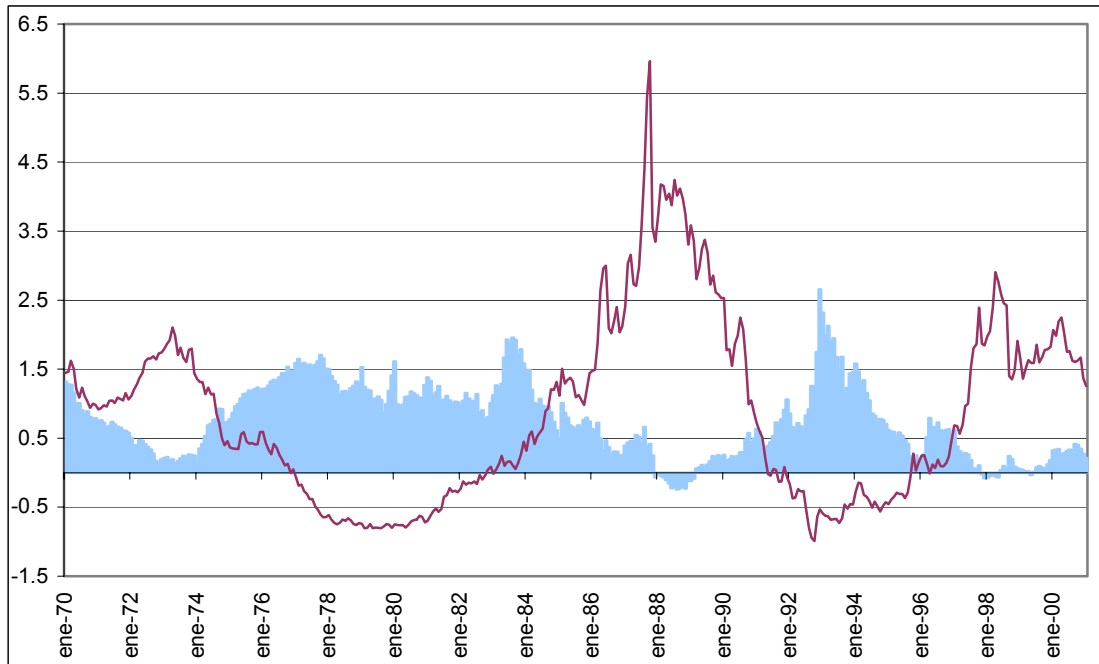
	Carteras						$\chi^2$
	Q1	Q2	Q3	Q4	Q5	Q5-Q1	
<b>07/1983-12/2000</b>	-0.0034 (0.019)	-0.0002 (0.886)	-0.0002 (0.820)	0.0018 (0.047)	0.0024 (0.163)	0.0058 [0.040]	8.5083 [0.130]

## GRÁFICO A1

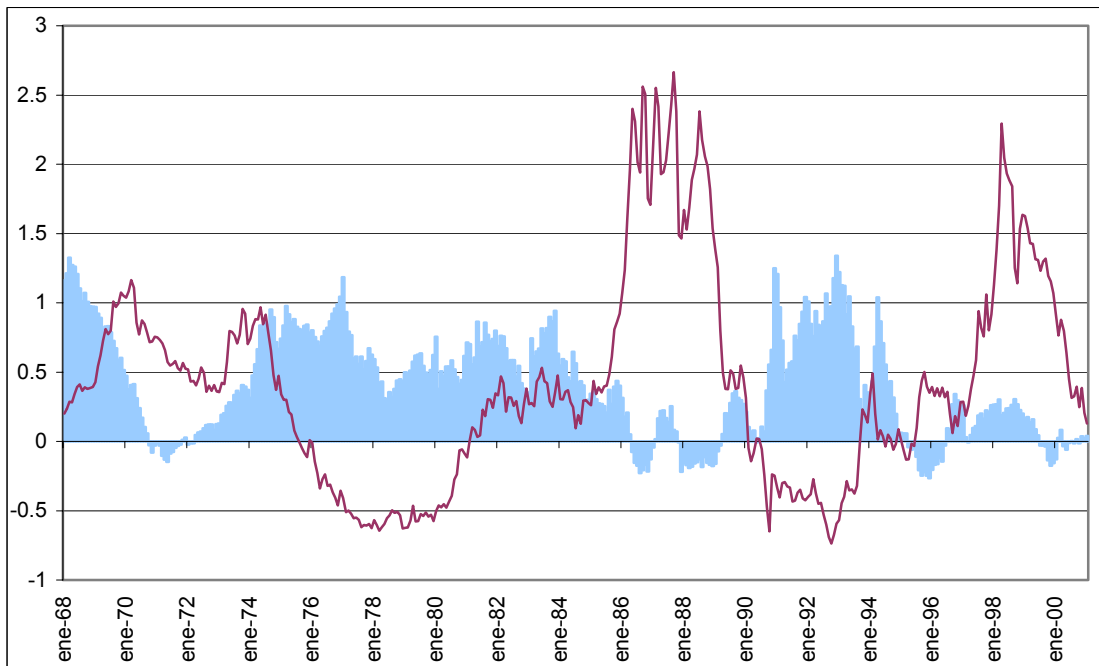
### Rentabilidades acumuladas por la estrategia de momentum en horizontes de cinco y tres años.

Las barras representan la rentabilidad acumulada en  $x$  años de la estrategia de momentum  $9 \times 9$  resultado de comprar el quintil superior y vender el quintil inferior, utilizando períodos de formación y mantenimiento separados por un mes. Las rentabilidades acumuladas son calculadas a partir de la serie de rentabilidades en tiempo de calendario. La figura azul representa la rentabilidad acumulada en los  $x$  años previos al mes representado en el eje horizontal. La línea muestra la correspondiente rentabilidad acumulada para una estrategia que compra la cartera de mercado ponderada por valor y vende el activo libre de riesgo. En el Panel A se representan las rentabilidades acumuladas en 5 años y en el Panel B las rentabilidades acumuladas en 3 años.

PANEL A



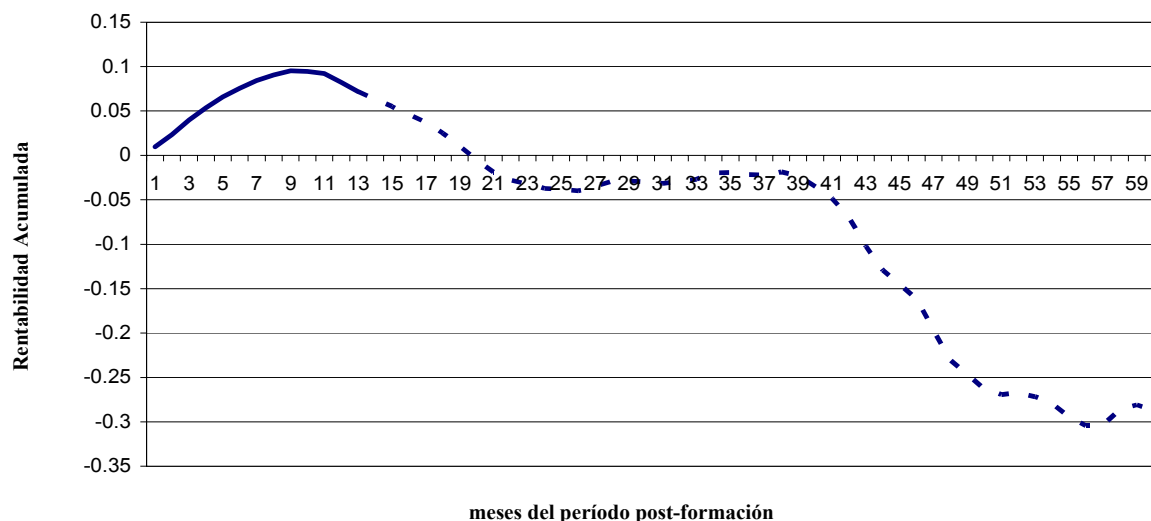
PANEL B



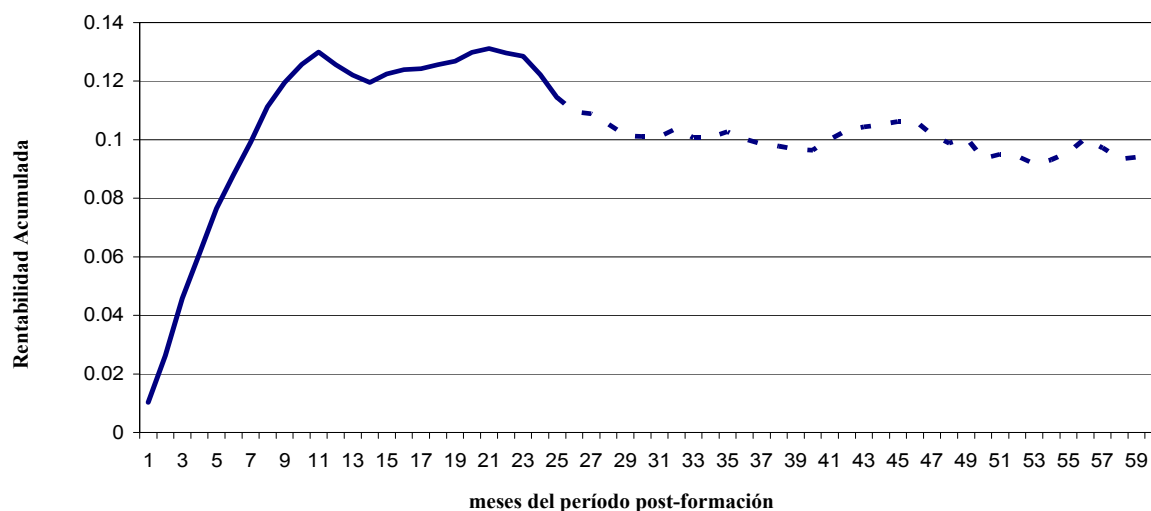
## GRÁFICO A2. Persistencia de los beneficios del momentum.

Rentabilidad media acumulada a lo largo de cada uno de los 60 meses posteriores a la fecha de formación [rentabilidades acumuladas en tiempo de evento] para la estrategia de momentum que compra el quintil superior y vende el inferior. Período de formación de 9 meses, con un mes de separación con el período de mantenimiento. En línea continua aparecen las rentabilidades que son estadísticamente significativas al 5% (GMM).

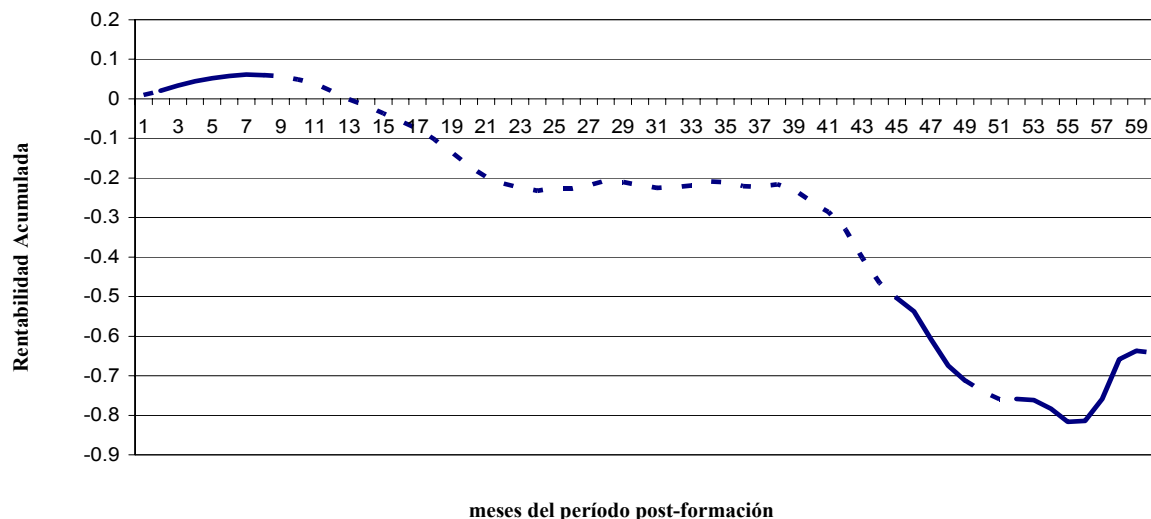
PANEL A: 1965-2000



PANEL B: 1965-1982



PANEL C: 1983-2000



**TABLA A6**

**Carteras construidas por momentum y por el ratio Book-to-Market.**

Rentabilidad media [ $\bar{R}$ ], Tamaño y ratio Book-to-Market, así como el Alfa de Jensen resultado de ajustar el CAPM a las rentabilidades en tiempo de calendario de las distintas estrategias construidas por criterios de rentabilidad pasada [C1, C2 y C3] y ratio book-to-market [BM1, BM2 y BM3], así como de las estrategias de inversión cero resultantes de vender y comprar las carteras extremas. Los percentiles utilizados para construir las carteras son del 30 y del 70%. Periodos de formación y mantenimiento de 9 meses y 1 mes de separación entre ambos. Para realizar la clasificación por ratio book-to-market se toma el dato correspondiente al inicio del periodo de formación. Periodo 07/1983-12/2000. Entre corchetes se muestran los p-valores. Estimación por GMM.

Rentabilidades pasadas	Todos los títulos	Book-to-Market				
		BM1	BM2	BM3	BM3-BM1	
C1	$\bar{R}$	0.0169 (0.016)	0.0143 (0.024)	0.0175 (0.013)	0.0192 (0.016)	0.0049 (0.237)
	Tamaño	73369	106870	63656	54753	-52117 (0.000)
	Book-to-Market	1.5335	0.5701	1.3545	2.8025	2.2324 (0.000)
	$\alpha - Jensen$	-0.0015 (0.671)	-0.0037 (0.224)	-0.0011 (0.751)	0.0007 (0.881)	0.0045 (0.264)
C2	$\bar{R}$	0.0198 (0.001)	0.0151 (0.006)	0.0202 (0.000)	0.0257 (0.001)	0.0105 (0.007)
	Tamaño	146690	197940	157150	102550	-95394 (0.000)
	Book-to-Market	1.1720	0.5600	1.0075	2.1570	1.5970 (0.000)
	$\alpha - Jensen$	0.0024 (0.285)	-0.0015 (0.541)	0.0029 (0.169)	0.0069 (0.059)	0.0084 (0.014)
C3	$\bar{R}$	0.0214 (0.000)	0.0190 (0.002)	0.0208 (0.000)	0.0247 (0.000)	0.0057 (0.072)
	Tamaño	201180	261880	234650	133640	-128240 (0.016)
	Book-to-Market	1.0371	0.5414	0.7919	1.7421	1.2007 (0.000)
	$\alpha - Jensen$	0.0038 (0.173)	0.0021 (0.555)	0.0037 (0.208)	0.0060 (0.080)	0.0039 (0.220)
C3-C1	$\bar{R}$	0.0046 (0.190)	0.0047 (0.222)	0.0033 (0.397)	0.0056 (0.230)	
	Tamaño	127810 (0.000)	155010 (0.005)	170990 (0.000)	78885 (0.000)	
	Book-to-Market	-0.4964 (0.000)	-0.0287 (0.791)	-0.5627 (0.000)	-1.0604 (0.000)	
	$\alpha - Jensen$	0.0053 (0.141)	0.0058 (0.111)	0.0047 (0.212)	0.0053 (0.294)	



**TABLA A7**  
**Carteras construidas por momentum y por tamaño.**

Rentabilidad media [ $\bar{R}$ ], Tamaño y ratio Book-to-Market, así como el Alfa de Jensen resultado de ajustar el CAPM a las rentabilidades en tiempo de calendario de las distintas estrategias construidas por criterios de rentabilidad pasada [C1, C2 y C3] y tamaño [T1, T2 y T3], así como de las estrategias de inversión cero resultantes de vender y comprar las carteras extremas. Los percentiles utilizados para construir las carteras son del 30 y del 70%. Períodos de formación y mantenimiento de 9 meses y 1 mes de separación entre ambos. Para realizar la clasificación por tamaño se toma la capitalización bursátil al inicio del mes de formación. Período 07/1983-12/2000. Entre corchetes se muestran los p-valores. Estimación por GMM.

Rentabilidades pasadas		Tamaño			
		T1	T2	T3	T3-T1
C1	$\bar{R}$	0.0232 (0.012)	0.0140 (0.031)	0.0155 (0.004)	-0.0078 (0.186)
	Tamaño	8704	34629	233780	225080 (0.000)
	Book-to-Market	1.9456	1.2480	1.3594	-0.5862 (0.004)
	$\alpha - Jensen$	0.0036 (0.519)	-0.0039 (0.229)	-0.0019 (0.418)	-0.0055 (0.304)
C2	$\bar{R}$	0.0226 (0.003)	0.0192 (0.001)	0.0187 (0.000)	-0.0039 (0.375)
	Tamaño	12091	48515	395510	383420 (0.000)
	Book-to-Market	1.3928	1.0638	1.1383	-0.2545 (0.000)
	$\alpha - Jensen$	0.0044 (0.283)	0.0023 (0.329)	0.0012 (0.356)	-0.0032 (0.433)
C3	$\bar{R}$	0.0245 (0.000)	0.0213 (0.000)	0.0175 (0.001)	-0.0069 (0.089)
	Tamaño	18574	60146	556310	537740 (0.000)
	Book-to-Market	1.1041	0.9484	1.1495	0.0454 (0.424)
	$\alpha - Jensen$	0.0062 (0.108)	0.0042 (0.174)	-0.0003 (0.918)	-0.0065 (0.089)
C3-C1	$\bar{R}$	0.0012 (0.798)	0.0073 (0.029)	0.0021 (0.647)	-0.0057 (0.374)
	Tamaño	9870 (0.000)	25516 (0.000)	322530 (0.000)	547610 (0.000)
	B-M	-0.8416 (0.000)	-0.2997 (0.000)	-0.2099 (0.035)	-0.7961 (0.000)
	$\alpha - Jensen$	0.0026 (0.574)	0.0081 (0.018)	0.0016 (0.725)	-0.0039 (0.522)

**TABLA A8**

**Carteras construidas por momentum y por la cobertura residual de analistas.**

Rentabilidad media [ $\bar{R}$ ], Tamaño, ratio Book-to-Market y cobertura de analistas, así como el Alfa de Jensen resultado de ajustar el CAPM a las rentabilidades en tiempo de calendario de las distintas estrategias construidas por criterios de rentabilidad pasada [C1, C2 y C3] y residuos resultantes de ajustar la cobertura de analistas por tamaño [Cob1, Cob2 y Cob3], así como de las estrategias de inversión cero resultantes de vender y comprar las carteras extremas. Los percentiles utilizados para construir las carteras son del 30 y del 70%. Períodos de formación y mantenimiento de 9 meses y 1 mes de separación entre ambos. Para realizar la clasificación por residuos de cobertura se toma el dato correspondiente al inicio del período de formación. Período 07/1989-12/2000. Entre corchetes se muestran los p-valor. Estimación por GMM.

Rentabilidades pasadas		Todos los títulos	Cobertura residual analistas			Cob-1Cob3
			Cob1	Cob2	Cob3	
	$\bar{R}$	0.0053 (0.514)	0.0070 (0.345)	0.0037 (0.619)	0.0090 (0.336)	0.0020 (0.667)
	Tamaño	89300	114840	126950	42423	-72421 (0.000)
C1	Book-to-Market	1.2324	1.0950	1.2383	1.2985	0.2035 (0.121)
	Cobertura	0.1316	-0.7557	0.2742	0.7119	1.4675 (0.000)
	$\alpha - Jensen$	-0.0066 (0.138)	-0.0040 (0.331)	-0.0081 (0.049)	-0.0036 (0.536)	0.0004 (0.938)
	$\bar{R}$	0.0084 (0.151)	0.0090 (0.076)	0.0100 (0.065)	0.0056 (0.450)	-0.0034 (0.330)
	Tamaño	192060	287910	216590	74917	-213000 (0.000)
C2	Book-to-Market	0.8995	0.8463	0.8967	0.9329	0.0866 (0.037)
	Cobertura	-0.0350	-0.8978	0.1873	0.6421	1.5398 (0.000)
	$\alpha - Jensen$	-0.0027 (0.235)	-0.0011 (0.630)	-0.0011 (0.558)	-0.0064 (0.075)	-0.0053 (0.056)
	$\bar{R}$	0.0113 (0.049)	0.0124 (0.018)	0.0117 (0.032)	0.0104 (0.193)	-0.0020 (0.674)
	Tamaño	280330	526310	270990	79526	-446790 (0.001)
C3	Book-to-Market	0.7312	0.7515	0.7650	0.7196	-0.0319 (0.600)
	Cobertura	-0.0711	-0.7919	0.1090	0.5337	1.3255 (0.000)
	$\alpha - Jensen$	0.0002 (0.915)	0.0020 (0.450)	0.0005 (0.773)	-0.0016 (0.675)	-0.0036 (0.373)
	$\bar{R}$	0.0060 (0.156)	0.0054 (0.216)	0.0080 (0.046)	0.0014 (0.783)	0.0034 (0.477)
	Tamaño	191030 (0.000)	411470 (0.001)	144050 (0.000)	37103 (0.000)	-35319 (0.052)
C3-C1	Book-to-Market	-0.5012 (0.000)	-0.3435 (0.000)	-0.4733 (0.000)	-0.5789 (0.000)	-0.3754 (0.000)
	Cobertura	-0.2027 (0.002)	-0.0362 (0.536)	-0.1653 (0.000)	-0.1782 (0.000)	1.2893 (0.000)
	$\alpha - Jensen$	0.0068 (0.089)	0.0060 (0.147)	0.0087 (0.028)	0.0020 (0.688)	0.0024 (0.602)