

ESTACIONALIDAD DIARIA DE LOS EFECTOS SOBRRERREACCIÓN Y MOMENTUM DEL MERCADO ESPAÑOL EN MOMENTOS DE STRESS

José Luis Miralles Marcelo
José Luis Miralles Quirós

RESUMEN

Este trabajo analiza el comportamiento en el corto plazo de las rentabilidades del principal índice bursátil español, bajo circunstancias de inestabilidad o stress, durante el período 1992-2003. La evidencia empírica obtenida muestra la existencia de un efecto momentum en las rentabilidades anormales acumuladas tras los shocks positivos. Así mismo, y de forma complementaria, fue analizada la influencia de las rentabilidades anormales y el efecto día de la semana sobre la rentabilidad y volatilidad condicional a partir de un modelo GARCH(1,1) encontrándose evidencias significativas del condicionamiento de ambos al día de la semana en que se producen tales rentabilidades anormales.

PALABRAS CLAVE: *Sobrerreacción, Efecto Momentum, Rentabilidades Anormales, GARCH, Efectos estacionales*

ABSTRACT

This work analyzes the behavior in the short term of the main Spanish stock-exchange index returns, under instability or stress circumstances, during the period 1992-2003. The empirical evidence shows us the existence of a momentum effect in the accumulated abnormal returns after the positive shocks, nevertheless the less homogenous behavior of the same ones after the negative shocks suggested the possibility that the day of the week in which the shock, positive or negative, took place influenced significantly in the later behavior of the returns as indeed were verified. Also, and of complementary form, it was analyzed the influence of the abnormal returns and the effect day of the week on the yield and conditional volatileness from a model GARCH(1,1) having been significant evidences of the agreement of both to the day of the week in which such abnormal returns take place.

KEY WORDS: Stress, Overreaction, Momentum Effect, Abnormal Returns, GARCH, Seasonality Effects.

1. INTRODUCCIÓN

La eficiencia de los mercados que según Fama [1965: 55-59] se traduce en un ajuste automático por parte de los participantes en los mercados ante la aparición de cualquier tipo de información que pudiera afectar al precio de los activos y las tres formas de eficiencia (débil, intermedia y fuerte) han sido objeto de un contraste constante desde diferentes puntos de vista con el objetivo, en la mayoría de los casos, de tratar de predecir el comportamiento de los mercados.

Uno de los estudios realizados en este sentido parte de la hipótesis de sobre-reacción de los mercados propuesta por DeBondt y Thaler [1985: 793-805], analizada con posterioridad por numerosos autores como Chopra et al. [1992: 235-268], Loughran y Ritter [1996: 1959-1970] o Dissanaiké [1997: 27-49], según la cual los inversores sobreponderan la información más actual, reaccionando con excesivo optimismo o pesimismo a ella, infraponderando la información pasada. La sobre-reacción de los mercados permitiría adoptar al inversor la denominada estrategia contraria que supone que los activos que tuvieron un comportamiento peor (mejor) en el pasado tendrán los mejores (peores) resultados en el futuro. De este modo la compra de los activos perdedores del pasado y la venta de los ganadores debería proporcionar rentabilidades anormales en el futuro.

Sin embargo otros autores como Jegadeesh y Titman [1993: 65-92] y Richards [1995: 631-654; 1997: 2129-2144] consideraron en sus estudios que los mercados financieros actuaban de la forma totalmente contraria. Según los mismos los activos o carteras ganadoras (perdedoras) del pasado continuarían siendo ganadoras (perdedoras) en el futuro por lo que el inversor debería adoptar la estrategia momentum consistente en comprar los activos ganadores y vender los perdedores.

Al análisis del comportamiento de los activos desde estos puntos de vista se le unieron otros muchos otros como el análisis de los efectos estacionales, el análisis de la volatilidad o ambos de forma conjunta de forma que surgieron trabajos como los de Barclay et al. [1990: 233-253], Peiró [1994: 227-232], Wang, Li y Erickson [1997: 2171-2186], Choudhry [2000: 235-242] o Kiyamaz y Berument [2003: 363-380] que analizaron, mediante diferentes modelos de volatilidad condicional autoregresiva, los efectos estacionales sobre diferentes mercados de valores.

El objetivo de este trabajo es analizar el comportamiento del mercado bursátil español mediante el estudio de la existencia de efectos sobre-reacción o momentum en el corto plazo tras un incremento o descenso significativo (shock) en la rentabilidad del principal índice bursátil español, el IBEX 35, incorporando, además, un análisis del efecto día sobre dichos efectos. Igualmente, como complemento al análisis inicial, se examina el efecto día de las rentabilidades anormales generadas tras los shocks sobre la rentabilidad y la volatilidad. De esta manera se pretende contribuir a la escasa literatura empírica existente sobre la materia relativa al mercado español, donde como trabajos principales se pueden destacar los de Alonso y Rubio [1990: 469-481] y Forner y Marhuenda [2003: 67-88] o el de Corredor y Santamaría [1996: 235-252].

El trabajo, donde se obtienen evidencias significativas de la influencia del día de la semana en que se producen los shocks con respecto a las rentabilidades anormales acumuladas posteriores así como de la mayor influencia en la volatilidad de las rentabilidades anormales generadas al inicio de la semana y menor al final, donde existe mayor información pública, está estructurado de la forma siguiente. En la Sección 2 se realiza una revisión bibliográfica de la evidencia empírica anterior. En la Sección 3 se describen los datos y la metodología empleada mientras que en la Sección 4 se muestran los resultados obtenidos. Las conclusiones del trabajo se presentan, finalmente, en la Sección 5.

2. REVISIÓN BIBLIOGRÁFICA

DeBondt y Thaler [1985: 793-805] fueron los primeros en proporcionar evidencias sugiriendo la existencia de sobrereacción en los mercados de valores. Comprobaron, utilizando datos del mercado estadounidense, que las carteras perdedoras (loser portfolios) durante un período de formación de tres años tenían un comportamiento mejor que las carteras ganadoras (winner portfolios) en el período de mantenimiento de tres años inmediatamente posterior. Las principales implicaciones de este trabajo son el hecho de que los inversores sobreponderan la información más actual, reaccionando con excesivo optimismo o pesimismo a ella, infraponderando la información pasada y la posibilidad de implementar una estrategia de trading, denominada “estrategia contraria”, basada en la compra de las anteriores carteras perdedoras y la venta de las ganadoras durante el período de mantenimiento posterior de tres años entrando en contradicción, de este modo, con los principios de la Hipótesis del Mercado Eficiente.

Fama y French [1988: 246-273] y Zarowin [1990: 113-126] consideraron que los efectos Tamaño y Enero podrían ayudar a explicar el efecto sobrereacción al igual que Clare y Thomas [1995: 961-973] que, centrando su estudio en el mercado británico, concluyeron en que podría ser explicado por el efecto tamaño en las pequeñas empresas (small size effect). No obstante DeBondt y Thaler [1987: 557-581], Chopra et al. [1992: 235-268], Albert y Henderson [1995: 60-80] y Dissanaiké [1997: 27-49], utilizando datos de los mercados estadounidenses y británico, consideraron que el efecto sobrereacción persistía aun después de ser ajustada la muestra de variables utilizadas por el tamaño.

Otras propuestas para tratar de explicar el efecto sobrereacción durante un plazo medio de tiempo, con períodos de mantenimiento que oscilan entre los 3 y 5 años al igual que los anteriores, fueron aquellas basadas en el control del riesgo y en la horquilla de precios de los títulos que conforman las carteras ganadoras y perdedoras.

Así Chan [1988: 147-164] y Ball y Kothari [1989: 51-74] comprobaron que la beta de los títulos que componen las carteras varía con el tiempo, lo que convierte en no significativamente diferente de cero a la diferencia entre sus rentabilidades, una vez que se estima el coeficiente beta en el período de mantenimiento, sin embargo DeBondt y Thaler [1987: 557-581] y Chopra et al. [1992: 235-268] demostraron que el efecto sobrereacción persistía una vez controlada la beta de los títulos.

Por otro lado Kaul y Nimalendran [1990: 67-94] y Conrad y Kaul [1993: 39-63] consideraron que los errores de medición de precios provocados por la horquilla de precios (bid-ask spread), unido a un reducido número de transacciones de los títulos, explicarían el efecto sobrereacción no obstante Loughran y Ritter [1996: 1959-1970], aplicando la metodología propuesta por Conrad y Kaul [1993: 39-63], concluyeron en la persistencia del mismo.

Los trabajos realizados sobre períodos de mantenimiento menores muestran también divergencias entre los resultados. Jegadeesh [1990: 881-898], Lehman [1990: 1-28] y Bowman e Iverson [1998: 475-491] tras realizar sus estudios sobre diferentes mercados concluyen con la existencia de un efecto sobrereacción en períodos muy cortos de tiempo (semanas o meses) sin embargo sus conclusiones son rebatidas por los trabajos de Lo y Mackinlay [1990: 157-206] y Jegadeesh y Titman [1991] que descartan la existencia de tal efecto en dichos períodos de tiempo.

El análisis de las reacciones de las carteras en períodos cortos de mantenimiento posteriores a los períodos de formación condujo inicialmente a Jegadeesh y Titman [1993: 65-92] y Richards [1995: 631-654; 1997: 2129-2144] a considerar la existencia del efecto momentum o infrarreacción consistente en seguir comprando los títulos con mejor rendimiento, vendiendo los de peor, durante un período no superior a 12 meses ya que, como

comprobaron, durante ese período las carteras ganadoras continúan teniendo un comportamiento mejor que las carteras perdedoras. Resultados similares fueron los alcanzados por Asness [1997: 29-36], Rouwenhorst [1998: 267-284] y Grundy y Martin [2001: 29-78] entre otros.

Conrad y Kaul (1998) consideran, sin embargo, que esta reacción puede ser explicada por la variabilidad en las rentabilidades esperadas¹³² mientras que Asness [1997: 29-36], Lee y Swaminathan [2000: 2017-2069] y Hong, Lim y Stein [2000: 265-295] consideran que la razón de este comportamiento esté basada en el valor del ratio Precio-Valor Contable y en el volumen de negociación entre otros aspectos.

En otro orden Bremer y Sweeney [1991: 747-754], tomando como base los trabajos de Howe [1986: 74-77], Brown y Harlow [1988: 6-13] y Dann et al. [1977: 2-33], comprobaron que los descensos significativos en la rentabilidad de un título, identificados como tales los descensos en más de un 10% en la rentabilidad de un activo con respecto a su valor anterior, y que son también denominados shocks o períodos de stress, tienden a estar seguidos por un rebote positivo que se prolonga durante dos días de forma que esa lenta recuperación es, a su juicio, inconsistente con la teoría de que el mercado refleja rápidamente toda la información relevante en el mismo.

Posteriormente Cox y Peterson [1994: 255-267], siguiendo la misma línea que los anteriores, centraron su trabajo en explicar el comportamiento de las rentabilidades de un conjunto de activos pertenecientes al mercado estadounidense¹³³, prestando especial atención al papel en dicha rentabilidad de la horquilla de precios y la liquidez del mercado, durante las tres sesiones siguientes a la existencia de un shock negativo. Los resultados obtenidos prueban la existencia de un efecto momentum reflejado con mayor claridad en las empresas pequeñas que en las grandes¹³⁴. A la vez, según Cox y Peterson [1994: 255-267], la posibilidad de establecer una estrategia de trading rentable, factible en los primeros años aprovechando las diferencias en la horquilla de precios, disminuye en la medida en que aumenta la liquidez de los mercados.

En este mismo sentido Cheng y White [2003: 383-411] consideran como probado en su estudio el hecho de que el comportamiento de los inversores y la eficiencia de los mercados de valores se ven afectadas por las diferentes condiciones de inestabilidad a las que se ven sometidas¹³⁵.

Lasfer et al. [2003: 1959-1977] analizaron, finalmente, el comportamiento bajo condiciones de stress de un conjunto de 39 índices bursátiles, correspondientes tanto a mercados desarrollados como no desarrollados, durante un corto plazo de tiempo. Sus resultados muestran, al igual que los alcanzados por Cox y Peterson [1994: 255-267], la existencia de un efecto momentum en el corto plazo tanto para los shocks positivos como negativos. Adicionalmente observaron como las magnitudes de los shocks y, consecuentemente, las rentabilidades anormales posteriores a los mismos, son mayores en los mercados emergentes así como la inexistencia de efectos estacionales (efecto mes) en las rentabilidades anormales acumuladas de los mercados analizados.

Ese mismo análisis de los efectos estacionales, unido a la necesidad por parte de los investigadores de conocer mejor el comportamiento de los mercados y su reacción ante las situaciones de inestabilidad, impulsó, desde un punto de vista diferente al anterior, la utilización de los modelos GARCH desarrollados por Bollerslev [1986: 301-327] y Taylor [1986] para tratar de definir los patrones de comportamiento de las diferentes series de datos.

¹³² *Cross sectional variability in expected returns* en inglés.

¹³³ Más concretamente los índices NASDAQ, AMEX y NYSE.

¹³⁴ Posteriormente Kiyamaz [2002: 469-474] llegó a las mismas conclusiones con ocasión del estudio que realizó para el mercado turco.

¹³⁵ Para su trabajo tomaron como referencia las condiciones de stress en el mercado de derivados de Hong Kong a raíz de la crisis en dicho mercado asiático y la caída del índice estadounidense *Dow Jones Industrial Average* de finales de Octubre de 1997.

Tomando como referencia fundamental dicha metodología French y Roll [1986: 5-26], Barclay et al. [1990: 233-253] y Foster y Viswanathan [1990: 593-624] consideraron que la varianza de las rentabilidades de los activos debería ser mayor los Lunes dado que ese día es el que mayor ventaja informativa tiene el inversor. Consecuentemente durante la semana, en la medida en que se tornase pública toda la información disponible, la varianza debería disminuir hasta alcanzar, según su criterio, los menores niveles en la sesión de los Viernes.

Peiró [1994: 227-232] corroboró los resultados de los tres trabajos anteriores comprobando la existencia de un Efecto Lunes en la rentabilidad de los mercados estadounidenses, conclusión que fue posteriormente confirmada por Wang, Li y Erickson [1997: 2171-2186]. Estos, a su vez, mostraron evidencias de que el Efecto Lunes se producía durante las dos últimas semanas de cada mes.

Más recientemente Choudhry [2000: 235-242] analizó el efecto día de la semana en siete mercados emergentes asiáticos obteniendo como resultado la significativa presencia de los mismos tanto en rentabilidades como en volatilidades. El comportamiento de los mercados que forman parte del estudio dista de ser homogéneo pudiendo ser debido, a su juicio, por las diferentes influencias en cada uno de ellos del mercado japonés, principal mercado económico y bursátil de la región.

Berument y Kiymaz [2001: 181-193], por su parte, utilizaron datos del índice SP500 para mostrar las diferencias en la volatilidad de los mercados durante la semana y resaltar la alta volatilidad observada los viernes. Finalmente Kiymaz y Berument [2003: 363-380] analizaron nuevamente el efecto día de la semana, esta vez sobre los índices TSE canadiense, DAX alemán, NIKKEI 225 japonés, FT-100 británico y NYSE estadounidense, obteniendo como resultado evidencias de un comportamiento heterogéneo en los mismos tanto en rentabilidad como en volatilidad y la existencia, en todos los índices, de algún efecto día.

En cuanto al trabajo empírico sobre los efectos sobre reacción y momentum realizado con referencia al mercado español no existe una bibliografía amplia siendo la principal referencia el trabajo realizado por Alonso y Rubio [1990: 469-481] donde se comprueba la existencia del efecto sobre reacción en el mercado español y la rentabilidad de la aplicación de la estrategia contraria. Los resultados positivos de ese trabajo fueron posteriormente corroborados por los de Martínez y Arruabarrena [1995: 8-16] y Forner y Marhuenda [2003: 67-88] comprobando estos últimos, además, la existencia de efecto momentum en el corto plazo al igual que un trabajo anterior de Rouwenhorst [1998: 267-284]. Mientras tanto, en los trabajos que se refieren al análisis de los efectos estacionales sobre el mercado de valores español podrían ser destacados los estudios de Peña [1995: 419-423] y Corredor y Santamaría [1996: 235-252].

3. BASE DE DATOS Y METODOLOGÍA

El objetivo de analizar el comportamiento del mercado bursátil español a corto plazo en períodos de inestabilidad determinó la utilización de las rentabilidades diarias del índice IBEX 35, correspondientes al período que abarca desde el 14 de Enero de 1992 hasta el 31 de Diciembre de 2003 lo que conforma un total de 3037 observaciones, calculadas éstas como la diferencia entre los logaritmos naturales multiplicada por 100 de los valores de cierre de dos sesiones consecutivas de dicho índice.

Una vez determinadas las rentabilidades existen diferentes criterios para definir un shock, positivo o negativo, en las mismas. Howe [1986: 74-77] identificó como shocks negativos las diferencias negativas de más del 50%

sobre los residuos del modelo de regresión, obtenido a partir de datos semanales. Brown y Harlow [1988: 6-13] utilizaron los datos de rentabilidad mensuales de diferentes activos para definir los shocks negativos como aquellos que tuviesen una diferencia negativa del 20% y del 60% con respecto al índice de mercado identificando Brown et al. [1988: 355-386], finalmente, como tales las diferencias negativas mayores del 2,5% entre los residuos de las regresiones del modelo de mercado obtenidas a partir de la utilización de datos diarios.

Otras posibilidades distintas a la utilización de los residuos pasan por la utilización de las diferencias entre rentabilidades como propusieron Bremer y Sweeney [1991: 747-754] para identificar los shocks negativos de forma que consideran dentro de este conjunto a todas aquellas rentabilidades con una diferencia negativa superior al 10% con respecto a las rentabilidad de la sesión anterior.

Patel y Sakar [1998: 50-61] definieron los shocks negativos en los mercados desarrollados como aquellas rentabilidades donde se produjesen unos descensos superiores al 20% ampliándolo hasta el 35% para los mercados emergentes.

Sin embargo uno de los estudios más completos es el realizado por Cheng y White [2003: 383-411] en el que se definen hasta cuatro criterios para identificar los shocks. El primero de los criterios propuestos identifica como shocks aquellas rentabilidades absolutas diarias superiores o iguales al 2%, ampliándose en un segundo criterio a aquellas con rentabilidades absolutas diarias superiores al 3%. En tercer lugar define como shocks aquellas sesiones en las que la volatilidad intradía está por encima de la volatilidad intradiaria media del período analizado mientras que, como último criterio, identifica aquellas sesiones en las que la volatilidad intradiaria excede a la volatilidad intradiaria media más su desviación típica.

En este trabajo, sin embargo, se ha seguido el criterio utilizado por Lasfer et al. [2003: 1959-1977] por el que los shocks son definidos como aquellas sesiones donde su rentabilidad se sitúa dos desviaciones típicas por encima (shock positivo), o por debajo (shock negativo), de la rentabilidad media de 50 sesiones anteriores dejando un margen de 10 sesiones anteriores a la sesión en cuestión. Además, con el fin de evitar cualquier tipo de publicidad entre los shocks se eliminaron, siguiendo el criterio definido por Lasfer et al. [2003: 1959-1977], todos los shocks existentes en las diez sesiones siguientes a la aparición de un shock.

Una vez especificados los shocks las Rentabilidades Anormales, AR136, fueron calculadas como la diferencia entre la rentabilidad de cada sesión, R_t , y la rentabilidad media de 50 sesiones calculada anteriormente, $E(R_t)$, [1]

$$AR = R_t - E(R_t) \quad [1]$$

siendo, a continuación, calculadas las Rentabilidades Anormales Acumuladas, CAR137, como la suma de las rentabilidades anormales durante las sesiones siguientes al shock.

Tras el análisis de los resultados de la metodología anterior, y comprobar la existencia o no de los efectos sobreacción o momentum de los shocks positivos y negativos en el corto plazo, nuestro estudio es completado con el análisis de la hipótesis de existencia del efecto día de la semana en la rentabilidad y volatilidad del mercado español asociada a la existencia de shocks positivos o negativos siendo utilizado para ello el modelo de volatilidad condicional autorregresiva heterocedástica, GARCH(p,q), desarrollado por Bollerslev [1986: 301-327] y Taylor [1986].

En el caso de nuestro estudio el modelo GARCH(p,q) utilizado para analizar el efecto día de la semana es el siguiente [2]:

¹³⁶ Siglas de dicho término en inglés *Abnormal Return*

¹³⁷ Siglas del término en inglés, *Cumulative Abnormal Returns*.

$$R_t = \sum_{k=1}^n \varphi_k R_{t-k} + \sum_{i=1}^5 \delta_i AR_t D_{it} + \varepsilon_t \quad [2]$$

$$h_t^2 = \alpha_0 + \sum_{j=1}^p \beta_j h_{t-j}^2 + \sum_{j=1}^q \alpha_j \varepsilon_{t-j}^2 + \sum_{i=1}^5 \gamma_i AR_t D_{it}$$

donde R_t representa la rentabilidad del índice IBEX 35 que es considerado linealmente relacionada con la propia rentabilidad retardada k veces y la rentabilidad anormal, AR_t , condicionada por su aparición durante cada uno de los días de la semana mediante la dummy, D_{it} , la cual, para un valor de $i=1$, toma el valor de 1 si el día es un Lunes y 0 en el resto de los casos; si $i=2$ la variable pasa a tomar el valor de 1 si el día es un Martes y 0 en los casos contrarios y, así, sucesivamente representando, en este caso el coeficiente δ_i el tamaño y la dirección del efecto en cada día de la semana al igual que los coeficientes γ_i en el modelo de volatilidad.

4. RESULTADOS EMPÍRICOS

La Tabla 1 muestra un resumen de los valores estadísticos referentes a los shocks, tanto positivos como negativos, sucedidos durante el período completo de estudio (Enero 1992- Diciembre 2003) en el mercado bursátil español.

En primer lugar se puede comprobar como el tamaño medio de los shocks negativos (-3,12%) es superior al de los shocks positivos (2,88%) siendo igualmente mayor el número de shocks negativos que positivos del total de 116 shocks producidos durante el período completo (59 negativos frente a 57 positivos). Adicionalmente se puede observar como la rentabilidad media del día del shock es superior para los shocks negativos (-3,08%) que para los positivos (2,89%) resultando, sin embargo, superiores los valores de la rentabilidad media el día anterior y el día siguiente al shock en los shocks positivos que en los negativos lo que indica, a nuestro juicio, que el shock negativo se produce normalmente tras movimientos precedentes más estables que en el caso de los shocks positivos siendo, además, sus consecuencias posteriores más tranquilas.

Otro resultado que se debe resaltar en relación a los datos que aparecen en la Tabla 1 hace referencia a la estabilidad del mercado bursátil español como consecuencia de la existencia de tan solo 116 shocks sobre un total de 3037 observaciones, lo que equivale a un 3,81% del total, en línea con los resultados obtenidos por Lasfer et al. [2003: 1959-1977] para el conjunto de mercados desarrollados que conformaban su estudio (entre los que incluyeron al mercado español).

Tabla 1: Rentabilidades Anormales y Acumuladas

| | Shock Positivo | Shock Negativo | | Shock Positivo | Shock Negativo |
|-------------------------------|--------------------------------|--------------------------------|------------------------------|--------------------------------|-------------------------------|
| R. media día anterior | -0,438465728 | -0,108181163 | Media AR | 2,885660343 | -3,129808131 |
| R. media día shock | 2,890661517 | -3,087681428 | Máxima AR | 5,975461472 | -7,550919699 |
| R. media día posterior | 0,379930992 | -0,254407258 | Mínima AR | 1,316667062 | -1,206168407 |
| | CAR1 | CAR2 | CAR3 | CAR4 | CAR5 |
| Shocks Positivos (57) | 0,360217483* (1,821517778) | 0,534398909** (2,581521403) | 0,7676211** (3,656917232) | 0,477786795** (1,996936681) | 0,450765884* (1,869726878) |
| Shocks Negativos (59) | -0,294943559 (-1,250439925) | -0,264390997 (-1,082888799) | -0,038482798 (-0,1668404) | 0,053517175 (0,252439376) | 0,048487103 (0,241091171) |

Los valores entre paréntesis muestran el valor del estadístico t.* Significativo al 5%** Significativo al 1%

La segunda parte de la Tabla 1 muestra un resumen de los valores de las rentabilidades anormales acumuladas durante los 5 días siguientes al shock. Como se puede comprobar en la Tabla 1 los shocks positivos, que resultan todos significativos, están seguidos por rentabilidades anormales acumuladas positivas durante los cinco días siguientes al shock evidenciando, pues, la existencia de un efecto momentum a corto plazo en el mercado bursátil español en línea con las conclusiones alcanzadas, entre otros, por Bowman e Iverson [1998: 475-491], Rouwenhorst [1998: 267-284], Lasfer et al. [2003: 1959-1977] y Forner y Marhuenda [2003: 67-88] en sus respectivos trabajos.

Las rentabilidades asociadas a los shocks negativos presentan, en cambio, un comportamiento menos homogéneo dado que dicho shock está seguido, confirmando el efecto momentum en el corto plazo, por una reacción negativa de los mercados que, sin embargo, se torna positiva durante el cuarto y quinto día. En todos los casos expuestos en esta tabla las rentabilidades anormales acumuladas resultantes tras los shocks son menores en los shocks negativos, -0,29% en el primer día ó 0,04% durante los 5 días siguientes, que en los positivos 0,36% y 0,45% respectivamente.

El comportamiento heterogéneo de las rentabilidades anormales acumuladas conduce a pensar en la posibilidad de que dicho comportamiento estuviese condicionado por el hecho de que los shocks se produzcan en uno u otro día de la semana por lo que el conjunto de shocks fue analizado teniendo en cuenta dicha circunstancia con los resultados que aparecen en la Tabla 2.

Los resultados mostrados en la tabla muestran varias características singulares que se han de destacar. En primer lugar el efecto momentum sólo se cumple en los shocks positivos cuando éstos suceden los Martes (la CAR1 toma un valor de 0,30% y la CAR5 de 1,91%) y Miércoles (0,69% y 0,70% respectivamente) y, en menor medida los Jueves dado que, en este caso, la rentabilidad toma valores negativos los días séptimo y octavo. Los Lunes y Viernes en cambio se puede señalar la existencia de un efecto sobre-reacción tras los shocks positivos

FINANCE MANAGEMENT CHALLENGES

dado que las rentabilidades anormales acumuladas en ambos días son de signo negativo durante los días siguientes al shock.

El comportamiento tras los shocks negativos es, si cabe, aun más heterogéneo dado que sólo las rentabilidades anormales acumuladas de los Lunes y Martes presentan un comportamiento definido resultando de ellas un efecto momentum en el primero de los casos (CAR1 de $-0,72\%$ y CAR5 de $-1-25\%$) y efecto sobre-reacción en el segundo a pesar de que la rentabilidad del día siguiente al shock sea negativa (CAR 1 de $-0,19\%$ y CAR5 de $1,18\%$).

En el resto de los casos, sin embargo, no se puede definir un comportamiento dado que se suceden las rentabilidades positivas y negativas en los mismos durante los días posteriores a los impactos.

Tabla 2. CAR en función de los días de la semana

| | | LUNES | MARTES | MIÉRCOLES | JUEVES | VIERNES | |
|-----------------------|----------------------|---------------|---------------|------------------|---------------|----------------|----------|
| Shock Positivo | Observaciones | 10 | 12 | 14 | 11 | 9 | |
| | | 2,96141 | 2,52579 | 3,38379 | 2,71192 | 2,65453 | |
| | Shock medio | | | | | | |
| | | Media | 0,31726 | 0,30048 | 0,69167 | 0,50236 | -0,20175 |
| | CAR1 | Máximo | 6,85953 | 1,67741 | 4,13414 | 2,74722 | 1,00632 |
| | | Mínimo | -2,79739 | -1,99727 | -0,91345 | -0,97231 | -1,65598 |
| | | Media | 0,16627 | 1,59494 | 1,15918 | 0,57021 | -0,03513 |
| | CAR3 | Máximo | 7,54676 | 4,76199 | 7,37160 | 3,71051 | 3,91320 |
| | | Mínimo | -4,27809 | -0,99551 | -2,51853 | -1,97484 | -4,88268 |
| | | Media | -1,00610 | 1,91539 | 0,70201 | 0,62242 | -0,48397 |
| CAR5 | Máximo | 9,96307 | 5,26330 | 7,82578 | 5,37072 | 4,06277 | |
| | Mínimo | -12,6427 | -1,70960 | -4,36509 | -3,11427 | -8,91914 | |
| <hr/> | | | | | | | |
| Shock Negativo | | LUNES | MARTES | MIÉRCOLES | JUEVES | VIERNES | |
| | Observaciones | 11 | 16 | 6 | 9 | 17 | |
| | | -3,10693 | -3,05982 | -3,73837 | -3,16441 | -2,97736 | |
| Shock medio | | | | | | | |
| | Media | -0,72456 | -0,19756 | 0,34061 | -0,59293 | -0,17515 | |
| CAR1 | Máximo | 1,70106 | 2,20619 | 1,67795 | 0,80185 | 2,10699 | |
| | Mínimo | -3,44399 | -5,97747 | -2,20568 | -1,92394 | -4,33203 | |

CITIES IN COMPETITION

| | | | | | | |
|-------------|---------------|----------|----------|----------|----------|----------|
| | Media | -1,49222 | 0,95659 | -0,27858 | 0,37377 | -0,16788 |
| CAR3 | Máximo | 1,83098 | 6,71958 | 1,51878 | 5,96119 | 3,08621 |
| | Mínimo | -4,48512 | -9,58086 | -2,09911 | -2,37147 | -3,91010 |
| | Media | -1,25532 | 1,18836 | -0,57149 | 0,08518 | 0,01868 |
| CAR5 | Máximo | 3,69200 | 6,30879 | 3,83104 | 6,80191 | 4,69198 |
| | Mínimo | -4,90619 | -7,20199 | -4,73496 | -3,44134 | -3,73118 |

Unido al hecho de que el comportamiento de las rentabilidades anormales sea diferente en función del día de shock cabe destacar la singularidad de que las reacciones más importantes ante los diferentes impulsos se concentran en los shocks que se producen los dos primeros días de la semana donde, según los trabajos de French y Roll [1986: 5-26] y Foster y Viswanathan [1990: 593-624], se produce el mayor valor de la varianza de las rentabilidades a lo largo de la semana. El resto de los días, sin embargo, el nivel de reacción es menor como se ve reflejado en los menores valores de las rentabilidades anormales acumuladas.

Finalmente, de acuerdo con los resultados alcanzados por Lasfer et al. [2003: 1959-1977], las rentabilidades anormales acumuladas son mayores conforme se alejan en el tiempo del shock.

Una vez comprobado el comportamiento diferente de las rentabilidades anormales en función del día de la semana en que se producen el siguiente paso en nuestro estudio será analizar el efecto conjunto de las rentabilidades anormales, positivas o negativas, y el día de la semana sobre la rentabilidad del índice IBEX 35 a partir de las ecuaciones de rentabilidad y volatilidad del modelo de volatilidad condicional GARCH(1,1)138.

Los resultados del análisis, expuestos en la Tabla 3, muestran como la influencia de los shocks sobre la rentabilidad es diferente en función del signo de dichos shocks de tal forma que, en el caso de los shocks positivos, los coeficientes son todos positivos y estadísticamente significativos siendo el mayor de ellos, y por tanto aquel que ejerce una mayor influencia sobre la rentabilidad del índice, el que corresponde al Martes (1,0594), seguido del Lunes (1,0403) y el Miércoles (1,0215). Los resultados obtenidos referentes a estos coeficientes contradicen la teoría tradicional de French [1980: 55-69] o Lakonishok y Levi [1982: 883-889] que consideran característico del efecto Lunes la negatividad de su coeficiente para situarse, por el contrario, en la línea de Peiró [1994: 227-232] que obtuvo valores positivos para el coeficiente asociado al Lunes en el mercado norteamericano.

Por lo que se refiere a los shocks negativos los coeficientes de la ecuación de rentabilidad tienen un valor menor que los correspondientes a los shocks positivos siendo, no obstante, el mayor de ellos el que corresponde al Miércoles (0,9913) seguido del Viernes (0,9793) sin embargo, al contrario que los asociados a los shocks positivos, resultan todos no significativos estadísticamente por lo que no se puede hablar de ningún tipo de efecto día sobre la rentabilidad referente a los shocks negativos.

En cuanto a las ecuaciones de volatilidad señalar, en primer lugar, que los coeficientes ARCH (α_1) y GARCH (β_1) resultan en ambos casos positivos y significativos. Su suma, determinante de la persistencia y menor que

¹³⁸ Complementariamente se realizaron varias pruebas para escoger el número de retardos tanto para el coeficiente ARCH como para el GARCH así como con otros modelos de volatilidad (EGARCH y TGARCH) resultando la mejor combinación, en función del contraste de máxima verosimilitud, el modelo GARCH (1,1).

uno en los dos casos, resulta mayor en la ecuación referente a los shocks negativos (0,9862) que en los positivos (0,6075) lo que indica que la influencia es mayor en los shocks positivos que en los negativos. De este modo atendiendo al concepto de vida media utilizado, entre otros, por Booth *et al.* [1997: 811-823] el número de sesiones que tarda un shock en reducir su impacto a la mitad sería de 49,88 sesiones en el caso de las rentabilidades anormales producidas por los shocks negativos mientras que disminuiría notablemente hasta las 1,39 sesiones en el caso de los shocks positivos.

Este menor valor relativo a la persistencia tiene su contraste con los valores de los coeficientes de las rentabilidades anormales asociados a las variables dummies representativas de cada día de la semana dentro de la ecuación de volatilidad de los respectivos modelos GARCH(1,1). Como se puede comprobar los valores relativos a la ecuación sobre las rentabilidades anormales positivas, donde el valor asociado al Viernes es el mayor (-0,8613) y el del Miércoles el menor (-0,4995), resultan mayores en valor absoluto que aquellos obtenidos a partir de las rentabilidades anormales negativas donde los valores de -0,3863 del Lunes y -0,1061 del Jueves son, respectivamente, el mayor y menor coeficiente asociado a las rentabilidades en la ecuación de volatilidad. Este hecho junto al valor de la persistencia indica, a nuestro juicio, que la influencia de los shocks positivos a muy corto plazo es mayor que la de los shocks negativos pero éstos, en cambio, se prolongan más en el tiempo dado el clima de inestabilidad que generan en el entorno alcista del mercado bursátil español predominante en la mayor parte del período que abarca nuestro estudio.

El análisis de los coeficientes de las variables dummies, donde todos son negativos y significativos salvo el asociado al Jueves en los dos casos, nos muestra como los días extremos de la semana bursátil son los más relevantes especialmente en el caso de la ecuación de la volatilidad asociada a los shocks positivos. En ella, cumpliendo el criterio definido por French y Roll [1986: 5-26], Barclay *et al.* [1990: 233-253] y Foster y Viswanathan [1990: 593-624], el valor de la varianza de la rentabilidad de los Lunes, trasladado en este caso a su coeficiente de volatilidad, es mayor que el de los Viernes dada la aparición de mayor información pública durante la semana. En ambos casos, como en el resto de los coeficientes, el valor negativo de los mismos indica su contribución a la reducción de la volatilidad que se produce de forma más lenta cuando se produce un shock negativo dado el menor valor de sus coeficientes.

Finalmente, en orden a analizar la validez del modelo empleado en nuestro trabajo se muestran en la Tabla 4 los resultados de los estadísticos de asimetría, apuntamiento y el estadístico Q de Ljung-Box para analizar la autocorrelación, siguiendo la metodología empleada por Choudhry [2000: 235-242], para los residuos no estandarizados (ε_t), los residuos estandarizados ($\varepsilon_t/h_t^{1/2}$) y el cuadrado de los residuos estandarizados (ε^2/h_t), pudiéndose comprobar que las dos series, shocks positivos y shocks negativos, se encuentran libres de autocorrelación además de cumplirse el criterio de Hsieh [1989: 307-317], acerca de la correcta especificación de la varianza condicional, de que el coeficiente de apuntamiento o kurtosis en los residuos estandarizados no debe ser mayor que el correspondiente para los residuos no estandarizados (4,7487 frente a 5,5085 en el caso de los residuos asociados al modelo GARCH(1,1) con rentabilidades anormales positivas y 3,7474 frente a 5,0263 en el modelo de las rentabilidades anormales negativas).

Tabla 3: Modelo GARCH(1,1)-Efecto día de la Semana

| Efecto Día de la Semana con Rentabilidades Anormales Positivas (ARP) | | | | | | | |
|-----------------------------------------------------------------------------|------------|------------|------------|------------|------------|------------|------------|
| Rentabilidad | | | | | | | |
| Coefficientes | α_1 | α_1 | α_2 | α_2 | α_2 | α_2 | |
| | 0,0503* | 1,0403** | 1,0594** | 1,0215** | 0,9804** | 1,0015** | |
| | (-0,027) | (0,1087) | (0,2824) | (0,1425) | (0,0429) | (0,4294) | |
| Volatilidad | | | | | | | |
| Coefficientes | β | α_1 | α_1 | α_1 | α_2 | α_2 | α_2 |
| | 1,3170** | 0,0996** | 0,5079** | -0,8233** | -0,7715** | -0,4995** | -0,5453 |
| | (0,2746) | (0,0238) | (0,0991) | (0,1879) | (0,0619) | (0,1408) | (0,3813) |
| Efecto Día de la Semana con Rentabilidades Anormales Negativas (ARN) | | | | | | | |
| Rentabilidad | | | | | | | |
| Coefficientes | α_1 | α_1 | α_2 | α_2 | α_2 | α_2 | |
| | 0,0601** | 0,9651 | 0,9575 | 0,9913 | 0,9598 | 0,9793 | |
| | (0,0178) | (1,0941) | (0,8033) | (2,0197) | (0,6834) | (1,0696) | |
| Volatilidad | | | | | | | |
| Coefficientes | β | α_1 | α_1 | α_1 | α_2 | α_2 | α_2 |
| | 0,0097** | 0,0471** | 0,9391** | -0,3863** | -0,2365** | -0,2383** | -0,1061 |
| | (0,0029) | (0,0055) | (0,0061) | (0,0915) | (0,0696) | (0,0994) | (0,0840) |

Los valores entre paréntesis muestran el valor del estadístico t.

* Significativo al 5%

** Significativo al 1%

Tabla 4: Análisis de Residuos

| | | ε_t | $\varepsilon_t/h_t^{1/2}$ | ε_t^2/h_t |
|---------------------------|-----------------|-----------------|---------------------------|-----------------------|
| Residuos GARCH ARP | Skewness | -0,2632 | -0,2253 | 5,4412 |
| | Kurtosis | 5,5085 | 4,7487 | 48,1358 |
| | Q(5) | 7,4147 | 7,1071 | 309,03* |
| Residuos GARCH ARN | Skewness | 0,1852 | 0,1801 | 7,6326 |
| | Kurtosis | 5,0263 | 3,7474 | 137,87 |
| | Q(5) | 11,022 | 3,6018 | 4,0342 |

5. CONCLUSIONES

El objetivo y aportación principal a la literatura financiera existente de este trabajo, donde se han analizado los efectos sobre reacción y momentum como consecuencia de cambios de cotización significativos en el corto plazo del principal índice de referencia del mercado bursátil español, ha sido estudiar el efecto día de la semana en la reacción del mercado tras los shocks positivos y negativos y la influencia de las rentabilidades anormales asociada a los días de la semana en la rentabilidad y volatilidad del índice.

El análisis de los resultados de las rentabilidades anormales acumuladas tras los shocks positivos muestra la existencia de un claro efecto momentum en línea con los resultados alcanzados, entre otros, por Lasfer et al. [2003: 1959-1977] y Forner y Marhuenda [2003: 67-88]. Sin embargo el comportamiento menos homogéneo de las rentabilidades anormales acumuladas tras los shocks negativos sugería la posibilidad de que el día de la semana en que el shock, tanto positivo como negativo, tuviera lugar influyese significativamente en el comportamiento posterior de las rentabilidades.

Como se pudo comprobar el comportamiento de las rentabilidades anormales acumuladas difiere, efectivamente, de forma significativa en función del día. De este modo los shocks positivos producidos los días que marcan el principio y final de la semana están acompañados de un efecto sobre reacción y, por tanto, por la posibilidad por parte de los inversores de emplear la estrategia contraria para maximizar sus inversiones, sin embargo la estrategia correcta a seguir los días centrales sería la del momentum dado el efecto infrareacción que sufren las rentabilidades acumuladas dichos días. Ambos efectos momentum y sobre reacción se dan en las rentabilidades anormales producidas a partir de shocks que tienen lugar los Lunes y Martes respectivamente manteniéndose, sin embargo, el comportamiento heterogéneo inicial para el resto de días.

Como complemento al análisis del desigual comportamiento de las rentabilidades anormales obtenidas en función de los shocks y los días que éstos son generados fue analizada la influencia de éstos sobre la rentabilidad y volatilidad condicional a partir de un modelo GARCH(1,1).

Los resultados del análisis, totalmente innovador ya que no existen evidencias empíricas que analicen el efecto día de la semana sobre un modelo GARCH (1,1) que combine como variables independientes las rentabilidades anormales y los días de la semana, muestran como la rentabilidad asociada a los shocks negativos produce unos efectos menores en el corto plazo más inmediato que la que está asociada a los shocks positivos pero sin embargo su influencia se prolonga más en el tiempo. Además se confirman los resultados obtenidos por French y

Roll [1986: 5-26], Barclay *et al.* [1990: 233-253] y Foster y Viswanathan [1990: 593-624] que consideraban mayor el valor de la varianza de la rentabilidad de los Lunes, trasladado en este caso a su coeficiente de volatilidad, que el de los Viernes, dada la aparición de mayor información pública durante la semana.

Los resultados obtenidos en este trabajo demuestran, como conclusión final, que los efectos sobre-reacción y momentum y, por extensión, el comportamiento de la rentabilidad y volatilidad del principal índice del mercado español como consecuencia de los shocks producidos en el mismo están condicionados por el día de la semana en el que se producen.

BIBLIOGRAFÍA

- ALBERT, R.L. y G.V. HENDERSON [1995]: "Firm size, overreaction, and return reversals", *Quarterly Journal of Business and Economics*, 34: 60-80.
- ALONSO, A. y G. RUBIO [1990]: "Overreaction in the Spanish Equity Market", *Journal of Banking and Finance*, 14: 469-481.
- ASNESS, C. [1997]: "The Interaction of Value and Momentum Strategies", *Financial Analyst Journal*, 53: 29-36.
- BALL, R. y S.P. KOTHARI [1989]: "Nonstationary Expected Returns: Implications for Tests of Market Efficiency and Serial Correlations in Returns", *Journal of Financial Economics*, 25: 51-74.
- BARCLAY, M., R. LITZENBERGER y J. WARNER [1990]: "Private Information, Trading Volume and Stock Returns Variances", *Review of Financial Studies*, 3: 233-253.
- BERUMENT, H. y H. KIYMAZ [2001]: "The Day of the Week Effect on Stock Market Volatility", *Journal of Economics and Finance*, 25: 181-193.
- BOLLERSLEV, T. [1986]: "Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity", *Journal of Econometrics*, 31: 301-327.
- BOOTH, G.G., T. MARTIKAINEN y Y. TSE [1997]: "Price and Volatility Spillovers in Scandinavian Stock Markets", *Journal of Business Finance and Accounting*, 21: 811-823.
- BOWMAN, R.G. y D. IVERSON [1998]: "Short-run Overreaction in the New Zealand Stock Market", *Pacific-Basin Finance Journal*, 6: 475-491.
- BREMER, M.A. y R.J. SWEENEY [1991]: "The Reversal of Large Stock-Price Decreases", *Journal of Finance*, 46: 747-754.
- BROWN, K.C. y W.V. HARLOW [1988]: "Market Overreaction: Magnitude and Intensity", *Journal of Portfolio Management*, 14: 6-13.
- y S.M. TINIC [1988]: "Risk Aversion, Uncertain Information, and Market Efficiency", *Journal of Financial Economics*, 22: 355-386.
- CHAN, K.C. [1988]: "On the Contrarian Investment Strategy", *Journal of Business*, 61: 147-164.
- CHENG, L. y J. WHITE [2003]: "Measuring Pricing Inefficiencies Under Stressful Market Conditions", *Journal of Business Finance and Accounting*, 30: 383-411.
- CHOPRA, N., J. LAKONISHOK y J.R. RITTER [1992]: "Measuring Abnormal Performance: Do Stocks Overreact?", *Journal of Financial Economics*, 31: 235-268.
- CHOUHRY, T. [2000]: "Day of the Week Effect in Emerging Asian Stock Markets: Evidence from the GARCH Model", *Applied Financial Economics*, 10: 235-242.
- CLARE, A. y S. THOMAS [1995]: "The Overreaction Hypothesis and the UK Stockmarket", *Journal of Business Finance and Accounting*, 22: 961-973.
- CONRAD, J. y G. KAUL [1993]: "Long-term Market Overreaction or Biases in Computed Returns", *Journal of Finance*, 48: 39-63.
- [1998]: "An Anatomy of Trading Strategies", *Review of Financial Studies*, 11: 489-519.
- CORREDOR, P. y R. SANTAMARÍA [1996]: "El Efecto Día de la Semana: Resultados sobre algunos Mercados de Valores Europeos", *Revista Española de Financiación y Contabilidad*, 86: 235-252.
- COX, D.R. y D.R. PETERSON [1994]: "Stock Returns Following Large One Day Declines: Evidence on Short Term Reversals and Longer Term Performance", *Journal of Finance*, 49: 255-267.
- DANN, L.Y., D. MAYERS y R.J. RAAB [1977]: "Trading Rules, Large Blocks and the Speed of Price Adjustment", *Journal of Financial Economics*, 4: 2-33.
- DEBONDT, W.F.M. y R.H. THALER [1985]: "Does the Stock Market Overreact?", *Journal of Finance*, 40: 793-805.
- [1987]: "Further Evidence on Investors Overreaction and Stock Market Seasonality", *Journal of Finance*, 42: 557-581.
- DISSANAIKE, G. [1997]: "Does Stock Market Investors Overreact?", *Journal of Business Finance and Accounting*, 24: 27-49.
- FAMA, E.F. [1965]: "Random Walks in Stock Market Prices", *Financial Analyst Journal*, September-October: 55-59.
- y K.R. FRENCH [1988]: "Permanent and Temporary Components of Stock Prices", *Journal of Political Economy*, 96: 246-273.

FINANCE MANAGEMENT CHALLENGES

- FORNER, C. y J. MARHUENDA [2003]: "Contrarian and Momentum Strategies in the Spanish Stock Market", *European Financial Management*, 9: 67-88.
- FOSTER, D. y S. VISWANATHAN [1990]: "A Theory of Interday Variations in Volumes, Variance, and Trading Costs in Securities Markets", *Review of Financial Studies*, 3: 593-624.
- FRENCH, K [1980]: "Stock Returns and the Weekend Effect", *Journal of Financial Economics*, 8: 55-69.
- y R. ROLL [1986]: "Stock Return Variances: The Arrival of Information and the Reaction of Traders", *Journal of Financial Economics*, 17: 5-26.
- GRUNDY, B.D. y J.S. MARTIN [2001]: "Understanding the Nature of the Risk and the Source of the Rewards to Momentum Investing", *Review of Financial Studies*, 14: 29-78.
- HONG, H., T. LIM y J.C. STEIN [2000]: "Bad News Travel Slowly: Size, Analyst Coverage and the Profitability of Momentum Strategies", *Journal of Finance*, 55: 265-295.
- HOWE, J.S. [1986]: "Evidence on Stock Market Overreaction", *Financial Analyst Journal*, 42: 74-77.
- HSIEH, D. [1989]: "Modelling Heteroskedasticity in Daily Foreign Exchange Rates", *Journal of Business and Economics Statistics*, 7: 307-317.
- JEGADEESH, N. [1990]: "Evidence on Predictable Behavior of Security Returns", *Journal of Finance*, 45: 881-898.
- y S. TITMAN [1991]: "Short Horizon Return Reversals and the Bid-ask Spread", *Working Paper, University of California*.
- [1993]: "Returns to Buying Winners and Selling Losers: Implications for Stock Market Efficiency", *Journal of Finance*, 48: 65-92.
- KAUL, G. y M. NIMALENDRAN [1990]: "Price Reversals: Bid-ask Errors or Market Overreaction?", *Journal of Financial Econometrics*, 28: 67-94.
- KIYMAZ, H. [2002]: "The Stock Market Rumours and Stock Prices: A test of Price Pressure and Size Effect in an Emerging Market", *Applied Financial Economics*, 12: 469-474.
- y H. BERUMENT [2003]: "The Day of the Week Effect on Stock Market Volatility and Volume: International Evidence", *Review of Financial Economics*, 12: 363-380.
- LAKONISHOK, J. y M. LEVI [1982]: "Weekend Effects on Stock Returns: A Note", *Journal of Finance*, 37: 883-889.
- LASFER, M.A., A. MELNIK y D.C. THOMAS [2003]: "Short-term Reaction of Stock Market in Stressful Circumstances", *Journal of Banking and Finance*, 27: 1959-1977.
- LEHMAN, B.N. [1990]: "Fads, Martingales and Market Efficiency", *Quarterly Journal of Economics*, 105: 1-28.
- LEE, C.M.C. y B. SWAMINATHAN [2000]: "Price Momentum and Trading Volume", *Journal of Finance*, 55: 2017-2069.
- LO, A. y A. MACKINLAY [1990]: "When Are Contrarian Profits Due to Stock Market Overreaction", *Review of Financial Studies*, 3: 157-206.
- LOUGHRAN, T. y J. RITTER [1996]: "Long-term Market Overreaction: The Effect of Low-priced Stocks", *Journal of Finance*, 51: 1959-1970.
- MARTÍNEZ, E. y J. ARRUBARRENA [1995]: "La Estrategia Contraria: ¿Se Penalizan en Exceso las Acciones que Bajan?", *Análisis Financiero*, 67: 8-16.
- PATEL, S.A. y A. SAKAR [1998]: "Crises in Developed and Emerging Stock Markets", *Financial Analyst Journal*, 54: 50-61.
- PEIRÓ, A. [1994]: "Daily Seasonality in Stock Returns: Further International Evidence", *Economics Letters*, 45: 227-232.
- PEÑA, J.I. [1995]: "Daily Seasonalities and Stock Market Reforms in Spain", *Journal of Financial Economics*, 5: 419-423.
- RICHARDS, A. [1995]: "Comovements in National Stock Market Returns: Evidence of Predictability, but not cointegration", *Journal of Monetary Economics*, 36: 631-654.
- [1997]: "Winner-loser Reversals in National Stock Market Indices: Can They be Explained?", *Journal of Finance*, 52: 2129-2144.
- ROUWENHORST, K.G. [1998]: "International Momentum Strategies", *Journal of Finance*, 53: 267-284.
- TAYLOR, M.P. [1986]: *Modelling Financial Time Series*, Wiley, New York.
- WANG, K., Y. LI y J. ERICKSON [1997]: "A New Look at the Monday Effect", *Journal of Finance*, 52: 2171-2186.
- ZAROWIN, P. [1990]: "Size, Seasonality and Stock Market Overreaction", *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 25: 113-126.