

Rendimientos estacionales en la Bolsa española: Importancia del tamaño de la empresa

*Return seasonality in the Spanish stock market:
The importance of the size of the firm*

Josep García Blandón * · Facultat d'Economia (IQS) Universitat Ramon Llull

RESUMEN Este trabajo investiga la existencia de anomalías de calendario en el mercado de valores español durante el período Enero de 1995-Mayo de 2006. A diferencia de los trabajos anteriores existentes para el caso español que investigan una única anomalía, la consideración simultánea de las más importantes proporciona resultados más robustos, al minimizar la probabilidad de obtener regularidades puramente espurias. La utilización de los índices IBEX-35 e IBEX-Small caps permite, por un lado, constatar la existencia de comportamientos diferenciales dependiendo del tamaño de la empresa y, por otro, supone una prevención importante ante posibles problemas de *data mining*. Los resultados obtenidos muestran la existencia de importantes regularidades empíricas de calendario durante el período investigado en el IBEX-35 y, sobretudo en el IBEX-Small caps.

PALABRAS CLAVE Regularidades empíricas; Data mining; Rendimientos estacionales; Ibex-35; Ibex-small caps.

ABSTRACT This paper investigates the most important calendar anomalies in the Spanish stock market during the period January 1995-May 2006. Unlike previous research on the Spanish case that tended to focus on a single anomaly, we have investigated all the most important calendar anomalies simultaneously. Such an approach minimizes the probability of obtaining purely spurious anomalies, therefore providing more robust results. The use of IBEX-35 and IBEX-Small caps indexes allows for both, the assessment of different behaviors depending on the size of the firm and the prevention of potential data mining problems. Our results show serious calendar anomalies in IBEX-35 and mostly in IBEX-Small caps during the period under research.

KEYWORDS Calendar anomalies; Data mining; Calendar anomalies; Ibex-35; Ibex-Small caps.

1. INTRODUCCIÓN

Durante las últimas décadas, numerosos trabajos han puesto de manifiesto la existencia de estacionalidad en los rendimientos diarios de acciones e índices bursátiles de la mayoría de países. Entre estas anomalías, ha merecido una atención especial las que están vinculadas de una u otra manera al calendario, es decir, las regularidades empíricas caracterizadas por seguir una determinada periodicidad. Por esta razón, estas regularidades empíricas han venido a denominarse «anomalías de calendario». A pesar del elevado número de trabajos publicados, este fenómeno sigue concitando el interés de los investigadores. Como muestra, podemos destacar algunas investigaciones recientes sobre el tema: Sun y Tong

* El autor agradece los comentarios y sugerencias realizadas por el editor y dos evaluadores anónimos. Los errores u omisiones que puedan persistir son responsabilidad única del autor. Via Augusta, 390, 08017, Barcelona. E-mail: josep.garcia@iqs.edu).

(2002), Singleton y Wingender (2003) y Chandra (2006) investigan el efecto fin de semana, los dos primeros en los Estados Unidos, y el tercero en un grupo de países de la zona Asia-Pacífico. Sun y Tong y Chandra plantean su análisis a partir de las correlaciones en los rendimientos diarios, mientras que el punto de partida de Singleton y Wingender es la función de distribución de los rendimientos subyacentes. Por otro lado, Pettengill (2003), realiza una revisión de la abundante literatura existente sobre el denominado «efecto lunes», que implica la existencia de rendimientos diarios anormales, habitualmente negativos, asociados a ese día de la semana. Respecto a los factores explicativos de esta anomalía, Pettengill, *et al.* (2003) y Chen y Singal (2003) analizan el rol de los inversores institucionales y de las ventas a crédito respectivamente en la existencia de rendimientos anormales alrededor del fin de semana. Por otro lado, Kohers, *et al.* (2004) constatan la pérdida de intensidad del efecto «día de la semana» en los mercados financieros más desarrollados en los últimos años. Con un enfoque más global, Van der Sar (2003) investiga las anomalías de calendario más importantes, en la bolsa de Ámsterdam. En una línea similar, Schwert (2003) repasa la evolución, entre otras anomalías de calendario, del efecto cambio de año y del efecto fin de semana en los Estados Unidos. Por último, con una finalidad diferente, Sullivan, *et al.* (2001) cuestionan la validez de los resultados obtenidos en la mayoría de investigaciones empíricas, debido a problemas de *data snooping*. Para el caso español, son también numerosos los trabajos que investigan la existencia de rendimientos estacionales, poniendo así de manifiesto, la vigencia de la cuestión a nivel español. Entre estos trabajos, podemos mencionar: Amigo y Rodríguez (2001), Cáceres *et al.* (2006) y García Blandón (2007) investigan el efecto día de la semana, Meneu y Pardo (2001) y (2004) y Pardo y Lucey (2005) investigan el efecto vacaciones, mientras que Aragó (2003) investiga la estacionalidad mensual en los rendimientos diarios. Todos estos trabajos tienen en común que se centran en la investigación de una única anomalía. Si bien Meneu y Pardo (2001) en su investigación del efecto día festivo, abordan también la existencia de posibles relaciones entre dicho efecto y otra u otras anomalías bursátiles, no existe hasta el momento ningún trabajo que haya planteado como objeto de estudio la investigación conjunta de las anomalías de calendario más habituales. La consideración conjunta de estas anomalías, si bien puede dificultar conocer las posibles relaciones entre las diferentes anomalías investigadas, proporcionará resultados más robustos, en relación a los obtenidos al considerar cada una de ellas individualmente. Supongamos, por ejemplo, que los rendimientos de los activos financieros son excepcionalmente elevados durante los primeros días de Enero, pero esto no ocurre en relación a los primeros días del resto de meses. Un trabajo que analice el efecto cambio de año, proporcionará evidencia empírica de la existencia de esta anomalía. Sin embargo, un trabajo que analice la existencia de un efecto cambio de mes es posible que proporcione también evidencia empírica de esta anomalía (puesto que el cambio de año también supone un cambio de mes), y concluya que existe un efecto cambio de mes, cuando en realidad esto no es así. Por el contrario, si se investiga conjuntamente el efecto cambio de mes y cambio de año, el trabajo concluirá apoyando la existencia del efecto cambio de año, pero no el efecto cambio de mes. Para evitar situaciones como la descrita y otras análogas que se podrían dar con el resto de anomalías este trabajo investiga de manera conjunta las anomalías de calendario más habituales: día de la semana, cambio de mes, cambio de año, vacaciones y rally de fin de año.

La segunda aportación destacada de este trabajo radica en que la investigación se ha llevado a cabo con el índice IBEX-35, índice de referencia de la Bolsa española, y con el IBEX-Small caps, que agrupa a empresas del mercado continuo de pequeña capitalización.

El objetivo de la utilización de este segundo índice es doble: por un lado nos permitirá constatar la existencia de un comportamiento diferencial en función del tamaño de la empresa. Cabe destacar al respecto, que numerosas investigaciones consideran a estas empresas las principales responsables de las regularidades empíricas observadas. En segundo lugar, la utilización de un índice no utilizado en investigaciones anteriores sobre el tema, constituye una vacuna importante frente al peligro anteriormente apuntado del *data snooping* o *data mining*. Esta amenaza, que cuestiona la validez de los resultados obtenidos, fue expresada muy claramente por Lakonishok y Smidt (1988: 405): «*Data snooping* (...) es también un pecado colectivo. Un centenar de investigadores utilizando los mismos datos contrastan un centenar de hipótesis diferentes. El ciento undécimo deriva una teoría a partir de los resultados anteriores y la contrasta utilizando más o menos los mismos datos». De acuerdo con Lucey y Whelan (2001) existen dos posibles soluciones ante el problema del *data snooping*: esperar a que el paso del tiempo proporcione datos «vírgenes» para contrastar la validez de las hipótesis planteadas, o preferentemente encontrar una base de datos nueva y relativamente independiente que no haya sido previamente utilizada y contrastar las hipótesis planteadas a partir de esta nueva base de datos. La utilización del IBEX-Small caps proporciona importantes ventajas desde este segundo punto de vista.

La estructura del trabajo es la siguiente. En la próxima sección se presenta una breve discusión sobre las anomalías investigadas en este trabajo. La metodología utilizada se presenta en la Sección 3. Posteriormente se muestran los resultados obtenidos comentándolos en relación con las investigaciones previas existentes, preferentemente las relativas al caso español. La última sección destaca las principales conclusiones del trabajo.

2. LAS ANOMALÍAS DE CALENDARIO

Las principales anomalías de calendario investigadas en la literatura financiera son: el efecto fin de semana, también llamado día de la semana, que implica la existencia de rendimientos diferenciales alrededor del fin de semana, positivos los viernes y negativos los lunes; el efecto cambio de mes, caracterizado por rendimientos diferenciales positivos los primeros días de cada mes; el efecto Enero, también llamado, cambio de año que supone la existencia de rendimientos diferenciales positivos los primeros días del año y el efecto vacaciones que implica la existencia de rendimientos diferenciales positivos asociados al comienzo y finalización de los períodos vacacionales. Recientemente y, fundamentalmente desde ámbitos más profesionales que académicos, se ha puesto de manifiesto otra anomalía de calendario definida habitualmente como el rally de fin de año y que, como el propio nombre indica, consistiría en la existencia de rendimientos diferenciales positivos durante los últimos días del año. Por último, otra anomalía de calendario observada, pero a la que se ha dedicado menor atención ha sido la existencia de niveles de autocorrelación de primer orden en los rendimientos diarios, diferenciales en función del día de la semana.

La existencia del efecto fin de semana fue inicialmente puesta de manifiesto por French (1980) al observar que los lunes mostraban rendimientos medios negativos e inferiores al resto de días de la semana. Este hecho resultaba sorprendente, puesto que si los rendimientos se generaban durante el tiempo físico los lunes deberían mostrar rendimientos unas tres veces superiores al resto de días de la semana. Entre las explicaciones apuntadas a la existencia de esta anomalía, predominan las que responsabilizan a factores ligados a la microestructura de los mercados financieros, como procedimientos de liquidación

(Lakonishok y Levi, 1982), reparto de dividendos mayoritariamente en lunes, la difusión de malas noticias por parte de las empresas durante el fin de semana, o a la actividad de los pequeños inversores (Abraham y Ikenberry, 1994). No obstante, las causas siguen sin estar claras, y algunos autores, como Connolly (1989) y Chang, *et al.* (1993), llegan incluso a cuestionar la existencia misma del fenómeno. La evidencia empírica existente para el caso español, muestra resultados contradictorios en función del período estudiado debido, en buena medida, a la evolución tanto del calendario bursátil como de los procedimientos de liquidación a lo largo del tiempo. Mientras que Santesmases (1994) no obtiene evidencia de la existencia del efecto día de la semana durante el período 1979-83, Rubio y Salvador (1991), Bachiller (1992), Peiró (1994) y Peña (1995) constatan la existencia de rendimientos anormalmente elevados los lunes respecto al resto de días de la semana hasta el año 1991, consecuencia del sistema de liquidación existente. De todas formas, tras la introducción del sistema de negociación electrónica esta peculiar modalidad de efecto día de la semana desaparece. Posteriormente, Corredor y Santamaría (1996), Viñolas (1995) y Camino (1997) detectan rendimientos anormalmente elevados los viernes, los primeros a partir del Índice General de la Bolsa de Madrid, y el resto a partir del índice IBEX-35. Por último, Cáceres, *et al.* (2006) no observan la existencia de un efecto día de la semana en la bolsa española.

La existencia de autocorrelación positiva de primer orden en los rendimientos diarios de los índices bursátiles es un fenómeno ampliamente conocido. La explicación más aceptada de este fenómeno es la existencia de *non-synchronous trading* planteada originalmente por Fischer (1966). Según este autor, el hecho de que un índice bursátil incluya activos relativamente ilíquidos hace que los precios de cierre de estos activos no reflejen toda la información existente sobre los mismos en ese momento. La reacción retardada de los precios de esos activos causará la autocorrelación en el índice bursátil. Keim y Stambaugh (1984) observan, sin embargo, que la autocorrelación de los rendimientos es especialmente importante entre los lunes y viernes. Posteriormente, Bessembinder y Hertzfel (1993) concluyen que la autocorrelación es especialmente intensa entre días separados por intervalos de no negociación, incluyendo además de fines de semana, la existencia de períodos vacacionales. García Blandón (2007) obtiene resultados similares para las bolsas española y francesa, destacando la importancia de los períodos de cierre diarios.

El efecto cambio de mes puesto de manifiesto inicialmente por Ariel (1987) ha sido habitualmente atribuido a las reestructuraciones de carteras que tenderían a producirse en los inicios de mes. Para el caso español, no conocemos la existencia de ningún trabajo que haya investigado esta anomalía.

Rozeff y Kinney (1976), observaron que las acciones de las empresas de pequeña capitalización tendían a mostrar rendimientos anormalmente elevados durante los primeros días del año. Comportamientos similares, no solo asociados a empresas de pequeña capitalización, se han observado en diferentes países. La explicación más ampliamente aceptada se basa en la realización de pérdidas por parte de los inversores por motivos fiscales (Reinganum, 1983). Sin embargo, Berges, *et al.* (1984) cuestionan la explicación fiscal del fenómeno, en su investigación del efecto Enero en Canadá. De forma similar, Haugen y Lakonishok (1988) proponen una explicación alternativa a partir del comportamiento de los inversores institucionales, que acostumbran a reestructurar sus carteras a comienzos de año. Por el contrario, Ritter (1988) considera que es el comportamiento de los pequeños inversores el causante de esta anomalía. Para el caso español, un elevado número de trabajos han

investigado la existencia de esta anomalía. Gultekin y Gultekin (1983), Santesmases (1986), Basarrate y Rubio (1994), Viñolas (1995), Amutio (1995) Fernández e Yzaguirre (1995) y Marhuenda (1998), han obtenido evidencia de rendimientos anormalmente elevados durante el mes de enero, en los diferentes períodos investigados, si bien existen discrepancias entre los autores respecto a la causa de la anomalía: la fiscalidad por un lado, y la actuación de inversores institucionales en operaciones de maquillaje de carteras, por otro.

La existencia de rendimientos estacionales alrededor de los períodos vacacionales fue puesta de manifiesto inicialmente por Lakonishok y Smidt (1988) y Ariel (1990). Agrawal y Tandom (1994) observan la existencia de este efecto en once de los dieciocho países investigados. Esta anomalía se atribuye habitualmente a las preferencias mostradas por diferentes grupos de inversores de realizar operaciones de compra de acciones antes del inicio de los períodos vacacionales. En el caso español, Meneu y Pardo (2004) destacan la existencia de rendimientos significativamente elevados el día anterior al comienzo de las vacaciones, tanto para los valores más importantes del mercado continuo como para el índice IBEX-35, durante el período (1990-2000).

Por último, existe una creencia ampliamente extendida en ámbitos profesionales de inversión que los mercados de valores tienden a experimentar un «rally» en las cotizaciones cuando se aproxima el fin de año. Esta creencia ha sido poco investigada hasta el momento. Una excepción la constituye Singal (2006), que lo denomina «nuevo efecto diciembre», y lo relaciona con el efecto Enero, puesto que ambos se originarían por razones fiscales. Según este autor, los inversores evitarán vender aquellos valores que hayan tenido un buen comportamiento durante el período enero-noviembre, debido a que la venta de estos valores les ocasionaría tener que tributar por las ganancias de capital obtenidas. Por el contrario, si posponen la venta de estos valores hasta comienzos del nuevo año, conseguirán diferir un año la tributación de estas ganancias de capital.

3. METODOLOGÍA

En esta sección se presenta el modelo utilizado para contrastar la existencia de las anomalías de calendario en el mercado bursátil español, así como el método de estimación y los datos utilizados.

3.1. MODELO

El modelo que nos va a permitir investigar simultáneamente la existencia de las regularidades empíricas discutidas en la sección anterior tiene como variable dependiente el rendimiento diario del índice bursátil e introduce entre los regresores variables dummy que van a recoger las distintas anomalías investigadas. Estas variables son las siguientes: M , T , W , TH , y F (valor uno si el día corresponde a un lunes, martes, miércoles, jueves o viernes respectivamente, y cero en caso contrario); PRH/PTH (valor uno para el día anterior al comienzo/posterior a la finalización, de un período vacacional, y cero en caso contrario). A los efectos de este trabajo se ha considerado período vacacional a cualquier período de al menos cuatro días de no negociación consecutivos); TM (valor 1 para los cinco primeros días de negociación de cada mes, y cero en caso contrario); D (valor 1 para los últimos diez días de negociación del año y cero en caso contrario) y J (valor 1 para los primeros diez días de negociación del año y cero en caso contrario). Igualmente, se ha introducido

en el modelo la variable dependiente retardada un período multiplicada por cada una de las cinco variables dummy indicativas de los días de la semana, para medir la existencia de autocorrelaciones de primer orden en los rendimientos, diferentes dependiendo del día de la semana. Por último, se ha introducido la variable dependiente retardada un período multiplicada por la variable PTH para capturar la existencia de niveles significativos de autocorrelación el primer día de negociación tras los períodos vacacionales.

El modelo a estimar viene dado por la expresión (1)

$$R_t = \alpha_0 + \alpha_1 M_t + \alpha_2 F_t + \alpha_3 M_t \cdot R_{t-1} + \alpha_4 T_t \cdot R_{t-1} + \alpha_5 W_t \cdot R_{t-1} + \alpha_6 TH_t \cdot R_{t-1} + \alpha_7 F_t \cdot R_{t-1} + \alpha_8 TM_t + \alpha_9 PRH_t + \alpha_{10} PTH_t + \alpha_{11} PTH_t \cdot R_{t-1} + \alpha_{12} D_t + \alpha_{13} J_t + \varepsilon_t \quad (1)$$

Donde R_t es el rendimiento diario del índice bursátil durante el día t , y ε_t el término de error.

De acuerdo con Pearce (1996), la contrastación empírica por separado de las anomalías de calendario puede dar lugar a conclusiones erróneas. Como ejemplo, la existencia de diferencias importantes en los rendimientos medios diarios en función del día de la semana puede provocar efectos espurios en los coeficientes de autocorrelación. Adicionalmente, el hecho que la mayor parte de períodos vacacionales comiencen en viernes, podría provocar la existencia de un efecto fin de semana espurio ligado a la existencia del efecto vacaciones. La contrastación simultánea de las anomalías de calendario en el modelo expresado por la ecuación (1) permite superar estas limitaciones.

3.2. DATOS Y MÉTODO DE ESTIMACIÓN

La investigación realizada en este trabajo se ha llevado a cabo mediante la utilización de los índices IBEX-35 e IBEX-Small caps durante el período 1 de enero de 1995 hasta el 31 de mayo de 2006. Mientras que el primero engloba a las treinta y cinco empresas más líquidas del mercado continuo español, el segundo está formado por los treinta valores de mayor capitalización del mercado continuo que cumplan los siguientes criterios: no formar parte del índice IBEX-35, tener un porcentaje de capital flotante superior al 15% y una rotación anualizada sobre el capital flotante real superior al 15%. Si bien estos índices están disponible desde el 29 de diciembre de 1989, día en que toman el valor 3.000 como valor de cierre diario, este trabajo ha estimado el modelo propuesto para el período enero 1995/mayo 2006. La elección del este período se debe a que la mayoría de trabajos existentes para el caso español abarcan hasta el año 1994. Hemos trabajado, por tanto, con un período de once años y medio lo que supone un total de 2.842 observaciones. Los rendimientos diarios se han calculado en la forma habitual, como $R_t = \log(P/P_{t-1})$, donde P_t representa la cotización de cierre del índice el día t .

La mayoría de trabajos empíricos que han investigado las anomalías de calendario en los mercados bursátiles han realizado estimaciones por Mínimos Cuadrados Ordinarios (MCO), o alguna de sus variantes. Sin embargo, desde Mandelbrot (1963) y Fama (1965), numerosos trabajos han puesto de manifiesto que los rendimientos diarios de los activos financieros difícilmente cumplen las condiciones de la función de distribución normal. Por el contrario, estos rendimientos se caracterizan por su presentar una cierta asimetría, por su carácter leptocurtósico y por la existencia de clusters de volatilidad. Ante esta situación, Connolly (1989)

manifiestamente aconseja la utilización de modelos autorregresivos con heterocedasticidad condicional (GARCH) en la investigación de las anomalías en los rendimientos bursátiles, puesto que estos modelos integran explícitamente la anomalía del término de error.

Los últimos años se han caracterizado por la aparición de numerosas variantes de modelos dentro de la familia GARCH. Sin embargo, de acuerdo con Bollerslev (1986) para la mayoría de series financieras, el modelo inicial GARCH (1,1) que incluye un retardo autorregresivo y de media móvil en la varianza de los residuos, es suficiente. Recientemente Hasen y Lunde (2005) tras comparar un amplio abanico de modelos GARCH no encuentran evidencia de que el modelo original GARCH (1,1) sea superado por modelos más sofisticados. En consecuencia, este ha sido el modelo utilizado en esta investigación.

La Tabla 1 proporciona información descriptiva sobre los índices utilizados.

TABLA 1
ESTADÍSTICOS DESCRIPTIVOS

	<i>IBEX-35</i>	<i>IBEX-SMALL CAPS</i>
Mínimo	-,0733898	-,082025
Máximo	,0632324	,1035494
Media	,0004529	,0004789
Kurtosis	5,814466	11,83212
Skewness	-,207516	-,2667844

Como puede observarse, el índice IBEX-Small caps presenta un rendimiento medio diario superior al IBEX-35, si bien estas diferencias no resultan estadísticamente significativas, así como rendimientos máximos y mínimos también superiores en valores absolutos a los registrados por este último. Por otro lado, ambas series, especialmente el IBEX-Small caps, presentan una elevada kurtosis, y una moderada asimetría, más importante también en el IBEX-Small caps. Los tests de normalidad realizados rechazan la hipótesis nula de normalidad de las observaciones. Por otro lado, los Gráficos 1 y 2 muestran los habituales clusters de volatilidad que caracterizan a los rendimientos diarios bursátiles.

GRÁFICO 1
RENDIMIENTOS DIARIOS DEL ÍNDICE IBEX-35

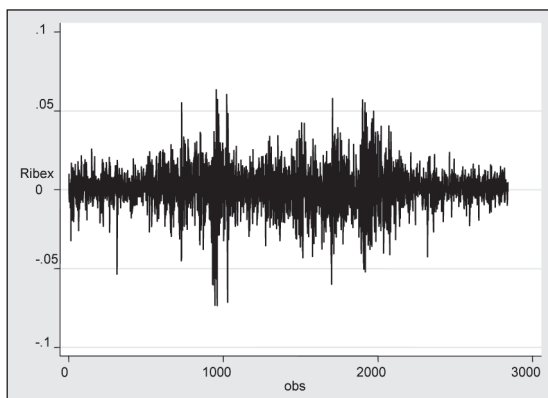
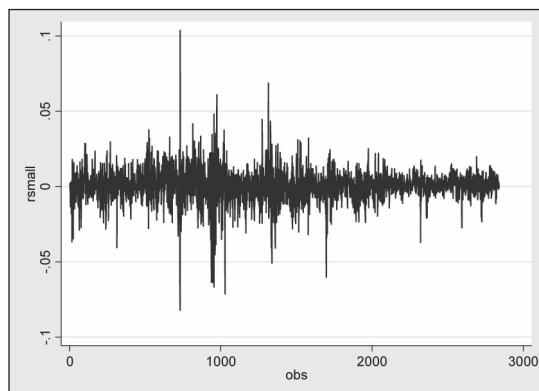


GRÁFICO 2
RENDIMIENTOS DIARIOS DEL ÍNDICE IBEX-SMALL CAPS.



4. RESULTADOS

Los resultados de la estimación de la ecuación (1) para los índices IBEX-35 e IBEX-Small caps, con los errores estándar entre paréntesis, se muestran en la Tabla 2. Los estimadores de los parámetros del modelo GARCH resultan estadísticamente significativos tanto para el IBEX-35 como para el IBEX-Small caps.

Como puede observarse ninguna de las dos variables introducidas para medir la existencia de un efecto fin de semana M y F presenta un coeficiente asociado estadísticamente significativo para el índice IBEX-35. Estos resultados no apoyan, en consecuencia, la existencia de un efecto fin de semana como ha sido definido en la literatura: rendimientos anormalmente elevados los viernes y negativos los lunes. La evidencia empírica existente hasta ahora para el caso español, si bien no era coincidente, como se indicó en la Sección 2, para los períodos más recientes, con la excepción de Cáceres (2006), tendían a mostrar rendimientos anormalmente elevados los viernes. Nuestros resultados no apoyan la existencia de rendimientos significativamente anormales alrededor del fin de semana. Por el contrario, las estimaciones realizadas para el índice IBEX-Small caps, muestran la variable F con un coeficiente asociado positivo y estadísticamente significativo a un nivel del 1% constataando la existencia de un efecto viernes, caracterizado por rendimientos significativamente superiores para ese día, en relación con el resto de días de la semana.

TABLA 2
RESULTADOS DE LA ESTIMACIÓN DE LA ECUACIÓN (1)

	IBEX-35	IBEX-SMALL CAPS
<i>M</i>	-,0005085 (,0004683)	,0002871 (,0003211)
<i>F</i>	,0006777 (,0004516)	,0008952** (,0003487)
<i>PRH</i>	,0015102 (,001803)	,000175 (,0012623)
<i>PTH</i>	,0022657 (,0014201)	-,0014918 (,0008335)
<i>PTH · R_{t-1}</i>	,1480271 (,1658576)	-,0222195 (,121719)
<i>M · R_{t-1}</i>	,1722889** (,0466762)	,3184109** (,0433843)
<i>T · R_{t-1}</i>	-,0452941 (,047185)	,0983572* (,0395851)
<i>W · R_{t-1}</i>	,0075003 (,0466653)	,1541439** (,046617)
<i>TH · R_{t-1}</i>	,0058673 (,0460012)	,0842389* (,0431393)
<i>F · R_{t-1}</i>	,0007956 (,0445223)	,0504819 (,0440957)
<i>TM</i>	,0015901** (,0004446)	,0009268** (,000315)
<i>D</i>	,0014617 (,0008954)	-,0010000 (,0007128)
<i>J</i>	,0003232 (,0009331)	,0036898** (,0006468)
<i>CONSTANT</i>	,0002271 (,0002693)	,0001086 (,0002043)
<i>Efectos GARCH</i>		
<i>C</i>	1,51e-06** (3,43e-07)	1,23e-06** (2,56e-07)
<i>ARCH(1)</i>	,0844267** (,0085216)	,1432576** (,0099762)
<i>GARCH(1)</i>	,9079039** (,009112)	,8569183** (,0094876)
<i>N:</i>	2841	2841
<i>Log likelihood</i>	8662,048	9407,186
<i>Sig. Level:</i>	,000	,000

* Significativo al 5%.

** Significativo al 1%.

Respecto a la autocorrelación existente en los rendimientos diarios en el índice IBEX-35, los resultados de la Tabla 2 muestran que de las cinco variables introducidas para medir este efecto, únicamente la variable $M \cdot R_{t-1}$ presenta un coeficiente asociado estadísticamente significativo al 1%, con el esperado signo positivo. Este resultado, que refuerza los obtenidos en García Blandón (2007), confirmaría que la autocorrelación de rendimientos

está asociada al fin de semana. Mientras que el rendimiento de, por ejemplo, el martes no afecta significativamente al rendimiento del miércoles, el rendimiento del mercado durante el viernes, afecta de manera importante (cabe destacar el elevado valor del coeficiente asociado a la variable) al rendimiento del mercado del lunes siguiente. Como era de esperar los rendimientos del IBEX-Small caps presentan mayores niveles de autocorrelación en comparación con el IBEX-35. Mientras que en este último únicamente se observaba una correlación significativa entre los rendimientos de lunes y viernes, en el IBEX-Small caps los rendimientos diarios presentan autocorrelaciones de primer orden significativas para todos los días de la semana (lunes y miércoles al 1% y martes y jueves al 5%), con excepción del viernes. Adicionalmente, si nos centramos en el lunes, tanto el nivel de significación como el valor del coeficiente asociado es superior en relación con los obtenidos para el IBEX-35. Una de las explicaciones más habitualmente aceptadas en la literatura como causantes de la autocorrelaciones en los rendimientos diarios es el *non-synchronous trading*. Desde este punto de vista, puesto que las pequeñas y medianas empresas estarán más sujetas a non-synchronous trading que las grandes, resulta razonable la existencia de mayores niveles de autocorrelación para el IBEX-Small caps en relación con el IBEX-35.

No se observa un comportamiento anómalo en los rendimientos diarios asociado a la existencia de períodos vacacionales ni en el índice IBEX-35 ni en el IBEX-Small caps. El denominado efecto vacaciones se ha investigado mediante la introducción de tres variables, PRH , PTH y $PTH \cdot R_{t-1}$. La primera y la segunda recogen la existencia de rentabilidades medias anormalmente elevadas el día anterior al inicio de un período vacacional y el primer día de negociación tras las vacaciones, respectivamente. La tercera recoge la existencia de correlaciones anormales el primer día de negociación tras el período vacacional, de manera análoga a la variable $M \cdot R_{t-1}$ que recoge correlaciones anormalmente elevadas en los rendimientos diarios tras el fin de semana. Ninguna de las tres variables introducidas presenta un coeficiente asociado estadísticamente significativo a los niveles habituales, para ninguno de los dos índices. Sin embargo, cabe añadir que el coeficiente asociado a la variable PTH en el índice IBEX-Small caps es positivo y estadísticamente significativo a un nivel del 10%, indicando rendimientos superiores a los habituales tras la finalización de las vacaciones, y que para el índice IBEX-35 el coeficiente asociado a la variable $PTH \cdot R_{t-1}$ también con signo positivo estaría en el límite de significación del 10%, indicando una cierta autocorrelación el primer día tras la vuelta de vacaciones. Estos resultados contrastan con los obtenidos por Meneu y Pardo (2004) que observan la existencia de rendimientos significativamente elevados el día anterior al comienzo de vacaciones, tanto para los valores más importantes del mercado continuo como para el índice IBEX-35, durante el período (1990-2000). La definición de período vacacional utilizada en este trabajo, no es la utilizada habitualmente en la literatura. A efectos de comprobar si el resultado obtenido depende de la definición de período vacacional utilizado, se ha re-estimado el modelo propuesto con la definición tradicional de período vacacional (la utilizada, por ejemplo, en Meneu y Pardo). Los resultados obtenidos no muestran diferencias importantes.

Los resultados de la Tabla 2 muestran también la existencia de un importante efecto cambio de mes. La variable dummy introducida para capturar este efecto, TM , presenta un coeficiente asociado con signo positivo y estadísticamente significativo a un nivel del 1%, tanto para el índice IBEX-35 como para el IBEX-Small caps, indicando la existencia de rendimientos significativamente elevados para ambos índices asociados a los períodos de cambio de mes.

Los resultados obtenidos no apoyan la existencia de un rally de fin de año ni para el IBEX-35 ni para el IBEX-Small caps, si bien para el primero el coeficiente asociado a la variable D es positivo y estaría en el límite de significación estadística al 10%, indicando la existencia de rendimientos anormalmente elevados durante los últimos días del año y, en consecuencia, un cierto apoyo al popular rally de fin de año. Hemos querido investigar si estos rendimientos anormalmente elevados durante los últimos días del año podrían ser explicados por razones fiscales, como señala Singal (2004). Si los factores fiscales explican este rally de fin de año, se esperaría una elevada correlación de signo positivo entre la rentabilidad del índice bursátil en el período Enero-Diciembre (sin incluir los últimos días de negociación del año) y la rentabilidad del índice en los últimos días de negociación del año: los años de mayores/menores rentabilidades serían los menos/más propicios para realizar ventas a fin de año. El coeficiente de correlación de Pearson entre ambas series es de 0,79, como se esperaba, muy elevado y positivo. Adicionalmente, como cabría esperar, de acuerdo con la explicación fiscal del efecto fin de año, los tres años con *rallys* más fuertes (1996, 1998 y 2003) se encuentran entre los cuatro que experimentaron mayores rentabilidades en los períodos enero-diciembre (sin incluir los últimos días de negociación del año). Esta pequeña exploración realizada, si bien no nos permite concluir de forma inequívoca que el rally de fin de año se debe a razones fiscales, podemos decir cuanto menos, que es compatible con esa explicación.

La existencia del efecto enero se descarta para el IBEX-35, mientras que existe evidencia de rendimientos significativamente elevados ligados al inicio del año para el IBEX-Small caps. El coeficiente asociado a la variable J , introducida para capturar el efecto enero, presenta un coeficiente asociado positivo y estadísticamente significativo a un nivel del 1%, para este último. Este resultado no debería sorprender demasiado, puesto que esta anomalía se ha atribuido habitualmente a las pequeñas y medianas empresas, debido a que normalmente son las acciones de estas empresas las que muestran una mayor variabilidad de precios durante el año. Resulta lógico, por lo tanto, que este efecto sea mayor en un índice formado por pequeñas y medianas empresas, como el IBEX-Small caps, que en el IBEX-35. Estas empresas son, por tanto, las candidatas idóneas para la realización de minusvalías durante los últimos días del año (Brown *et al.*, 1983) y a ser recompradas al inicio del período siguiente. Estos resultados muestran que, en el caso español el efecto Enero está asociado a las empresas de pequeña capitalización, matizando la situación reflejada por los trabajos previos, que unánimemente habían constatado la existencia de un efecto Enero en la Bolsa española hasta mediados de los años noventa.

5. CONCLUSIONES

La existencia de estacionalidad en los rendimientos bursátiles asociadas al calendario ha suscitado el interés de los investigadores desde hace muchos años. Si bien para el caso español existen numerosas investigaciones sobre el tema, el presente trabajo realiza, en nuestra opinión, tres aportaciones principales: en primer lugar, la gran mayoría de trabajos existentes analizan períodos temporales que no van más allá de mediados de los años noventa. Sin embargo, los importantes cambios ocurridos en los mercados financieros españoles durante los últimos diez-quince años hacía necesario, en nuestra opinión, analizar si las conclusiones obtenidas en aquellos trabajos se mantenían en la actualidad. En segundo lugar, la metodología utilizada destaca por su robustez en relación con la de

los trabajos precedentes, al investigar, por un lado, el conjunto de anomalías de forma simultánea y, por otro, por no asumir una poco realista normalidad en los rendimientos diarios. Finalmente, la investigación realizada a partir del índice IBEX-35, índice utilizado profusamente con anterioridad, se ha extendido al índice IBEX-Small caps. La inclusión en el análisis de este segundo índice, no utilizado hasta ahora en investigaciones de estas características, supone ventajas importantes en términos de *data snooping*, permitiendo además constatar hasta qué punto las regularidades empíricas observadas están asociadas al tamaño de la empresa.

Los resultados obtenidos confirman la existencia de anomalías de calendario en el mercado español tanto en el índice IBEX-35 como en el índice IBEX-Small caps, si bien en el segundo serían notablemente más importantes. En el IBEX-35 se observa un importante efecto cambio de mes, así como una elevada autocorrelación en los rendimientos diarios de los lunes. Respecto al cambio de año, hay una cierta evidencia empírica del, habitualmente apuntado desde ámbitos profesionales, rally de fin de año. Las empresas de pequeña capitalización, por el contrario, muestran rendimientos significativamente elevados los viernes, y el primer día de negociación tras los períodos vacacionales. Exhiben también altos niveles de autocorrelación en los rendimientos diarios, no sólo los lunes, sino también martes, miércoles y jueves. Muestran, como sucede en el índice IBEX-35, un importante efecto cambio de mes, y a diferencia de lo que sucede en aquel, un importante efecto Enero.

Estos resultados nos permiten concluir que para el caso español las anomalías de calendario, si bien no se circunscriben únicamente a las pequeñas y medianas empresas, resultan especialmente importantes en estas últimas. Este hecho, sin embargo, no implica necesariamente mayores posibilidades de explotación económica de las anomalías observadas en el caso de las pequeñas y medianas empresas, puesto que tanto las horquillas de precios como el impacto en los precios derivado de la compra-venta de acciones de estas empresas son mayores que en las grandes empresas.

REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- ABRAHAM, A., y IKENBERRY, J. 1994. The Individual Investor and the Weekend Effect, *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 29 (2), 263-277.
- AGRAWAL, A., y TANDOM, K. 1994. Anomalies or illusions: Evidence from stock markets in eighteen countries, *Journal of International Money and Finance*, 13, 83-106.
- AMIGO, L., y RODRÍGUEZ, F. 2001. Análisis de la estacionalidad diaria en las cotizaciones de las acciones del Nuevo Mercado de valores español, *IX Foro de Finanzas*, Navarra.
- ARAGÓ, V. 2003. Monthly seasonality of the returns and volatility of the IBEX-35 index and its futures contract, *Applied Economics Letters* 10 (3), 129-133.
- ARIEL, R. A. 1987. A monthly effect in stock returns, *Journal of Financial Economics*, 18, 161-174.
- ARIEL, R. A. 1990. High stock returns before holidays: Existence and evidence on possible causes, *Journal of Finance*, 45, 1.611-1.626.
- BACHILLER, A. 1992. Efecto fin de semana en la Bolsa española, *Cuadernos Aragoneses de Economía*, 1-2, 152-162.
- BERGES, A.; MCCONNELL, J., y SCHLARBAUM, G. 1984. The Turn-of-the-Year in Canada, *Journal of Finance*, 39 (1), 185-192.

- BESEEMBINDER, H., y HERTZEL, M. G. 1993. Return autocorrelations around nontrading days, *Review of Financial Studies*, 6 (1), 155-189.
- BOLLERSLEV, T. 1986. Generalized autoregressive conditional heteroskedasticity, *Journal of Econometrics*, 31, 307-327.
- CÁCERES, R. M.; MAROTO, O.; JORDÁN, L., y RODRÍGUEZ, A. 2006. Day of the Week Effect on European Stock Markets, *International Research Journal of Finance and Economics*, 2, 53-70.
- CAMINO, D. 1997. Efectos intradía y día de la semana en la Bolsa de Madrid. Información y volumen de contratación, *Revista Española de Financiación y Contabilidad*, 90, 51-75.
- CONNOLLY, R. 1989. An examination of the robustness of the weekend effect, *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 24 (2), 133-169.
- CORREDOR, P., y SANTAMARÍA, R. 1996. El efecto día de la semana: resultados sobre algunos mercados de valores europeos, *Revista Española de Financiación y Contabilidad*, 86, 235-252.
- CHANDRA, M. 2006. The day-of-the-week effect in conditional correlation, *Review of Quantitative Finance and Accounting*, 27 (3), 297-310.
- CHANG, E. C.; PINEGAR, J. M., y RAVICHANDRAN, R. 1993. International Evidence on the Robustness of the Day-of-the-Week Effect, *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 28, 497-513.
- CHEN, H., y SINGAL, V. 2003. Role of speculative short sales in price formation: Case of the weekend effect, *Journal of Finance*, 58 (2), 685-707.
- FAMA, E. 1965. The behavior of stock market prices, *Journal of Business*, 38, 34-105.
- FERNÁNDEZ, P., e YZAGUIRRE, J. 1996. *Ibex-35: Análisis e investigaciones*, Barcelona: Ediciones Internacionales Universitarias.
- FISCHER, L. 1966. Some new stock-market indexes, *Journal of Business*, 39, 191-225.
- FRENCH, K. 1980. Stock returns and the weekend effect, *Journal of Financial Economics*, 8, 55-69.
- GARCÍA BLANDÓN, J. 2007. Return autocorrelation anomalies and the importance of non-trading periods: Evidence from Spain, France and Germany. de próxima aparición en *Quantitative Finance*.
- GULTEKIN, M. N., y GULTEKIN, N. B. 1983. Stock market seasonality: International evidence, *Journal of Financial Economics*, 12, 469-481.
- HASEN, P. R., y LUNDE, A. 2005. A forecast comparison of volatility models: does anything beat a GARCH(1,1)?, *Journal of Applied Econometrics*, 20 (7), 873-889.
- HAUGEN, R. A., y LAKONISHOK, J. 1988. *The incredible January effect*, Homewood IL: Dow Jones Irving.
- KEIM, D. B., y STAMBAUGH, R. F. 1984. A Further Investigation of the Weekend Effect in Stock Returns. *Journal of Finance*, 39 (3), 819-835.
- KOHERS, G.; KOHERS, N.; PANDEY, V., y KOHERS, T. 2004. The disappearing day-of-the-week effect in the world's largest equity markets, *Applied Economics Letters*, 11 (3), 167-171.
- KOHLI, R.; PETTINGILL, G. N., y WINGENDER, J. R. 2003. Arbitrage, Institutional Investors and the Monday Effect, *Quarterly Journal of Business and Economics*, 42, 35-52.
- LAKONISHOK, J., y LEVI, M. 1982. Weekend Effects on Stock Returns: A Note, *Journal of Finance*, 37 (3), 883-889.
- LAKONISHKOV, J., y SMIDT, S. 1988. Are seasonal anomalies real? A ninety-year perspective, *Review of Financial Studies*, 1, 403-425.
- LUCEY, B. M., y PARDO, A. 2005. Why investors should not be cautious about the academic approach to testing for stock market anomalies, *Applied Financial Economics*, 15 (3), 165-171.
- LUCEY, B. M.; PARDO, A., y WHELAN, S. 2001. A promising strategy in equity markets, *Journal of the Statistical and Social Inquiry Society of Ireland*, XXXI, 74-110.

- MARHUENDA, J. 1998. Estacionalidad de la prima por riesgo en el mercado de capitales español, *Revista Española de Financiación y Contabilidad*, 27 (94), 13-36.
- MANDLEBROT, B. 1963. The Variation of Certain Speculative Prices, *Journal of Business*, 36, 394-419.
- MENEU, V., y PARDO, A. 2001. El efecto día festivo en la bolsa española, *Moneda y Crédito*, 213, 109-127.
- MENEU, V., y PARDO, A. 2004. Pre-holiday effect, large trades and small investor behaviour, *Journal of Empirical Finance*, 11, 231-246.
- PEARCE, D. K. 1996. The robustness of calendar anomalies in daily stock returns, *Journal of Economics and Finance*, 20 (3), 69-80.
- PEIRÓ, A. 1994. La estacionalidad diaria del mercado de valores español, *Investigaciones Económicas*, XVIII (3), 557-569.
- PEÑA, I. 1995. Daily seasonalities and stock market reforms in Spain, *Applied Financial Economics*, 5, 419-423.
- PETTENGILL, G. 2003. A survey of the Monday effect literature, *Quarterly Journal of Business and Economics*, 42, 3-27.
- REINGANUM, M. R. 1983. The anomalous stock market behaviour of small firms in January: Empirical tests for year-end tax effects, *Journal of Financial Economics*, 12, 89-104.
- RITTER, J. R. 1988. The Buying and Selling Behavior of Individual Investors at the Turn of the Year, *Journal of Finance*, 43 (3), 701-717.
- RUBIO, G., y SALVADOR, L. 1991. Estacionalidad diaria de los precios de las acciones en el mercado español de capitales, *Revista Española de Financiación y Contabilidad*, 67, 307-336.
- ROZEFF, M. S., y KINNEY, W. 1976. Capital Market Seasonality: The Case of Stock Returns, *Journal of Financial Economics*, 3, 379-402.
- SANTESMASES, M. 1986. An investigation of the Spanish stock market seasonalities. *Journal of Business Finance and Accounting*, 13, 267-276.
- SINGAL, V. 2004. *Beyond the Random Walk: A Guide to Stock Market Anomalies and Low Risk Investing*, Oxford University Press.
- SINGLETON, J. C., y WINGENDER, J. R. 2003. The Monday Effect: A Disaggregation Analysis, *Quarterly Journal of Business and Economics*, 42(3-4), 91-114.
- SULLIVAN, R.; TIMMERMANN, A., y WHITE, H. 2001. Dangers of data mining: The case of calendar effects in stock returns, *Journal of Econometrics*, 105, 249-286.
- SCHWERT, G. W. 2003. Anomalies and market efficiency, en: CONSTANTINIDES, G.; HARRIS, M., y STULZ, R. M. Eds.: *Handbook of the Economics of Finance*, Amsterdam: North Holland, 939-74.
- SUN, Q., y TONG, W. 2002. Another New Look at the Monday Effect, *Journal of Business Finance and Accounting*, 29 (7), 1.123-1.147.
- VAN DER SAR, N. 2003. Calendar Effects on the Amsterdam Stock Exchange, *De Economist*, 151 (3), 271-292.
- VIÑOLAS, P. 1995. Estacionalidad en la Bolsa Española, *Análisis Financiero*, 66: 8-18.