

ESTUDIOS SOBRE LA ECONOMIA ESPAÑOLA

El Efecto “día festivo” en la Bolsa española

**Vicente Meneu
Ángel Pardo**

EEE 95

July 2001



<http://www.fedea.es/hojas/publicado.html>

El efecto “día festivo” en la Bolsa española*

Vicente Meneu y Ángel Pardo

Departamento de Economía Financiera y Matemática.

Avda. de los Naranjos s/n.

Edificio Departamental Oriental.

Universidad de Valencia.

46022 Valencia.

Tel: (34) 96 382 8369 Fax: (34) 96 382 8370

E-mail: Vicente.Meneu@uv.es, Angel.Pardo@uv.es

Clasificación *Journal of Economic Literature*: G12, G14.

Palabras claves: efecto festivo, índices IBEX, acciones.

* Este trabajo se ha realizado en el marco del proyecto CICYT BEC-1388-C04-04. Los autores desean agradecer la colaboración de Jorge Yzaguirre y Beatriz Alonso de la Sociedad de Bolsas así como los valiosos comentarios realizados por el profesor Mikel Tapia de la Universidad Carlos III, por Emilio Barberá de Inverseguros SA, por Idoia Basterrechea de NORBOLSA, por Patricia Garcia-Loira de GEBASA, por Angel Sarrió de BANCAJA, por los asistentes a la sesión de trabajo del Departamento de Economía Financiera y Matemática de la Universidad de Valencia y por dos evaluadores anónimos de la revista. Los posibles errores que subsistan son únicamente de nuestra responsabilidad.

El efecto “día festivo” en la Bolsa española

Abstract

Este trabajo presenta, por primera vez, evidencia de la existencia de un efecto “día festivo” en la bolsa española. Los resultados muestran elevados rendimientos las vísperas de festivos (efecto pre-festivo) en todos los índices de la Sociedad de Bolsas con independencia de la capitalización o del sector. No se ha detectado ningún efecto en los días posteriores al festivo en los que la rentabilidad media aunque positiva no es significativa. Se ha comprobado que el efecto pre-festivo se debe, en casi todos los índices, a la mayor frecuencia de días con rendimiento positivo. Además, los días pre-festivos presentan mayor remuneración del riesgo que el resto de días y sus rendimientos se caracterizan por tener una baja curtosis. En análisis adicionales se comprueba que el efecto pre-festivo no es una manifestación de otras estacionalidades, no está justificado por la realización de determinadas prácticas institucionales o normativas y no está relacionado con los calendarios bursátiles de otros mercados. Se ha comprobado que el efecto pre-festivo detectado es explotable con acciones individuales por lo que los resultados de este trabajo tienen un claro interés para el inversor institucional.

1. Introducción

Diferentes estudios han detectado la existencia de un patrón de comportamiento específico en los rendimientos bursátiles diarios del entorno de los días festivos. En la literatura financiera, bajo la acepción “efecto festivo” se encuentran dos tipos de estacionalidad bien diferenciadas: la detectada en las vísperas de un festivo (efecto pre-festivo) y la localizada en los días posteriores al festivo (efecto pos-festivo).

La presencia del efecto pre-festivo está ampliamente documentada en los mercados de acciones de Estados Unidos, tanto en mercados organizados (Lakonishok y Smidt, 1988 y Ariel, 1990), como en mercados *over-the-counter* de acciones (Liano *et al.*, 1992). Asimismo, Pettengill (1989) y Vergin y McGinnis (1999) observan rendimientos altos en los días pre-festivos tanto en grandes como en pequeñas empresas, mientras que Kim y Park (1994) detectan dicho efecto en mercados americanos con distintos sistemas de negociación. La evidencia del efecto pos-festivo es menor. En la literatura financiera, el estudio del tamaño del rendimiento medio de los días pos-festivos se ha utilizado para detectar comportamientos homogéneos entre los rendimientos esperados los lunes y los esperados los días pos-festivos y, así, relacionar dicho comportamiento con algún efecto que el cierre del mercado, sea por fin de semana sea por festividad, pudiera ocasionar sobre el rendimiento de los activos. Entre los trabajos que han observado alguna estacionalidad en los días pos-festivos cabe destacar los de French (1980), Rogalski (1984) y Pettengill (1989) para el mercado americano. No obstante, Lakonishok y Smidt (1988) y Ariel (1990), con periodos muestrales largos, no observan ningún rendimiento significativo en los días posteriores a un festivo.

La existencia de un efecto festivo en los mercados de acciones de Estados Unidos llevó a plantear el estudio del mismo efecto en otros países. Así, Cadsby y Ratner (1992) estudian el efecto festivo en diez mercados. No detectan la existencia de efecto pos-festivo en ninguno de ellos, aunque sí observan un efecto pre-festivo en Canadá, Japón, Australia y Hong Kong. La ausencia de efecto festivo en los países europeos les lleva a sugerir que el efecto pre-festivo se origina por prácticas institucionales propias de cada país y no por vínculos internacionales entre bolsas de valores. Estos resultados contrastan con los obtenidos por Mills y Coutts (1995) que observan el efecto pre-festivo en los índices FT-SE y por Kim y Park (1994) que advierten un efecto pre-festivo en Japón y en el Reino Unido, sin detectar efecto pos-festivo. Estos últimos autores señalan que la persistencia del efecto pre-festivo en diferentes países demuestra que dicho efecto no se debe a factores propios de cada mercado de acciones.

Con respecto al mercado español, por lo que sabemos, tan solo existe un estudio realizado por Rubio y Salvador (1991) quienes con datos del período 1972-1988 observan que el rendimiento promedio del día inmediatamente posterior al festivo es positivo pero no significativo.

Dos argumentos se han barajado, básicamente, para explicar el efecto festivo: la existencia de una relación entre dicho efecto y otra u otras anomalías bursátiles y los diferentes patrones de negociación seguidos por inversores individuales o institucionales tales como la presión de los creadores de mercado sobre los mejores precios de compra y/o venta, la realización de operaciones a corto o, simplemente, la preferencia de los clientes por comprar o no vender durante determinados días.

Este artículo analiza, por primera vez para el mercado español, la existencia del efecto pre-festivo desde la puesta en funcionamiento del Sistema de Interconexión Bursátil y extiende el estudio del efecto pos-festivo realizado por Rubio y Salvador (1991). Se intenta, además, profundizar en su naturaleza y encontrar explicaciones y relaciones con otras anomalías o comportamientos bursátiles.

El artículo está organizado de la siguiente manera. En la Sección 2 se detallan los datos y se realiza un análisis preliminar del comportamiento del rendimiento bursátil en el entorno de un día festivo. En la Sección 3 se realiza un análisis detallado del efecto pre-festivo. En la Sección 4 se comprueba si dicho efecto es una manifestación de otras anomalías. En la Sección 5 se estudia si determinadas prácticas institucionales o normativas del mercado explican el efecto pre-festivo. La Sección 6 extiende el análisis del efecto pre-festivo a una selección de títulos individuales. La Sección 7 analiza la relación entre el efecto pre-festivo español y el calendario bursátil propio de la Bolsa de Madrid y del mercado estadounidense. Por último, la Sección 8 concluye con los principales resultados obtenidos.

2. Datos y análisis preliminar

Los datos utilizados hacen referencia a las cotizaciones de cierre de los índices bursátiles elaborados por la Sociedad de Bolsas para el periodo comprendido entre el 2 de enero de 1990 y el 31 de mayo del 2000. En concreto, el estudio se ha realizado con datos de los siguientes índices: el IBEX 35, el IBEX Financiero (IBEX-F), el IBEX Industria y Varios (IBEX- I), el IBEX Utilities (IBEX-U) y el IBEX Complementario

(IBEX-C).¹ Los rendimientos de los índices se han calculado como diferencias logarítmicas de dos precios de cierre consecutivos. Los días festivos considerados son: Año Nuevo, Reyes, Jueves y Viernes Santo, Todos los Santos, Virgen de Agosto, Día de la Hispanidad, Día del Trabajo, Día de la Constitución, Día de la Inmaculada, y Nochebuena y Navidad. En principio, siguiendo el criterio de Keim y Stambaugh (1984), Ariel (1990) y Vergin y McGinnis (1999), no se ha hecho una distinción entre festivos situados a lo largo de la semana y festivos que coinciden con fin de semana.

En primer lugar, se ha estudiado el comportamiento de la rentabilidad en el entorno de un día festivo (véase Cuadro 1). Los rendimientos de los días anteriores a la víspera de un festivo $r(-1)$, de los días pre-festivos $r(0)$ y de los días posteriores al festivo $r(+1)$ presentan un valor medio positivo, superior en todos los índices al rendimiento medio del total de la muestra. Destaca, sobre todo, el elevado resultado de los días pre-festivos $r(0)$ ya que su rentabilidad media diaria oscila entre el 0.42% y el 0.52%.

Antes de contrastar la hipótesis de igualdad de medias entre estos días y el total de la muestra, conviene detenerse en el estudio de la igualdad de varianzas, ya que la hipótesis de igualdad de las primeras se basa en la de las segundas. Es conocido que el contraste F de igualdad de varianzas rechaza la hipótesis nula frecuentemente cuando las distribuciones que se analizan presentan colas más anchas que las de la distribución

¹ El IBEX 35 se compone de los 35 valores con mayor volumen de contratación del Sistema de Interconexión Bursátil de las cuatro Bolsas españolas; el IBEX Financiero está formado por valores incluidos en el ámbito de las finanzas, bancos y seguros; el IBEX Industria y Varios está compuesto por acciones de las compañías industriales y de servicios varios, mientras que el IBEX Utilities incorpora valores de compañías de servicios sometidas a un régimen de tarifas controladas. Por último, el IBEX Complementario recoge aquellas acciones que formando parte de los índices sectoriales no son componentes del IBEX 35. En el periodo estudiado, la capitalización bursátil de los índices IBEX-35, IBEX Complementario, IBEX Financiero, IBEX Industria e IBEX Utilities, con respecto a la capitalización total del mercado continuo español, oscila en torno al 82%, 6%, 38%, 36% y 22%, respectivamente.

normal. Por ello, dado que las series de los rendimientos del total de días de los índices de la Sociedad de Bolsas son leptocúrticas,² los contrastes de igualdad de varianzas se han estudiado a través del estadístico de Brown-Forsythe (1974) ya que es menos sensible a la ausencia de normalidad. Bajo la hipótesis nula de igualdad de varianzas, dicho estadístico se distribuye como una F de Snedecor con 1 y 2607 grados de libertad en el numerador y denominador, respectivamente.

Por un lado, la hipótesis de igualdad de varianzas muestrales no se rechaza en los días anteriores a la víspera del festivo y en la víspera del festivo y se rechaza para un nivel de significación del 10% en la mayoría de los índices en los días posteriores al festivo. Por otro lado, la hipótesis de igualdad de medias se rechaza con rotundidad en los días pre-festivos, mientras que no se puede rechazar en los días anteriores al pre-festivo y en los días posteriores al festivo (véase Cuadro 1).

Ahora bien, si tenemos en cuenta los bajos niveles de significación obtenidos por el test de Brown-Forsythe para el contraste de varianzas muestrales entre los días pos-festivos y el resto de días, el contraste F de medias podría no resultar el más adecuado para contrastar la igualdad de medias al incumplirse el supuesto de igualdad de varianzas. Por este motivo, se ha estimado un modelo realizando la regresión del rendimiento de cada uno de los índices sobre una constante y una variable ficticia que toma valor 1 si el rendimiento se da en un día posterior al festivo y cero en caso contrario. La estimación se ha efectuado con la matriz de varianzas-covarianzas de White, que permite obtener estimaciones consistentes en presencia de heteroscedasticidad. Los resultados,

² El coeficiente de curtosis calculado como el cociente entre el momento de cuarto orden respecto a la media y la potencia cuarta de la desviación típica toma valores superiores a 6 en todas las series de rendimientos que hacen referencia al total de la muestra.

mostrados en el Panel D, indican que el coeficiente de la variable ficticia (α_i) no es significativamente distinto de cero en ninguno de los índices, confirmando la igualdad de medias.

En resumen, los rendimientos medios que se detectan indican la presencia de un efecto pre-festivo, mientras que los rendimientos medios del día anterior a la víspera de un festivo y del día después del festivo, aún siendo positivos, no son significativamente distintos de los observados en el total de la muestra y, por tanto, no muestran un patrón de comportamiento estacional.

Conviene destacar que el efecto pos-festivo ha sido analizado en el sistema de correos español en Rubio y Salvador (1991). Estos autores estudian el rendimiento del índice Bancobao durante los días pos-festivos distinguiendo dos periodos en función de si el primer día de negociación de la semana era martes (1972-84) o lunes (1984-87). Sus resultados coinciden con los aquí obtenidos para el sistema de negociación electrónico en el sentido de que la magnitud del rendimiento, siendo positiva, no es significativa ni en el primer periodo (97 festivos) ni en el segundo (22 festivos).

La igualdad de medias entre los pos-festivos y el resto de los días, observada en esta Sección, implicaría aceptar, en principio, la “*trading-time hypothesis*” propuesta por French (1980) según la cual el proceso generador de rendimientos solamente actúa en periodos en los que se puede contratar. Sin embargo, la existencia de rendimientos anormalmente altos los días pre-festivos en todos los índices de la Sociedad de Bolsas llevaría a rechazar esta hipótesis en el mercado español.

3. Estudio del efecto pre-festivo

Una vez comprobada la ausencia de efecto día festivo distinto del pre-festivo para cada índice IBEX, los rendimientos se han separado en dos grupos: los días que preceden a un festivo y el resto de días. Los principales estadísticos descriptivos de dichas submuestras se encuentran recogidos en el Cuadro 2. El rendimiento medio pre-festivo supera con claridad al rendimiento medio del resto de días en todos los índices IBEX, pues es de 7.5 a 46.7 veces superior al tamaño de la media muestral del resto de los días.³ En el caso del IBEX-35, el rendimiento medio de los días pre-festivos es de 14.1 veces el rendimiento del resto de días. Estos resultados son similares a los obtenidos por Pettengill (1989) y Ariel (1990) para grandes empresas americanas, pues obtienen rendimientos pre-festivos que son 13.5 y 14 veces más grandes que el rendimiento medio del resto días.

Las desviaciones típicas de los días pre-festivos son ligeramente inferiores a las obtenidas para el resto de días. Parece desprenderse, por tanto, una ausencia de estacionalidad en cuanto a la desviación típica (Panel A del Cuadro 2). Dicha hipótesis, se ha contrastado formalmente con el test de Brown-Forsythe. Los resultados, recogidos en el Panel B, muestran unos niveles de significación críticos altos y, en consecuencia, se puede concluir que las varianzas de los días pre-festivos no son significativamente distintas de las del resto de días. Además, en el Panel B se presentan los resultados del contraste F de igualdad de rendimientos medios. Se observa que el nivel de

³ Para abreviar, en el artículo solo se presenta el rendimiento medio de los días pre-festivos para toda la muestra. El detalle de los rendimientos medios pre-festivos para cada festivo y para cada año, que varían en cada caso, pueden solicitarse a los autores.

significación crítica es prácticamente nulo indicando, por tanto, el rechazo de la hipótesis de igualdad de rendimientos en los días pre-festivos en todos los índices.

Teniendo en cuenta los resultados anteriores, resulta de interés conocer si el elevado rendimiento positivo está provocado bien por su tamaño, bien por el número de días con rentabilidad positiva. En el Panel A del Cuadro 3, se indica el rendimiento total generado durante las vísperas de festivos (RTV) y se compara con el rendimiento total de la muestra (RT). Durante los días pre-festivos (4% del total de días) se genera un rendimiento que supone entre el 23% y el 65% del total de rentabilidad de los índices de la Sociedad de Bolsas. En el caso del IBEX 35, el rendimiento en las vísperas representa el 36% del rendimiento total y el rendimiento anualizado es del 7.85%, variable que desciende al 5.70% si no se tiene en cuenta los 100 días pre-festivos.

En el Panel B del Cuadro 3 se recoge el número de vísperas de festivo y el de días de la muestra total en los que el rendimiento es estrictamente mayor que cero. Los porcentajes muestran cierto predominio del número de rendimientos positivos en los días pre-festivos, hecho que no parece detectarse en las muestras que recogen el comportamiento del total de días. Con el fin de comprobar si el número de días con rendimiento positivo en los días pre-festivos coincide con el número de días con rendimiento positivo en el total de la muestra se ha realizado el contraste χ^2 de adherencia del ajuste. El estadístico de prueba utilizado es una función de los cuadrados de las frecuencias observadas (f_o) con respecto a las frecuencias esperadas (f_e) ponderadas por la frecuencia esperada:

$$\chi^2 = \sum \frac{(f_o - f_e)^2}{f_e}.$$

La hipótesis nula de igualdad de frecuencias se rechaza para un nivel de significación del 5% en todos los índices excepto para el IBEX Financiero.

En resumen, los resultados recogidos en el Cuadro 3, ponen de manifiesto la importancia del tamaño y de la frecuencia del rendimiento generado los días pre-festivos en todos los índices excepto en el IBEX Financiero en el que el efecto pre-festivo se debe a un reducido número de observaciones (58) que presentan elevados rendimientos.

Con el fin de tener mayor información sobre el comportamiento de las series, se han estudiado los coeficientes de asimetría y de curtosis para los días pre-festivos (Panel A del Cuadro 4) y para el resto de días (Panel B). La asimetría positiva aparece solo en dos índices de los pre-festivos, y cuatro de estos cinco índices presentan coeficientes de asimetría superiores que los del resto de días. Si observamos la curtosis, las diferencias entre ambas muestras son más evidentes, destacando la elevada leptocurtosis de los rendimientos de los días distintos a los pre-festivos.⁴ La hipótesis nula de normalidad en la distribución de rendimientos no se rechaza, al nivel del 1%, en los días pre-festivos, y se rechaza en el resto de días.

⁴ La existencia de valores extremos se puede dar tanto en distribuciones normales como en distribuciones leptocúrticas. No obstante, la probabilidad de ocurrencia de un valor extremo es mayor en ésta última.

Ahora bien, tal y como indica Peiró (1999), el rechazo de la normalidad admite dos interpretaciones: el rechazo de la simetría de la distribución y, por tanto, de la normalidad y/o el rechazo de la hipótesis de normalidad sin rechazar necesariamente la simetría. Por ello, y para contrastar la simetría de las series, se ha calculado la diferencia entre el rendimiento observado y el rendimiento medio definiendo dos submuestras para cada serie: la serie de rendimientos positivos y negativos respecto de la media muestral. Dos series se consideran simétricas cuando: (1) la probabilidad de ocurrencia de rendimientos por encima de la media con signo positivo coincida con la probabilidad de ocurrencia de los de signo negativo; (2) las distribuciones estadísticas de las series de rendimientos por encima de la media con signo positivo y con signo negativo sean iguales. Ambas hipótesis se han contrastado con el test de signos y con el test de rangos de Wilcoxon-Mann-Whitney, respectivamente.⁵ Los resultados se presentan en los Paneles A y B del Cuadro 4. De su estudio se desprende que las series de rendimientos pre-festivos se distribuyen como una normal, confirmando los resultados del test de Bera-Jarque. La ausencia de normalidad en las series del resto de días se debe a que: (i) se rechaza la igualdad de la probabilidad de ocurrencia en el IBEX Industria; (ii) se incumple la hipótesis de igualdad en la distribución estadística en el IBEX Financiero; (iii) las distribuciones del IBEX 35, IBEX Complementario e IBEX Utilities son leptocúrticas.

Los resultados anteriores sugieren, por un lado que, si tenemos en cuenta que los inversores son aversos a los momentos de orden par y prefieren los momentos de orden impar (véase Scott y Horvath, 1980), los días pre-festivos serían los escogidos para

⁵ Los estadísticos de dichos contrastes, bajo su correspondiente hipótesis nula, se distribuyen como una normal tipificada y se pueden encontrar en DeGroot (1988), pp. 547 y 554.

negociar, pues al compararlos con el resto de días se observa que presentan rendimientos más altos, varianzas similares, asimetrías similares o superiores y curtosis más bajas. Por otro lado, la (baja) curtosis detectada en los días pre-festivos lleva a rechazar la hipótesis de Aggarwal y Schatzberg (1997) según la cual la existencia de altos rendimientos se interpretaría como la compensación que el inversor exige para negociar en presencia de elevados coeficientes de curtosis.

4. Relaciones con otras anomalías

En esta Sección se investiga si la existencia de un efecto festivo en el mercado bursátil español está relacionada con otra u otras estacionalidades. Si así fuera, el comportamiento detectado los días pre-festivos tan solo se trataría de la manifestación de esas anomalías. En concreto, se analizan posibles relaciones entre el efecto festivo con: la estacionalidad mensual, el tamaño de la empresa y la horquilla de precios, la estacionalidad en el rendimiento diario y la estacionalidad en el volumen negociado.

4.1. Estacionalidad mensual

La estacionalidad mensual más conocida y estudiada es, sin duda alguna, el efecto enero que hace referencia a la regularidad empírica detectada en gran cantidad de mercados bursátiles según la cual el rendimiento de las acciones es mayor en el mes de enero que en el resto del año.

En el caso español, hay gran cantidad de trabajos que abordan el estudio de este efecto sea de forma directa sea de forma tangencial. Así, Gultekin y Gultekin (1983) estudian

el periodo 1959-1979 y obtienen evidencias de descensos en los rendimientos al final del año que se incrementan en los primeros meses del año siguiente. Santesmases (1986) vuelve a detectar dicha estacionalidad en el periodo 1979-1983 y observa que el efecto “cambio de año” persiste a pesar de tener en cuenta el efecto impositivo sobre la venta de las acciones, mientras que Basarrate y Rubio (1994a) con datos del periodo 1976-1991 encuentran evidencias de una explicación impositiva al efecto enero que se confirma en Basarrate y Rubio (1994b) al estudiar la relación entre el volumen de contratación y la imposición sobre plusvalías y minusvalías. Viñolas (1995) detecta elevadas rentabilidades los meses de enero comprendidos entre 1941 y 1992, siendo los sectores bancarios y de construcción los más sensibles. Fernández e Yzaguirre (1995) observan el efecto enero en el índice IBEX-35 durante los años 1987-1994. Por último, Marhuenda (1998) con datos del periodo 1967-89 advierte que el mes de enero ofrece tanto un premio por riesgo como una rentabilidad superior a la del resto del año.

Ante la evidencia de la existencia de ese efecto enero, se ha comprobado si las elevadas rentabilidades detectadas en los pre-festivos están relacionadas con él. En primer lugar, se ha estimado el siguiente sistema de ecuaciones siguiendo la metodología de los modelos de regresión aparentemente no relacionados:

$$r_{it} = c_i + \alpha_{i,1} D_{PRE} + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

donde $i = IBEX\ 35, IBEX-C, IBEX-F, IBEX-I\ E\ IBEX-U$; D_{PRE} es una variable ficticia que toma el valor 1 si t hace referencia a la víspera de un festivo y cero en caso

contrario, ε_{it} recoge el término de error.⁶ En el Panel A del Cuadro 5 se presentan los resultados. La constante, que mide el rendimiento medio de cada uno de los índices, es positiva aunque tan solo es significativa en el IBEX Utilities. Los coeficientes de la variable ficticia de los pre-festivos son positivos en todos los índices y significativos para un nivel del 1%. Su significatividad indica la existencia de un efecto pre-festivo y su signo indica que en los días pre-festivos se obtiene un rendimiento adicional positivo. Este resultado ya se había detectado en las Secciones 2 y 3. No obstante, la estimación del modelo (1) se ha realizado antes de comprobar cómo afecta la introducción de nuevas variables en el tamaño y en la significatividad de los coeficientes que acompañan a las variables ficticias asociadas a los días pre-festivos. En primer lugar, se ha añadido otra variable ficticia que recoge los rendimientos obtenidos durante el mes de enero, esto es:

$$r_{it} = c_i + \alpha_{i,1}D_{PRE} + \alpha_{i,2}D_{ENERO} + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

donde D_{ENERO} toma valor 1 si t se encuentra en el mes de enero y cero en caso contrario. La magnitud del coeficiente de los días pre-festivos se ha de interpretar ahora como el rendimiento adicional obtenido las vísperas de festivos después de ajustar por el efecto enero. Los resultados de la estimación del modelo (2) se encuentran en el Panel B del Cuadro 5. Ninguno de los coeficientes de la nueva variable ficticia es significativo al

⁶ Los modelos de regresión aparentemente no relacionados (*Seemingly Unrelated Regression Models*) estiman los parámetros teniendo en cuenta la presencia de heteroscedasticidad y correlación contemporánea entre los términos de error. La presencia de autocorrelación se ha detectado en algunos índices pero la incorporación de esquemas específicos de autocorrelación no afecta a las inferencias realizadas. Para abreviar, en el artículo, tan solo se exponen los resultados del modelo sin esquemas de autocorrelación, el resto de resultados pueden solicitarse a los autores.

1% y los coeficientes de las variables ficticias que acompañan a los pre-festivos apenas sufren variaciones en su tamaño y significatividad.

Hay que tener en cuenta que la literatura financiera suele centrar el efecto enero en los últimos días del mes de diciembre y en los primeros del mes de enero, con lo que se estaría realmente ante un efecto “cambio de año”. En el calendario bursátil español, las festividades de Nochebuena, Navidad, Año Nuevo y Reyes se encuentran situadas en dicho periodo de tiempo. Por este motivo, en segundo lugar, se ha comprobado si las elevadas rentabilidades detectadas en los días pre-festivos se deben exclusivamente a las vísperas de esos festivos, añadiendo en el modelo (1) una nueva variable ficticia D_{CAMBIO} que toma valor 1 si t hace referencia a la segunda quincena del mes de diciembre o a la primera del mes de enero y cero en caso contrario. El nuevo modelo queda como:

$$r_{it} = c_i + \alpha_{i,1}D_{PRE} + \alpha_{i,2}D_{CAMBIO} + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

y los resultados de su estimación se recogen en el Panel C del Cuadro 5. Se observa que ninguno de los coeficientes de la nueva variable ficticia es significativo. Por tanto, de la estimación de los modelos (2) y (3) se desprende que el efecto pre-festivo no es una manifestación ni del efecto enero ni del efecto cambio de año.

4.2. El tamaño de la empresa y la horquilla de precios

Keim (1989) indica que el elevado rendimiento de los pre-festivos puede ser debido a un patrón de comportamiento seguido por los inversores por el cual, antes de la víspera

del festivo, suelen tomar posiciones que se acercan al mejor precio de compra mientras que la víspera del festivo suelen tomar posiciones que se acercan al mejor precio de venta. Si este fuera el patrón de comportamiento seguido por la mayoría de los inversores, el rendimiento positivo de los pre-festivos sería más significativo en las empresas pequeñas que en las grandes debido a que la horquilla relativa es mayor en las primeras que en las segundas (véase las medidas de liquidez recogidas en el Cuadro 1 de Rubio y Tapia (1996)).

En la literatura financiera este aspecto se suele comprobar de dos formas. Una consiste en definir dos índices, uno ponderado por la capitalización y otro equiponderado. El primero incidiría en el comportamiento de las grandes empresas, mientras que el segundo resaltaría la importancia de las pequeñas. La otra forma se basa en la utilización de percentiles con el fin de construir distintas carteras a partir de los datos de la muestra original. En este trabajo se ha optado por una tercera alternativa: comparar el IBEX 35 con el IBEX Complementario ya que, como se detalló en la Sección de datos, este último incorpora todas las acciones que, formando parte de algún índice sectorial de la Sociedad de Bolsas, no forman parte del IBEX 35. Si tenemos en cuenta los criterios utilizados por la Sociedad de Bolsas para la construcción de ambos índices, tanto la capitalización como la horquilla relativa de las acciones que los forman son totalmente diferentes.

Por otra parte, como las mayores diferencias entre los rendimientos obtenidos por las empresas pequeñas y por las grandes se detectan en el mes de enero (véase Gómez-Sala y Marhuenda (1998) para el caso español), la posible relación entre el efecto pre-festivo y la horquilla de precios se ha contrastado sobre las estimaciones del modelo (2), puesto

que los coeficientes de las variables pre-festivas ya han descontado el posible efecto diferencial sobre el rendimiento que pudiera detectarse en el mes de enero.

Los resultados se presentan en el Panel D del Cuadro 5. El primer resultado que llama la atención es que el diferencial de rendimiento obtenido en el mes de enero no es significativamente distinto entre empresas grandes y pequeñas (H_0^1). Además, el contraste de igualdad de los coeficientes de las variables ficticias representativas de los pre-festivos no se puede rechazar entre el índice más y menos capitalizado (H_0^2), entre todos los índices sectoriales (H_0^3) y entre todos los índices de la Sociedad de Bolsas (H_0^4), ya que los contrastes arrojan unos niveles de significación críticos del 28.3%, 75.1% y 47.5%, respectivamente. En resumen, se rechaza la hipótesis de que el comportamiento del inversor sugerido por Keim sea el causante del efecto pre-festivo en el mercado español. Además, el efecto pre-festivo no es significativamente distinto en ninguno de los índices. Por consiguiente, dicho efecto no depende ni del tamaño de la empresa ni del sector al que pertenece.

4.3. Rentabilidad diaria

La estacionalidad diaria de los rendimientos bursátiles en la bolsa Española ha sido estudiada en gran cantidad de trabajos.⁷ Ninguno de los estudios realizados detecta estacionalidad diaria hasta el año 1984 (en este período los martes eran el primer día bursátil de la semana y tenían un rendimiento positivo pero no significativo). Entre

⁷ Destacan, entre otros, los de Santasmases (1986), Peiró (1994), Peña (1995) y Corredor y Santamaría (1996) para el Índice General de la Bolsa de Madrid; el de Rubio y Salvador (1991) para el índice Bancobao; y los estudios de Fernández e Yzaguirre (1995), Viñolas (1995), Camino (1997) y Pardo (1998) para el índice IBEX 35.

1984 y 1991 los lunes presentan, a diferencia del resto de las principales bolsas internacionales, un rendimiento positivo y significativo. Este rendimiento estaba provocado por la práctica de liquidación conocida como el *semaneo*. Las operaciones se liquidaban el viernes de la semana siguiente a la que se realizaban con lo que el lunes se convertía en un día con un claro carácter comprador. Desde noviembre del año 1991, fecha en la que dejó de realizarse el *semaneo*, los diferentes trabajos realizados sobre el IBEX-35 detectan estacionalidades diarias en los rendimientos de los jueves y viernes.

Dado que, según la evidencia disponible en la literatura española, la estacionalidad diaria se modificó con el cambio de liquidación, el estudio de la relación del efecto festivo con la anomalía del día de la semana se ha realizado eliminando de la muestra el periodo anterior a noviembre de 1991, estimando el siguiente modelo de regresión multivariante:

$$r_{it} = \alpha_{iL} D_L + \alpha_{iM} D_M + \alpha_{iX} D_X + \alpha_{iJ} D_J + \alpha_{iV} D_V + \alpha_{iPREL} D_{PREL} + \alpha_{iPREM} D_{PREM} + \alpha_{iPREX} D_{PREX} + \alpha_{iPREJ} D_{PREJ} + \alpha_{iPREV} D_{PREV} + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

donde, además de las variables ficticias indicativas de los días de la semana (D_L , D_M , D_X , D_J y D_V) se han introducido tantas variables adicionales pre-festivas como días de la semana (D_{PREL} , D_{PREM} , D_{PREX} , D_{PREJ} y D_{PREV}).

En el Panel A del Cuadro 6 se presentan los resultados. El mayor rendimiento medio de los días no pre-festivos se da los viernes (α_{iV}), donde el rendimiento es positivo y significativo en todos los índices de la Sociedad de Bolsas. La hipótesis nula de ausencia de estacionalidad diaria no se puede rechazar para un nivel de significación del 5% en ninguno de los índices IBEX, excepto en el IBEX Industria y varios. En este

caso, la estacionalidad viene marcada por el elevado rendimiento de los viernes (0.192%).

Por otra parte, los rendimientos de los viernes pre-festivos son positivos y significativos en todos los índices para un nivel de significación del 5%. Además, los rendimientos pre-festivos de los martes de los índices IBEX-35 e IBEX Utilities también son significativos. A pesar de esto, la hipótesis de ausencia de estacionalidad diaria en los días pre-festivos no se puede rechazar para los niveles usuales de significación en todos los índices (véase la última fila del Panel A).

Hay que tener en cuenta que cuando se separan las muestras en días de la semana, las series de los días pre-festivos se reducen de manera considerable. Por este motivo, en el Cuadro 6, se recogen los resultados de los contrastes no paramétricos de Siegel-Tukey (Panel B) y de Kruskal-Wallis (Panel C), especialmente apropiados para detectar diferencias en la dispersión y posición de los datos, respectivamente.

Los resultados del Panel B muestran que no se puede rechazar la hipótesis de igualdad de las varianzas entre días pre-festivos y días no pre-festivos.⁸ Por su parte, los resultados del Panel B y C confirman los obtenidos previamente y señalan a los viernes, en todos los índices, y a los martes, en el IBEX-35 y en el IBEX Utilities, como los días en los que se concentra el efecto pre-festivo. En conjunto, tanto el Panel A como el C, evidencian cierta tendencia en el mercado español al aumento de precios siempre que se

⁸ Dado que existen probadas evidencias de heteroscedasticidad condicional en las series de rentabilidades diarias de nuestro mercado, sería interesante estudiar el efecto pre-festivo dentro de modelos de volatilidad condicional, no obstante el escaso número de días pre-festivos impide realizar un estudio utilizando este marco de referencia.

acerca un periodo sin negociación, sea provocado por la presencia de un festivo, sea por la proximidad de un fin de semana.⁹

4.4. Volumen negociado

Por ultimo, se ha comprobado si existe algún patrón de comportamiento en el volumen negociado que ayude a explicar el efecto pre-festivo. En concreto, se ha estudiado el volumen medio negociado en valores del IBEX-35 desde el 1/1/1992 hasta el 31/5/2000 (Cuadro VII). En primer lugar destaca el hecho de que el volumen negociado los días pre-festivos supera al negociado el resto de días (456.50 vs. 427.04 millones de euros). Ahora bien, los valores obtenidos tanto del test de Kruskal-Wallis como del test de Siegel-Tukey indican que no existe diferencia ni en la posición ni en la dispersión entre ambas submuestras. Estos mismos comentarios se pueden extender al volumen negociado condicionado al día de la semana, ya que no se observa ninguna diferencia estadísticamente significativa entre los pre-festivos y los no pre-festivos.

5. Factores institucionales o normativos

En esta sección se estudia si el efecto pre-festivo está relacionado con comportamientos derivados de determinadas prácticas realizadas por las empresas cotizadas en bolsa y/o por los gestores de carteras, sea de forma premeditada sea como consecuencia de las normas de negociación.

⁹ De manera adicional se ha comprobado que no existe un comportamiento diferencial entre los días que preceden a festivos que coinciden con fin de semana y los que preceden a festivos que provocan cierres de mercado.

5.1. El pago del dividendo

Hay que tener en cuenta que, en este trabajo, los rendimientos se han calculado sin tener en cuenta el pago de dividendos. Tal y como indican Kim y Park (1994), si se detectara algún patrón de comportamiento en la fecha de pago del dividendo que llevara a las empresas a evitar el pago de los dividendos en los días vísperas de festivos, los resultados obtenidos con rendimientos sin ajustar por el dividendo podrían presentar un importante sesgo. Interesa, por tanto, conocer cuál es el esquema seguido por las empresas españolas a la hora de repartir el dividendo.

Desde el 1/1/1990 hasta el 30/5/2000 se han realizado un total de 3474 pagos de dividendos por las empresas admitidas a cotización en el Mercado Continuo. Un hecho curioso es que 339 de esos pagos han tenido una fecha valor que ha coincidido con un sábado (246) o con un domingo (93). En cualquier caso, su repercusión en bolsa hay que descontarla en el primer día hábil de negociación de la semana siguiente.¹⁰

En la muestra total, hay 136 dividendos que tienen una fecha de pago que coincide con un día pre-festivo. Si calculamos la frecuencia en el pago del dividendo en la submuestra de los pre-festivos y la comparamos con la frecuencia del resto de días (3338 pagos) obtenemos que apenas existen diferencias, puesto que la frecuencia en la primera es de 1.36 (136 pagos sobre 100 días pre-festivos) mientras que en la segunda es de 1.33 (3338 sobre 2510).

¹⁰ El pago del dividendo durante un fin de semana puede tener diferentes explicaciones: (1) algunas empresas (Bankinter) tienen por costumbre el reparto del dividendo en fin de semana; (2) otras empresas (Banco de Bilbao y Banco de Santander) reparten dividendo en fecha fija con lo que a lo largo de los 10 años de la muestra es posible que en varias ocasiones dicha fecha haya coincidido con fin de semana; (3) es posible que la empresa pacte una retribución adicional por valoraciones al intermediario financiero que gestiona el pago del dividendo.

Además de la frecuencia del pago del dividendo, también interesa conocer su cuantía. A partir del impacto estimado de los dividendos en el índice IBEX-35 durante el periodo 1995-1999, publicado en los informes mensuales de la Sociedad de Bolsas, se ha obtenido que la rentabilidad por dividendo diaria del índice IBEX-35 tan solo representa un 0.012%. Estos resultados llevan a la conclusión de que la frecuencia del pago y el importe del dividendo difícilmente pueden explicar la elevada rentabilidad de los días pre-festivos.

5.2. El “maquillaje” de carteras

El “maquillaje” de carteras se suele definir como una práctica seguida por las sociedades cotizadas a través de su intermediario financiero o por los inversores institucionales (instituciones de inversión colectiva, sociedades de cartera y fondos de pensiones), según la cual el gestor actúa sobre la cotización de un valor o sobre la composición de la cartera con el objetivo de que los inversores o los analistas perciban una mejora en su valoración. El maquillaje suele realizarse al final del periodo de evaluación del comportamiento de la cartera que puede ser al final del mes, del trimestre o del año fiscal.¹¹

Dado que 31 de los 100 días pre-festivos considerados coinciden con el último día hábil de un mes (téngase en cuenta que la víspera de los festivos de 1 de enero, 1 de mayo y 1

¹¹ Véase Amutio (1995) para una revisión de las diferentes técnicas utilizadas para el “maquillaje” de carteras.

de noviembre son fin de mes), se ha comprobado si el efecto pre-festivo se debe a la existencia de elevados rendimientos durante dichos días, estimando el siguiente modelo:

$$r_{it} = c_i + \alpha_{i,1}D_{PRE} + \alpha_{i,2}D_{FIN} + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

donde D_{FIN} es una variable ficticia que toma valor 1 si la observación coincide con un pre-festivo situado en el último día hábil del mes y cero en caso contrario. Al añadir dicha variable, el coeficiente de los pre-festivos se interpreta como el rendimiento adicional que se obtiene en los días pre-festivos una vez descontado un posible efecto “maquillaje de carteras”.

Los resultados de la estimación aparecen recogidos en el Cuadro 8. El coeficiente de la variable pre-festiva disminuye en todos los índices excepto en el IBEX Utilities con respecto a los obtenidos para el modelo 1, si bien dicho coeficiente es siempre positivo y significativo al 5%. Por su parte, el coeficiente de D_{FIN} solamente es significativo en el IBEX Complementario. De estos resultados se deduce que el efecto pre-festivo no se debe a un posible maquillaje de carteras y que dicho maquillaje solo es significativo en acciones poco líquidas y de baja capitalización (las que componen el IBEX Complementario).

Conviene tener en cuenta que la forma de observar el maquillaje a través de una variable ficticia a final de mes implica que los gestores esperan hasta el último día hábil del periodo para realizar sus operaciones. Ahora bien, es posible que el maquillaje de carteras se realice en los últimos días del mes, trimestre o año para reajustarlo nuevamente en los primeros días del mes, trimestre o año siguiente. Si esto fuera así, el

efecto no se observaría con una sola variable ficticia al final de mes. Para contrastar este hecho se han realizado distintas hipótesis de comportamiento considerando ventanas de hasta tres días antes y después del final del periodo elegido. En ninguno de los casos el “maquillaje” explica el efecto pre-festivo.

5.3. El vencimiento de los contratos derivados sobre IBEX 35

Finalmente, y solo para el caso del índice IBEX 35, se ha estudiado si las condiciones generales de los contratos derivados sobre IBEX-35 puede tener alguna relación con el efecto pre-festivo. En concreto, las estrategias de arbitraje con derivados mantenidas hasta el vencimiento provocan una acumulación de órdenes compradoras o vendedoras tanto en el mercado de contado como en el mercado derivado. Caso de producirse una infravaloración continuada del contrato de futuro aparecería un número importante de órdenes de compra de las acciones que componen el IBEX 35 el día del vencimiento del contrato de futuro.¹² Teniendo en cuenta que la fecha de vencimiento de dichos contratos es el tercer viernes del mes de vencimiento y la elevada proporción de viernes pre-festivos con respecto al total de días pre-festivos (38%), cabría plantearse si existe alguna relación entre el efecto pre-festivo y el vencimiento del contrato derivado. La respuesta no puede ser más contundente, de los 38 viernes pre-festivos ninguno coincide con el vencimiento de un contrato derivado.

¹² En Corredor *et al.* (1997) y Pardo (1998) se estudia el efecto del vencimiento de los derivados sobre la rentabilidad, volatilidad y volumen negociado de las acciones que componen el IBEX 35.

6. El efecto pre-festivo en acciones individuales.

Con el fin de ahondar en la búsqueda de una explicación y de comprobar la implicación práctica de la estacionalidad detectada, se ha analizado el efecto pre-festivo en una selección de los títulos más representativos del IBEX-35 (véase la primera columna del Cuadro 9).¹³ Obsérvese que el rendimiento medio de los días pre-festivos (μ_p) es superior al rendimiento del resto de los días (μ_R) en todas las acciones. En concreto, el cociente entre el rendimiento medio pre-festivo y el rendimiento medio del resto de los días oscila entre 4 (Telefónica) y 18 (Iberdrola).

Dado que la hipótesis de igualdad de varianzas no se puede rechazar para los niveles de significación usuales, la hipótesis nula de la igualdad del rendimiento medio se ha contrastado mediante el estadístico F. La hipótesis nula se rechaza en todas las acciones menos en Telefónica, Santander Central Hispano y Catalana de Gas y, por tanto, los resultados indican la existencia de un efecto pre-festivo en 6 de las 9 acciones elegidas.

La selección de títulos individuales permite comprobar de forma directa si el efecto detectado es o no es explotable. Para ello, se ha de tener en cuenta la horquilla de precios relativa y las comisiones que se soportan al negociar con acciones. En concreto, la horquilla (ultima columna del Cuadro 9) se ha calculado como la diferencia entre la media de los mejores precios de venta y de los de compra a lo largo de la sesión dividida por la semisuma de ambas medias. Por su parte, las comisiones utilizadas son

¹³ Las acciones se han seleccionado teniendo en cuenta tanto la ponderación en el IBEX-35 como su frecuencia de contratación intradiaria. La serie BBVA recoge la serie BBV hasta la fusión con Argentaria el 31/01/2000 mientras que la serie SCH incorpora la serie del Banco de Santander hasta su fusión con el Banco Central Hispano el 19/04/1999.

las que soportan las Sociedades de Valores al comprar y vender acciones que oscilan entre un 0.13% y un 0.2%. La consideración de las fricciones del mercado pone de manifiesto que el efecto pre-festivo es explotable en BBVA, Iberdrola, Repsol y Unión Fenosa con comisiones máximas (0.2%), y en Banco Popular y Endesa con comisiones mínimas (0.13%).

Estos resultados tienen aplicaciones prácticas importantes ya que las Sociedades de Valores pueden obtener un rendimiento adicional planteando estrategias basadas en la compra de acciones antes del cierre del día anterior a un pre-festivo para cancelarlas a última hora del día siguiente. Por su parte, el pequeño inversor puede beneficiarse de este efecto ya que un vendedor puede obtener mejores precios si decide negociar en las últimas horas de mercado de las vísperas de un festivo. A su vez, el efecto pre-festivo señala a la víspera de un festivo como el peor día para comprar.

7. Relaciones con otros mercados

La importancia de la Bolsa de Valores de Madrid en el conjunto del mercado de valores español y la influencia de las bolsas de valores de Estados Unidos a escala internacional, llevan a plantearse si el efecto pre-festivo detectado en los índices elaborados por la Sociedad de Bolsas es un efecto local, nacional o internacional. Para responder a esta pregunta, esta Sección estudia si existe alguna relación entre el efecto pre-festivo detectado en los índices IBEX y el calendario bursátil de las bolsas de valores anteriormente citadas.

7.1. El calendario bursátil de la Bolsa de Madrid y el efecto pre-festivo en España

Los festivos señalados en la Sección 2 recogen festividades nacionales en las que las cuatro bolsas de Valores de España (Madrid, Barcelona, Bilbao y Valencia) están cerradas. Hasta el año 1998, los calendarios de negociación bursátil de las cuatro bolsas no estaban unificados y cada una de ellas presentaba a lo largo del año una serie de festividades locales.

Dado que la Bolsa de Madrid durante el periodo estudiado recoge más del ochenta por ciento de la contratación del mercado continuo, la relación entre su calendario de negociación y el efecto pre-festivo se ha estudiado a partir de la estimación del siguiente modelo:

$$r_{it} = c_i + \alpha_{i,1}D_{PRE} + \alpha_{i,2}D_M + \varepsilon_{it} \quad (6)$$

en el que la variable D_M es una variable ficticia que toma valor 1 si la observación coincide con un pre-festivo solamente de la Comunidad de Madrid y cero en caso contrario.

Los resultados (Panel A del Cuadro 10) señalan que el rendimiento adicional que se obtiene en las vísperas de festivo de la Bolsa de Madrid, aunque positivo, no es significativamente distinto de cero en ninguno de los índices. Así pues, a pesar de la importancia del volumen de contratación de la Bolsa de Madrid con respecto al resto de bolsas españolas, el efecto pre-festivo detectado en las secciones anteriores no tiene carácter local.

7.2. El calendario bursátil de Estados Unidos y el efecto pre-festivo en España

La gran cantidad de trabajos que señalan la importancia del mercado americano a la hora de transmitir movimientos de información entre los mercados de acciones del mundo, ha llevado a diversos autores a plantearse si el efecto pre-festivo detectado en diferentes mercados está explicado por el efecto pre-festivo en el mercado americano. Así, Cadsby y Ratner (1992) observan un efecto pre-festivo en cuatro mercados, pero tan solo uno de ellos (Hong Kong) presenta evidencias de que ese efecto esté relacionado con el mercado americano. Kim y Park (1994) estudian los índices FT-30 y Nikkei, y detectan el efecto pre-festivo en ambos pero señalan que es independiente del observado en los mercados de Estados Unidos.

En esta sección, se plantea si el efecto pre-festivo en el mercado español está relacionado con el efecto pre-festivo en Estados Unidos. Para ello, el efecto pre-festivo español se ha desagregado con el fin de comprobar si tiene alguna componente que pueda ser explicada por el calendario bursátil de los mercados de acciones de Estados Unidos. Para ello, se han definido dos nuevas variables ficticias. Por un lado, D_{ESP} es una variable ficticia que toma valor 1 si t es un pre-festivo en España que no es pre-festivo en Estados Unidos (69 días). Por otro lado, D_{AMBOS} es una variable ficticia que toma valor 1 si t hace referencia a la víspera de festivo tanto en España como en Estados Unidos (31 días). La definición del modelo:

$$r_{it} = c_i + \alpha_{iESP} D_{ESP} + \alpha_{iAMBOS} D_{AMBOS} + \varepsilon_{it} \quad (7)$$

permite separar el rendimiento de los días pre-festivos detectado con el modelo 1. La constante recoge el rendimiento de los días que no son vísperas de festivo; α_{iESP} recoge el rendimiento diferencial de las vísperas de festivo que se dan en España exclusivamente, mientras que α_{iAMBOS} indica el rendimiento adicional por las vísperas de festivos que se dan tanto en Estados Unidos como en España.

Los resultados, que se presentan en el Panel B del Cuadro 10, indican que todos los coeficientes de la primera variable ficticia son significativos al 1%, mientras que los coeficientes de la segunda lo son para un nivel del 10%, excepto en el caso del IBEX Financiero. El contraste de igualdad entre los coeficientes de ambas variables ficticias no se puede rechazar en ninguno de los casos para los niveles de significación usuales, a pesar del elevado tamaño que toma el coeficiente en los índices IBEX Complementario, Industrial y Utilities. Por tanto, los resultados indican que el efecto pre-festivo en España, excepto en el IBEX Financiero, está provocado tanto por los festivos que se dan solo en España como por los que se dan en España y Estados Unidos.

Si las anomalías que se han detectado estuvieran parcialmente provocadas por información originada en Estados Unidos, los rendimientos anormalmente altos se encontrarían no solo en las vísperas de festivos de España sino que también en las vísperas de festivo de Estados Unidos. Para contrastar dicha hipótesis se ha definido una nueva variable ficticia D_{EU} que toma valor 1 si t es un pre-festivo en Estados Unidos que no es pre-festivo en España (52 días). Al estimar el siguiente modelo:

$$r_{it} = c_i + \alpha_{iESP}(D_{ESP} + D_{AMBOS}) + \alpha_{iEU}(D_{EU} + D_{AMBOS}) + \varepsilon_{it} \quad (8)$$

se puede comprobar si el efecto pre-festivo de los días comunes se debe a un efecto específico del mercado español o a un efecto pre-festivo internacional.

La estimación se presenta en el Panel C del Cuadro 10. Los coeficientes de la variable que recoge los pre-festivos en España son significativos y positivos al 1%, mientras que los de los pre-festivos en Estados Unidos no son significativos. Estos resultados indican claramente que, a pesar de la notable influencia de los mercados norteamericanos en el mercado español, el efecto pre-festivo detectado en los índices de la Sociedad de Bolsas está provocado exclusivamente por los días pre-festivos del calendario bursátil español.

8. Conclusiones

Este trabajo presenta, por primera vez en el mercado español, evidencias de estacionalidad en el rendimiento obtenido en las vísperas de un festivo, que es positivo y significativamente distinto al observado el resto de los días. El rendimiento positivo también se ha detectado en el entorno del festivo pero su diferencia con respecto a la muestra total no es significativa.

El efecto pre-festivo se observa en todos los índices de la Sociedad de Bolsas con independencia del grado de capitalización o del sector al que pertenezcan las empresas que los forman. Tras estudiar la cuantía y la frecuencia del rendimiento detectado en esos días, se ha comprobado que dicho efecto no es una manifestación de otras estacionalidades (mensual o diaria), no se explica por el tamaño de las empresas o por el volumen negociado, ni está justificado por determinadas prácticas institucionales o

normativas tales como el pago del dividendo, el maquillaje de carteras o el vencimiento de los activos derivados sobre IBEX-35.

El estudio individual de dicho efecto en una selección de los nueve títulos más representativos de la Bolsa Española pone de manifiesto que la anomalía detectada se mantiene y es explotable, por lo que los resultados tienen un claro interés para las sociedades de valores.

Por otra parte, se ha comprobado que el efecto detectado en los índices de la Sociedad de Bolsas se debe exclusivamente a los días pre-festivos del calendario bursátil español al no encontrar relaciones con los pre-festivos exclusivos de la Bolsa de Madrid ni con los de los mercados USA. Este último resultado implica que las posibles razones que originan dicho efecto hay que buscarlas en factores propios del mercado español.

La persistencia y el tamaño del efecto pre-festivo, tal y como indican Lakonishok y Smidt (1988), requieren una explicación. Más aún, si se tiene en cuenta que los gestores de cartera de las entidades de inversión colectiva en España, ante la llegada de un festivo, suelen deshacer las posiciones de contado que no pueden cubrir con derivados. El estudio del patrón estacional de las cancelaciones de las ventas y de las compras a crédito antes de un festivo, el análisis del comportamiento de la horquilla en el entorno de los festivos y la utilización de bases de datos intradía permitirán, quizá, localizar el efecto pre-festivo y arrojar mayor luz sobre esta anomalía en futuras investigaciones.

Bibliografía

- Aggarwal R. y J.D. Schatzberg (1997): "Day of the week effects, information seasonality, and higher moments of security returns", *Journal of Economics and Business*, 49, pp. 1-20.
- Amutio, G. (1995): "¿Puede el maquillaje de carteras explicar el efecto enero?", *Análisis Financiero*, 66, pp. 20-34.
- Ariel, R.A. (1990); "High stock returns before holidays: existence and evidence on possible causes", *The Journal of Finance*, 7, pp. 1611-1626.
- Basarrate, B. y G. Rubio (1994a): "La imposición sobre plusvalías y minusvalías: sus efectos sobre el comportamiento estacional de los valores", *Revista Española de Economía*, 11(2), pp. 246-277.
- Basarrate, B. y G. Rubio (1994b): "La imposición sobre plusvalías y minusvalías y el volumen de contratación en el mercado bursátil", *Moneda y Crédito*, 199, pp. 97-123.
- Brown, M. y A. B. Forsythe (1974): "Robust tests for the equality of variances", *Journal of the American Statistical Association*, 69, pp. 364-367.
- 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, pp. 51-75.
- Cadsby, C.B. y M.T. Ratner (1992): "Turn-of-the-month and pre-holiday effects on stock returns", *Journal of Banking and Finance*, 16, pp. 497-509.
- 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*, XXV,86, pp. 235-252.
- Corredor, P.; P. Lechón y R. Santamaría (1997): "El vencimiento de los derivados y el IBEX-35", *Revista de Economía Aplicada*, 14, pp. 81-97.
- DeGroot, M.H. (1988): *Probabilidad y Estadística*, 2ª edición, Editorial Addison-Wesley Iberoamericana, Delaware, Estados Unidos.
- Fernández, P. y J. Yzaguirre (1995): *Ibex-35. Análisis e Investigaciones*, Ediciones Internacionales Universitarias, Barcelona.
- French, K. R. (1980): "Stock returns and the weekend effect", *Journal of Financial Economics*, 8, pp. 55-69.
- Gultekin, M.N. y N.B. Gultekin (1983): "Stock market seasonality: International evidence", *Journal of Financial Economics*, 12, pp. 469-482.

- Gómez-Sala, J.C. y J. Marhuenda (1998): "Tamaño y estacionalidad en la rentabilidad mensual de las acciones", *Actualidad Financiera*, pp. 25-37.
- Keim, D. B. y R. F. Stambaugh (1984): "A further investigation of the weekend effect in stock returns", *The Journal of Finance*, 3, pp. 819-840.
- Keim, D. B. (1989): "Trading patterns, bid-ask spreads and estimated security returns: the case of common stocks at calendar turning points", *Journal of Financial Economics*, 25, pp. 57-67..
- Kim, C.W. y K. Park (1994): "Holiday evidence and stock returns: further evidence", *Journal of Financial Economics*, 29, pp. 145-157.
- Lakonishok, J. y S. Smidt (1988): "Are seasonal anomalies real? A ninety year perspective", *The Review of Financial Studies*, 1, pp. 403-425.
- Liano, K.; P.H. Marchand y G.C. Huang (1992): "The holiday effect in stock returns: evidence from the OTC market", *Review of Financial Economics*, 2, pp. 45-54.
- Marhuenda, J. (1998): "Estacionalidad de la prima por riesgo en el mercado de capitales español", *Revista Española de Financiación y Contabilidad*, 94, pp.13-36.
- Mills, T.C. y J.A. Coutts (1995): "Calendar effects in the London Stock Exchange FT-SE indices", *The European Journal of Finance*, 1, pp. 79-93.
- Pardo, A. (1998): "Efectos de los mercados derivados sobre Ibex-35 en el activo subyacente", *Revista Española de Financiación y Contabilidad*, 94, pp.99-128.
- Peiró, A. (1994): "La estacionalidad diaria del mercado de acciones español", *Investigaciones Económicas*, XVIII, 3, pp. 557-569.
- Peiró, A. (1999): "Skewness in financial returns", *Journal of Banking and Finance*, 23, pp. 847-862.
- Peña, I. (1995): "Daily seasonalities and stock market reforms in Spain", *Applied Financial Economics*, 5, pp. 419-423.
- Pettengill, G.N. (1989): "Holiday closings and security returns", *Journal of Financial Research*, 12, pp. 57-67.
- Rubio, G. y L. Salvador (1991): "Estacionalidad diaria de los precios de las acciones en el mercado español de capitales", *Revista Española de Financiación y Contabilidad*, 67, pp. 307-336.
- Rubio, G y M. Tapia (1996): "Adverse selection, volume and transactions around dividend announcements in a continuous auction system", *European Financial Management*, 2, pp 39-67.

- Rogalski, R (1984): “New findings regarding day-of-the-week returns over trading and non-trading periods: a note”, *Journal of Finance*, 34, pp. 1603-1614.
- Santesmases, M. (1986): “An investigation of the Spanish stock market seasonalities”, *Journal of Business Finance and Accounting*, 13, pp. 267-276.
- Scott, R.A. y P.A. Horvath (1980): “On the direction of preferences for moments higher than the variance”, *Journal of Finance*, 35, pp- 915-919.
- Vergin, R.C. y J. McGinnis (1999) “Revisiting the holiday effect: is it on holiday?”, *Applied Financial Economics*, 9, pp. 477-482.
- Viñolas, P. (1995): “Estacionalidad en la Bolsa Española”, *Análisis Financiero*, 66, pp. 8-18.

Cuadro 1

Rendimientos bursátiles del entorno de un día festivo

La muestra total comprende 2609 datos (enero 1990-mayo 2000) en los cuales hay 100 rendimientos que hacen referencia a días festivos. $r(-1)$ indica el rendimiento medio de día anterior a un pre-festivo. $r(0)$ indica el rendimiento medio de la víspera de un festivo. $r(+1)$ indica el rendimiento medio del día posterior a un festivo. El estadístico de Brown-Forsythe contrasta la hipótesis nula de igualdad de varianzas. El estadístico F contrasta la hipótesis nula de igualdad de medias. α_i indica el valor que toma el coeficiente que acompaña a una variable ficticia que toma valor 1 si el día es posterior a un festivo. NSC indica el nivel de significación crítico.

Panel A	IBEX-35	IBEX-C	IBEX-F	IBEX-I	IBEX-U
Media del total de días	0.048	0.031	0.046	0.028	0.075
Desviación típica	1.262	1.078	1.478	1.279	1.300
Panel B	IBEX-35	IBEX-C	IBEX-F	IBEX-I	IBEX-U
$r(-1)$	0.153	0.039	0.088	0.109	0.198
Desviación típica	1.415	1.142	1.439	1.384	1.556
Brown-Forsythe	0.981	0.251	0.124	0.555	1.068
NSC	0.322	0.616	0.725	0.456	0.302
Contraste F	0.651	0.005	0.077	0.386	0.841
NSC	0.420	0.944	0.781	0.535	0.359
Panel C	IBEX-35	IBEX-C	IBEX-F	IBEX-I	IBEX-U
$r(0)$	0.455	0.521	0.425	0.467	0.455
Desviación típica	1.121	0.896	1.226	1.101	1.240
Brown-Forsythe	0.394	0.425	0.158	1.322	0.212
NSC	0.530	0.515	0.691	0.250	0.645
Contraste F	10.054	20.140	6.427	11.476	8.229
NSC	0.002	0.000	0.011	0.001	0.004
Panel D	IBEX-35	IBEX-C	IBEX-F	IBEX-I	IBEX-U
$r(+1)$	0.210	0.032	0.301	0.140	0.203
Desviación típica	1.555	1.300	1.648	1.420	1.704
Brown-Forsythe	6.121	8.270	2.542	3.575	9.303
NSC	0.013	0.004	0.111	0.059	0.002
Contraste F	1.552	0.000	2.837	0.740	0.905
NSC	0.213	0.992	0.092	0.390	0.342
α_i	0.168	0.001	0.265	0.117	0.133
NSC	0.284	0.993	0.112	0.415	0.439

Cuadro 2

Rendimientos bursátiles de un día pre-festivo vs. el resto de días

La muestra total comprende 2609 datos (enero 1990-mayo 2000) en los cuales hay 100 rendimientos que hacen referencia a vísperas de días festivos. Los cocientes de medias (desviaciones típicas) se han calculado dividiendo la media (desviación típica) de los 100 días entre la media (desviación típica) del resto de días. El estadístico de Brown-Forsythe contrasta la hipótesis nula de igualdad de varianzas. El estadístico F contrasta la hipótesis nula de igualdad de medias. NSC indica el nivel de significación crítico.

Panel A: Estadísticos	IBEX-35	IBEX-C	IBEX-F	IBEX-I	IBEX-U
Media de los pre-festivos	0.455	0.521	0.425	0.467	0.455
Desviación típica	1.121	0.896	1.226	1.101	1.240
Media del resto de días	0.032	0.011	0.031	0.010	0.060
Desviación típica	1.265	1.081	1.485	1.283	1.300
Cociente de medias	14.1	46.6	13.9	46.7	7.5
Cociente de desviaciones	0.886	0.829	0.826	0.858	0.954
Panel B: Contrastes	IBEX-35	IBEX-C	IBEX-F	IBEX-I	IBEX-U
Brown-Forsythe	0.379	0.386	0.161	1.345	0.201
NSC	0.539	0.535	0.688	0.246	0.654
Contraste F	10.812	21.669	6.875	12.327	8.883
NSC	0.001	0.000	0.009	0.001	0.003

Cuadro 3

Tamaño y frecuencia del rendimiento pre-festivo

La muestra total comprende 2609 datos (enero 1990-mayo 2000) en los cuales hay 100 rendimientos que hacen referencia a vísperas de festivos. RTV es el rendimiento total de las vísperas; RT es el rendimiento total de la muestra; el rendimiento anualizado se ha calculado como el $(\ln(1+ RT))/T$, donde T es el número de días hábiles. El contraste de adherencia del ajuste se distribuye como una χ^2 con 1 grado de libertad bajo la hipótesis nula de igualdad entre la distribución empírica de rendimientos positivos y la ley de probabilidad teórica. NSC indica el nivel de significación crítico.

Panel A: Tamaño	IBEX-35	IBEX-C	IBEX-F	IBEX-I	IBEX-U
RTV	45.47%	52.11%	42.54%	46.69%	45.48%
RT	126.53%	80.19%	119.41%	71.76%	196.96%
RTV/ RT	0.36	0.65	0.36	0.65	0.23
Rto. anualizado total	7.85%	5.65%	7.54%	5.19%	10.45%
Rto. anualizado sin las vísperas	5.70%	2.38%	5.47%	2.15%	8.85%
Panel B: Frecuencia	IBEX-35	IBEX-C	IBEX-F	IBEX-I	IBEX-U
Pre-festivos con $r>0$	67	72	58	70	65
(porcentaje)	(0.67)	(0.72)	(0.58)	(0.70)	(0.65)
Total de días con $r>0$	1376	1335	1321	1390	1382
(porcentaje)	(0.53)	(0.51)	(0.51)	(0.53)	(0.53)
Contraste χ^2 de ajuste	8.158	17.367	2.172	11.234	5.809
NSC	0.004	0.000	0.141	0.001	0.016

Cuadro 4

Estadísticos descriptivos: asimetría y curtosis

La muestra total comprende 2609 datos (enero 1990-mayo 2000) en los cuales hay 100 rendimientos que hacen referencia a vísperas de festivos. El coeficiente de asimetría se ha calculado como el momento central de orden 3 dividido por el cubo de la desviación típica y el coeficiente de curtosis como el momento central de orden 4 dividido por la potencia cuarta de la desviación típica. El estadístico de Bera-Jarque contrasta la hipótesis nula de si la serie se distribuye como una normal. El test de signos contrasta la hipótesis nula de que la probabilidad de ocurrencia de rendimientos por encima de la media con signo positivo coincida con la probabilidad de ocurrencia de los de signo negativo. WMW indica el valor del estadístico de Wilcoxon-Mann-Whitney que contrasta la hipótesis nula de igualdad entre las distribuciones estadísticas de la serie de rendimientos con respecto a la media con signo positivo y con signo negativo. NSC indica el mínimo nivel de probabilidad para el que se rechaza la hipótesis nula.

Panel A: Pre-festivos	IBEX-35	IBEX-C	IBEX-F	IBEX-I	IBEX-U
Asimetría	-0.107	0.325	0.436	-0.329	-0.130
Curtosis	3.612	2.801	3.409	4.255	4.012
Bera-Jarque	1.748	1.919	3.860	8.365	4.549
NSC	0.417	0.383	0.145	0.015	0.103
Test de signos	0.500	0.900	0.100	0.500	0.100
NSC	0.617	0.368	0.920	0.617	0.920
Test de WMW	0.867	-0.973	0.459	-1.060	-0.162
NSC	0.386	0.330	0.647	0.289	0.871
Panel B: Resto de días	IBEX-35	IBEX-C	IBEX-F	IBEX-I	IBEX-U
Asimetría	-0.359	-0.724	-0.313	-0.323	-0.254
Curtosis	7.680	15.679	10.887	8.277	5.757
Bera-Jarque	2343.956	17025.660	6544.690	2954.202	821.470
NSC	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
Test de signos	0.559	0.120	1.118	2.276	0.080
NSC	0.576	0.905	0.264	0.023	0.936
Test de WMW	-0.590	-1.154	-2.262	2.150	-0.689
NSC	0.555	0.249	0.024	0.032	0.491

Cuadro 5

La estacionalidad mensual y la horquilla de precios

La muestra total comprende 2609 datos (enero 1990-mayo 2000) en los cuales hay 100 rendimientos que hacen referencia a vísperas de festivos. D_{PRE} es una variable ficticia que toma el valor 1 si t hace referencia a la víspera de un festivo y cero en caso contrario. D_{ENERO} es una variable ficticia que toma valor 1 si t se encuentra en el mes de enero y cero en caso contrario. D_{CAMBIO} toma valor 1 si t hace referencia a la segunda quincena del mes de diciembre y la primera quincena del mes de enero y cero en caso contrario. Las hipótesis del Panel D se han contrastado a partir de los resultados de la estimación del modelo (2). χ^2 muestra el valor del estadístico que contrasta la hipótesis nula H_0 . NSC muestra el nivel de significación crítico.

$$r_{it} = c_i + \alpha_{i,1}D_{PRE} + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

Panel A	IBEX-35	IBEX-C	IBEX-F	IBEX-I	IBEX-U
c_i	0.032	0.011	0.031	0.010	0.060
NSC	0.199	0.602	0.298	0.695	0.020
$\alpha_{i,1}$	0.422	0.510	0.395	0.457	0.394
NSC	0.001	0.000	0.009	0.000	0.003

$$r_{it} = c_i + \alpha_{i,1}D_{PRE} + \alpha_{i,2}D_{ENERO} + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

Panel B	IBEX-35	IBEX-C	IBEX-F	IBEX-I	IBEX-U
c_i	0.026	0.000	0.022	0.008	0.050
NSC	0.314	0.995	0.483	0.763	0.062
$\alpha_{i,1}$	0.421	0.507	0.392	0.456	0.392
NSC	0.001	0.000	0.009	0.001	0.003
$\alpha_{i,2}$	0.069	0.132	0.106	0.023	0.116
NSC	0.433	0.077	0.304	0.795	0.198

$$r_{it} = c_i + \alpha_{i,1}D_{PRE} + \alpha_{i,2}D_{CAMBIO} + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

Panel C	IBEX-35	IBEX-C	IBEX-F	IBEX-I	IBEX-U
c_i	0.029	0.005	0.029	0.007	0.055
NSC	0.257	0.809	0.342	0.776	0.040
$\alpha_{i,1}$	0.412	0.488	0.388	0.448	0.374
NSC	0.002	0.000	0.011	0.001	0.005
$\alpha_{i,2}$	0.044	0.088	0.027	0.038	0.084
NSC	0.640	0.275	0.810	0.691	0.391

Panel D	Restricciones	χ^2	NSC
H_0^1	$\alpha_{IBEX-35,2} = \alpha_{IBEX-C,2}$	1.355	0.244
H_0^2	$\alpha_{IBEX-35,1} = \alpha_{IBEX-C,1}$	1.154	0.283
H_0^3	$\alpha_{IBEX-F,1} = \alpha_{IBEX-I,1} = \alpha_{IBEX-U,1}$	0.572	0.751
H_0^4	$\alpha_{IBEX-35,1} = \alpha_{IBEX-C,1} = \alpha_{IBEX-F,1} = \alpha_{IBEX-I,1} = \alpha_{IBEX-U,1}$	3.517	0.475

Cuadro 6

La estacionalidad diaria en rendimientos y el efecto pre-festivo

La muestra total comprende 2131 datos (diciembre 1991-mayo 2000) en los cuales hay 84 rendimientos que hacen referencia a vísperas de festivos. D_L , D_M , D_X , D_J y D_V son variables ficticias representativas de los días de la semana. D_{PREL} , D_{PREM} , D_{PREX} , D_{PREJ} y D_{PREV} son variables ficticias pre-festivas para cada día de la semana. $H(ED)_o$ contrasta la hipótesis nula de ausencia de estacionalidad diaria y $H(EF)_o$ contrasta la hipótesis nula de ausencia de estacionalidad diaria entre los días pre-festivos. Entre paréntesis se indica el nivel de significación crítico del estadístico t y del test de Wald en el Panel A, del estadístico de Siegel-Tukey en el Panel B y del estadístico de Kruskal-Wallis en el Panel C.

$$r_{it} = \alpha_{iL} D_L + \alpha_{iM} D_M + \alpha_{iX} D_X + \alpha_{iJ} D_J + \alpha_{iV} D_V + \\ + \alpha_{iPREL} D_{PREL} + \alpha_{iPREM} D_{PREM} + \alpha_{iPREX} D_{PREX} + \alpha_{iPREJ} D_{PREJ} + \alpha_{iPREV} D_{PREV} + \varepsilon_{it}$$

Panel A	IBEX-35		IBEX-C		IBEX-F		IBEX-I		IBEX-U	
α_{iL}	-0.036	(0.561)	-0.011	(0.811)	-0.022	(0.754)	-0.032	(0.565)	-0.023	(0.728)
α_{iM}	0.110	(0.073)	0.044	(0.338)	0.114	(0.106)	0.036	(0.513)	0.134	(0.038)
α_{iX}	-0.007	(0.906)	-0.010	(0.830)	0.000	(0.995)	-0.049	(0.386)	0.027	(0.674)
α_{iJ}	0.027	(0.668)	-0.014	(0.760)	-0.006	(0.936)	0.000	(0.996)	0.075	(0.249)
α_{iV}	0.156	(0.014)	0.150	(0.002)	0.163	(0.027)	0.192	(0.001)	0.128	(0.058)
α_{iPREL}	0.444	(0.269)	0.509	(0.096)	0.566	(0.221)	0.410	(0.263)	0.328	(0.440)
α_{iPREM}	0.739	(0.054)	0.427	(0.143)	0.446	(0.312)	0.338	(0.334)	1.087	(0.007)
α_{iPREX}	-0.124	(0.683)	0.391	(0.089)	0.022	(0.949)	0.019	(0.944)	-0.234	(0.464)
α_{iPREJ}	0.266	(0.452)	0.149	(0.580)	0.331	(0.417)	0.154	(0.633)	0.232	(0.535)
α_{iPREV}	0.663	(0.004)	0.627	(0.000)	0.687	(0.010)	0.735	(0.001)	0.579	(0.018)
$H(ED)_o$	6.656	(0.155)	8.644	(0.071)	5.327	(0.255)	11.236	(0.024)	4.173	(0.383)
$H(EF)_o$	5.216	(0.266)	2.380	(0.666)	2.451	(0.653)	5.037	(0.284)	7.575	(0.108)

Test de Siegel-Tukey

Panel B	lunes pre-festivo vs. resto lunes		martes pre-festivo vs. resto martes		miér. pre-festivo vs. resto miércoles		jueves pre-festivo vs. resto jueves		viernes pre-festivo vs. resto viernes	
IBEX-35	0.079	(0.778)	0.374	(0.541)	0.442	(0.507)	0.049	(0.825)	0.186	(0.667)
IBEX-C	0.515	(0.473)	0.366	(0.546)	0.157	(0.692)	0.018	(0.892)	0.884	(0.348)
IBEX-F	0.029	(0.865)	0.250	(0.617)	1.620	(0.204)	0.676	(0.411)	1.936	(0.165)
IBEX-I	0.087	(0.768)	1.873	(0.172)	0.083	(0.774)	0.020	(0.887)	0.271	(0.603)
IBEX-U	1.898	(0.169)	0.032	(0.858)	0.056	(0.812)	0.487	(0.486)	0.002	(0.961)

Test de Kruskal-Wallis

Panel C	lunes pre-festivo vs. resto lunes		martes pre-festivo vs. resto martes		miér. pre-festivo vs. resto miércoles		jueves pre-festivo vs. resto jueves		viernes pre-festivo vs. resto viernes	
IBEX-35	1.974	(0.160)	4.021	(0.045)	0.042	(0.838)	0.054	(0.816)	10.655	(0.001)
IBEX-C	3.342	(0.068)	2.379	(0.123)	2.562	(0.110)	0.046	(0.830)	13.713	(0.000)
IBEX-F	2.698	(0.101)	1.964	(0.161)	0.000	(0.983)	0.090	(0.765)	8.963	(0.003)
IBEX-I	1.712	(0.191)	0.845	(0.358)	0.336	(0.562)	0.051	(0.821)	14.098	(0.000)
IBEX-U	1.053	(0.305)	4.926	(0.027)	0.017	(0.897)	0.146	(0.702)	7.642	(0.006)

Cuadro 7

La estacionalidad diaria en volumen y el efecto pre-festivo

La muestra total comprende 2113 datos referentes al volumen negociado en millones de euros de las acciones pertenecientes al índice IBEX-35 (enero 1992-mayo 2000) en los cuales hay 81 días que hacen referencia a vísperas de festivos. μ_p indica el volumen negociado medio de los días pre-festivos; μ_R el volumen negociado medio de los días no pre-festivos; KW indica el valor del estadístico de Kruskal-Wallis que contrasta la hipótesis nula de igualdad entre las distribuciones estadísticas de k muestras; ST recoge el valor del estadístico de Siegel-Tukey que contrasta la hipótesis nula de igualdad entre las varianzas; NSC indica el mínimo nivel de probabilidad para el que se rechaza la hipótesis nula.

	Total	lunes	martes	miércoles	jueves	viernes
μ_p	456.50	372.46	538.62	426.19	551.00	436.10
μ_R	427.04	381.56	429.79	426.94	426.38	473.50
ST	0.354	0.001	0.029	0.204	0.076	0.186
NSC	0.552	0.972	0.865	0.652	0.783	0.667
KW	0.351	0.002	0.229	0.011	0.405	0.053
NSC	0.553	0.961	0.632	0.916	0.525	0.818

Cuadro 8

El “maquillaje de carteras” y el efecto pre-festivo

La muestra total comprende 2609 datos (enero 1990-mayo 2000) en los cuales hay 100 rendimientos que hacen referencia a vísperas de festivos. D_{PRE} es una variable ficticia que toma el valor 1 si t hace referencia a la víspera de un festivo y cero en caso contrario. D_{FIN} toma valor 1 si t hace referencia a un día pre-festivo que coincide con el último día hábil del mes y cero en caso contrario. NSC indica el nivel de significación crítico.

$$r_{it} = c_i + \alpha_{i,1}D_{PRE} + \alpha_{i,2}D_{FIN} + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

Coeficiente	IBEX-35	IBEX-C	IBEX-F	IBEX-I	IBEX-U
c_i	0.032	0.011	0.031	0.010	0.060
NSC	0.199	0.601	0.298	0.695	0.020
$\alpha_{i,1}$	0.396	0.331	0.387	0.340	0.430
NSC	0.010	0.012	0.032	0.029	0.007
$\alpha_{i,2}$	0.084	0.578	0.024	0.377	-0.116
NSC	0.759	0.013	0.939	0.172	0.680

Cuadro 9

El efecto pre-festivo en acciones individuales

La muestra total comprende desde el 1 de abril de 1990 hasta el 31 de mayo de 2000 en la cual hay 99 días que hacen referencia a vísperas de festivos. μ_p y μ_R recogen el rendimiento medio, en porcentaje, de los días pre-festivos y el rendimiento medio del resto de días. El contraste BF recoge el valor del estadístico de Brown-Forsythe que contrasta la hipótesis nula de igualdad de varianzas. El contraste F recoge el valor del estadístico F que contrasta la hipótesis nula de igualdad de medias. H_p indica la horquilla media relativa expresada en porcentaje. NSC indica el nivel de significación crítico.

	μ_p (%)	μ_p/μ_R	Contrate BF	NSC	Contraste F	NSC	H_p (%)
BBVA	0.513	8.064	0.172	0.678	5.445	0.020	0.203
Bco. Popular	0.440	7.568	3.216	0.073	5.204	0.023	0.252
Catalana de Gas	0.462	6.264	0.672	0.412	3.502	0.061	0.601
Endesa	0.391	6.076	0.059	0.808	3.874	0.049	0.242
Iberdrola	0.583	18.447	0.251	0.616	12.015	0.001	0.237
Repsol	0.532	12.212	0.014	0.905	9.385	0.002	0.185
SCH	0.392	7.323	0.933	0.334	2.861	0.091	0.220
Telefónica	0.370	4.088	0.041	0.839	2.390	0.122	0.240
Unión Fenosa	0.636	10.900	0.182	0.670	10.621	0.001	0.287

Cuadro 10

El calendario bursátil y el efecto pre-festivo en España

La muestra total comprende 2609 datos (enero 1990-mayo 2000) de los cuales hay 100 rendimientos que hacen referencia a vísperas de festivos. D_M es una variable ficticia que toma valor 1 si t es un pre-festivo solamente en la Bolsa de Madrid. D_{ESP} es una variable ficticia que toma valor 1 si t es un pre-festivo en España que no sea pre-festivo en Estados Unidos. D_{EU} es una variable ficticia que toma valor 1 si t es un pre-festivo en Estados Unidos que no sea pre-festivo en España. D_{AMBOS} es una variable ficticia que toma valor 1 si t hace referencia a la víspera de festivo tanto en España como en Estados Unidos. H_0 : contrasta la hipótesis nula de igualdad entre los coeficientes $\alpha_{iESP} = \alpha_{iAMBOS}$. NSC indica el nivel de significación crítico.

$$r_{it} = c_i + \alpha_{i,1} D_{PRE} + \alpha_{i,2} D_M + \varepsilon_{it} \quad (6)$$

Panel A	IBEX-35	IBEX-C	IBEX-F	IBEX-I	IBEX-U
c_i	0.032	0.010	0.031	0.008	0.059
NSC	0.211	0.638	0.301	0.743	0.022
α_{i1}	0.423	0.511	0.395	0.459	0.395
NSC	0.001	0.000	0.009	0.000	0.003
α_{i2}	0.129	0.178	0.013	0.273	0.166
NSC	0.693	0.521	0.974	0.409	0.622

$$r_{it} = c_i + \alpha_{iESP} D_{ESP} + \alpha_{iAMBOS} D_{AMBOS} + \varepsilon_{it} \quad (7)$$

Panel B	IBEX-35	IBEX-C	IBEX-F	IBEX-I	IBEX-U
c_i	0.032	0.011	0.031	0.010	0.060
NSC	0.199	0.602	0.298	0.695	0.020
α_{iESP}	0.443	0.405	0.424	0.412	0.376
NSC	0.004	0.002	0.019	0.008	0.018
α_{iAMBOS}	0.376	0.743	0.330	0.558	0.436
NSC	0.099	0.000	0.215	0.016	0.063
H_0	0.061	2.128	0.085	0.281	0.046
NSC	0.805	0.145	0.770	0.596	0.831

$$r_{it} = c_i + \alpha_{iESP} (D_{ESP} + D_{AMBOS}) + \alpha_{iEU} (D_{EU} + D_{AMBOS}) + \varepsilon_{it} \quad (8)$$

Panel C	IBEX-35	IBEX-C	IBEX-F	IBEX-I	IBEX-U
c_i	0.033	0.010	0.031	0.010	0.061
NSC	0.189	0.650	0.290	0.700	0.020
α_{iESP}	0.435	0.490	0.406	0.456	0.400
NSC	0.001	0.000	0.011	0.001	0.004
α_{iEU}	-0.045	0.068	-0.038	0.005	-0.019
NSC	0.763	0.591	0.825	0.975	0.903

The “holiday effect” in the Spanish Stock Exchange

Abstract

This paper provides evidence, for the first time, of a holiday effect in the Spanish Stock Exchange. Our results show high abnormal returns on the trading day prior to holidays (a pre-holiday effect) in every single index managed by the Sociedad de Bolsas independently of its capitalisation and sector. The days following a holiday, on the contrary, do not present any seasonal pattern. In almost all indices, the pre-holiday effect reflects the fact that most of the days show a positive return. Furthermore, pre-holidays display a higher return per unit of risk than the other days and their return distributions are characterised by a lower kurtosis. A complete set of tests prove that the pre-holiday effect is not a manifestation of other calendar anomalies, it is not explained by institutional or normative induced arrangements and it is not related to other stock exchange calendars. Additional tests prove that the pre-holiday effect could have been exploited with individual shares, so the results of this paper are of interest for the institutional investor.