

LA ESTACIONALIDAD DIARIA DEL MERCADO DE ACCIONES ESPAÑOL

Amado PEIRO GIMENEZ*

Universidad de Valencia

En este trabajo se analiza la estacionalidad diaria de la bolsa española durante el período 1985-1993. Al igual que muchos otros mercados mundiales, la bolsa española presenta una acusada estacionalidad diaria. Pero, al contrario que en esos mercados, esta estacionalidad se manifiesta, especialmente, en los mayores rendimientos de los lunes. La evidencia aportada indica que este fenómeno se debe al procedimiento de liquidación empleado hasta finales de 1991, y que este patrón de estacionalidad ha desaparecido al cambiar dicho procedimiento.

1. Introducción

A lo largo de las últimas décadas, la teoría de los mercados de capitales eficientes ha sido el paradigma de referencia de numerosos trabajos, tanto teóricos como empíricos, sobre el comportamiento de los mercados de valores y, muy especialmente, sobre las cotizaciones de las acciones en las distintas bolsas.

Sin embargo, la hipótesis de eficiencia no está exenta de problemas y dificultades. Uno de los desafíos más importantes a los que se enfrenta es la estacionalidad existente en numerosas bolsas internacionales. Por este motivo, ante la dificultad de reconciliar la estacionalidad con la hipótesis de eficiencia, el análisis de la estacionalidad ha sido un objetivo preferente de la investigación empírica en los últimos años.

Entre los diversos efectos estacionales detectados en los mercados de acciones, uno de los más interesantes es el denominado efecto lunes. Este mayor interés se debe a su importancia cuantitativa y a su gran difusión, manifestándose en mercados bien distintos. Su observación no es reciente, remontrándose, al parecer, a Fields (1931), si bien ha sido en los últimos años cuando ha recibido gran atención (véase, por ejemplo, French, 1980, Lakonishok y Levi, 1982, e Ikenberry y Lakonishok, 1988). Básicamente, este fenómeno consiste en que los rendimientos de los lunes son significativamente menores que los de los restantes días, llegando a ser significativamente menores que

* Agradezco los comentarios y sugerencias de dos evaluadores anónimos y del Director de la Revista. Los errores subsistentes sólo se deben a mi contumacia.

cero. A menudo, este efecto estacional se inscribe dentro de un efecto más amplio llamado efecto fin de semana (*weekend effect* o *day-of-the-week effect*), ya que junto al efecto lunes, los rendimientos correspondientes al último día antes del fin de semana —viernes o sábado, dependiendo de bolsas y períodos— son significativamente mayores que los de los restantes días.

Un aspecto crucial del efecto lunes es que está sumamente difundido, presentándose tanto en bolsas norteamericanas como en bolsas europeas o del sudeste asiático (Jaffe y Westerfield, 1985, Condoyanni, O'Hanlon y Ward, 1987 y Wong, Hui y Chan, 1992). Muchas de las explicaciones propuestas para justificar este fenómeno estacional intentan salvaguardar la hipótesis de eficiencia y/o racionalidad, imputándolo a la microestructura de los mercados de acciones. Estas se basan en puntos tan diversos como los distintos plazos de liquidación para los distintos días (Lakonishok y Levi, 1982), la asimetría temporal en la publicación de la información (Penman, 1987) o la concentración de ciertas decisiones de los inversores en el fin de semana (Miller, 1987), pero no parece que ninguna de las explicaciones propuestas sea totalmente satisfactoria.

Diversos trabajos han abordado el análisis de los movimientos estacionales del mercado de acciones español. La mayoría se centran en la estacionalidad mensual y, más concretamente, en los elevados rendimientos que presenta el mes de enero, significativamente superiores a los de los restantes meses del año. Así, para el período muestral 1941-1991, Peiró (1993) señala que más del 85% de la rentabilidad real proviene del mes de enero, siendo ésta negativa cuando excluimos los meses de enero y febrero. Recientemente, Basarrate y Rubio (1993) han aportado evidencia empírica que sugiere que detrás de la estacionalidad mensual —en particular, detrás del efecto enero— se encuentran motivos fiscales.

En relación a la estacionalidad diaria, Santesmases (1986) no detecta estacionalidad en los rendimientos diarios, si bien en el período muestral que toma (2 de enero de 1979 a 30 de diciembre de 1983) no se realizó contratación durante los lunes. Rubio y Salvador (1991) encuentran que en el período junio de 1984-diciembre de 1987 los rendimientos de los lunes son significativamente superiores a los de los restantes días. Por último, con observaciones diarias de los años 1988-1989, Peña (1992) no detecta ningún efecto fin de semana, pero, en cambio, sí que señala que los rendimientos de los jueves son anormalmente elevados.

2. La estacionalidad diaria

Para analizar la estacionalidad diaria del mercado de acciones español, hemos utilizado el índice general diario de la Bolsa de Madrid para el período comprendido entre el 2 de enero de 1985 y el 31 de diciembre de 1993. Este índice se construye a partir de los índices diarios de valores, incorporando correcciones por el pago de dividendos y por las ampliaciones de capital. Al excluir, por motivos obvios, los sábados y domingos del período

señalado anteriormente, se tiene que éste abarca un total de 2.348 días. De este modo la serie del índice general diario consta de 2.348 valores, de los que 120 son valores ausentes (*missing values*) debido a los días en los que no ha habido sesión de contratación en la Bolsa de Madrid.

A partir de esta serie se generó la serie de rendimientos diarios a través de diferencias logarítmicas. Es decir, mediante

$$R_t = \log \left(\frac{IGD_t}{IGD_{t-1}} \right), \quad [1]$$

donde R_t es el rendimiento correspondiente al día t e IGD_t , es el índice general diario correspondiente a ese mismo día. Aquellos rendimientos cuyo cómputo suponía la utilización de algún valor ausente en la serie del índice general diario, se han considerado, a su vez, valores ausentes. La serie así obtenida se extiende desde el día 3 de enero de 1985 (jueves) hasta el día 31 de diciembre de 1993 (viernes) y consta de 2.134 observaciones, una vez excluidos los valores ausentes. Antes de pasar al análisis estacional, conviene realizar dos precisiones. La serie objeto de estudio está integrada exclusivamente por rendimientos diarios (devengados en un único día natural), excepto todos los rendimientos imputados a los lunes que han sido devengados a lo largo de tres días naturales. Por otra parte, esta serie nos muestra las variaciones relativas de un índice agregado. Para una mayor profundización, sería deseable descender al estudio de los valores individuales o de los distintos sectores y, con ello, conocer mejor la incidencia y el alcance de los movimientos estacionales.

Al analizar los rendimientos del índice general, un primer fenómeno estacional que se desprende del Cuadro 1 consiste en que la desviación típica parece ser significativamente mayor para los rendimientos correspondientes al lunes que para los restantes días. Podríamos pensar en contrastar formalmente la igualdad de varianzas mediante el conocido contraste F de la razón de varianzas. Sin embargo este estadístico puede ser poco robusto a la no normalidad y la evidencia empírica nos lleva a rechazar contundentemente la distribución normal de los rendimientos diarios (véase Peiró, 1992). Para solucionar este problema, Box (1953) propuso utilizar el mismo estadístico F , pero corrigiendo los grados de libertad del numerador y denominador, v_1 y v_2 , respectivamente, de acuerdo con

$$v_i = \frac{(n_i - 1)}{\left(1 + \frac{c - 3}{2} \right)}, \quad [2]$$

para $i = 1$ y 2 y donde n_i es el número de observaciones de cada submuestra y c es el coeficiente de curtosis de la distribución. De esta forma, los

CUADRO 1

Rendimientos diarios

Período muestral: 3 de enero de 1985 a 31 de diciembre de 1993

	LU	MA	MI	JU	VI	NL	TD
Obs.	418	434	437	424	421	1716	2134
Med. (%)	0,251	-0,026	-0,041	0,023	0,100	0,013	0,060
D. T. (%)	1,40	1,13	0,97	1,13	1,01	1,06	1,14
$F_{1,2132}$	$\{\mu_{LU} = \mu_{NL}\} = 14,652$				Nivel signif. crítico: 0,0001		
$F_{4,2129}$	$\{\mu_{LU} = \mu_{MA} = \mu_{MI} = \mu_{JU} = \mu_{VI}\} = 4,658$				Nivel signif. crítico: 0,0010		

Estadísticos de la distribución muestral de los rendimientos diarios. Para cada uno de los días de contratación, así como para los días distintos de lunes (NL) y para todos los días (TD), se indica el número de observaciones disponibles, la media y la desviación típica muestral. En la parte inferior figuran los valores de los estadísticos F correspondientes a las hipótesis nulas indicadas entre llaves, así como sus respectivos niveles de significación críticos.

valores críticos son mayores para aquellas distribuciones que presentan una curtosis superior a la de la distribución normal ($c > 3$) y, consiguientemente, se rechazará la hipótesis nula de igualdad de varianzas menos frecuentemente.

El valor del estadístico F que se obtiene al contrastar la igualdad de varianzas de los rendimientos de los lunes con los de los restantes días es 1,74. Este valor supone un nivel de significación crítico prácticamente nulo, aún con la corrección de los grados de libertad indicada en [2], utilizando la curtosis muestral. Idénticos resultados se obtienen aplicando el contraste de Levene modificado, tanto si usamos la media convencional como la media truncada en un 10% (véase Brown y Forsythe, 1974). En consecuencia, podemos concluir que la varianza de los rendimientos de los lunes es significativamente mayor que la de los restantes días.

Este resultado es lógico en la medida en que los rendimientos de los lunes han sido generados a lo largo de un período de tres días naturales, mientras que los restantes rendimientos han sido generados a lo largo de un solo día natural. Pero podemos invertir el enfoque del problema y plantearnos si, aun siendo la varianza de los rendimientos de los lunes significativamente mayor que la de los restantes días, no resulta menor de lo que cabía esperar. En principio, se podía suponer que la varianza de los rendimientos de los lunes debe ser el triple de la de los restantes días (o todavía mayor si tenemos en cuenta que los rendimientos están correlacionados). Sin embargo, tal y como hemos visto, el cociente de varianzas muestrales es menor que dos.

Esto puede ser explicado por el hecho de que probablemente el volumen de información relevante para los mercados de acciones que se produce durante los sábados y domingos sea inferior al de los días laborables. Por otra parte, este resultado está en sintonía con lo observado por French y Roll (1986) para

la bolsa de Nueva York (NYSE). Estos autores muestran que en el NYSE la varianza de los rendimientos de los lunes es muy inferior al número de días transcurridos desde el último día de contratación multiplicado por la varianza de un día convencional (en el NYSE se realizó contratación en los sábados hasta 1952). Más sorprendente aún, los citados autores muestran que en 1968, cuando el NYSE cerró los miércoles, la varianza de los jueves era apenas superior a la de los días convencionales. Esto ha llevado a algunos autores a preguntarse si no es la propia negociación la que provoca la variabilidad de los rendimientos.

Otro fenómeno estacional que se aprecia en el Cuadro 1 —y, posiblemente, el más llamativo a primera vista— es que en los lunes los rendimientos son mucho mayores que en los restantes días de la semana. Este hecho está en abierta contradicción con el efecto lunes descrito en numerosas ocasiones para otras bolsas internacionales. En la parte inferior del citado cuadro se presentan los estadísticos F correspondientes al contraste de las hipótesis nulas de ausencia de efecto lunes (igualdad entre la esperanza de los rendimientos de los lunes, μ_{LU} , y la esperanza de los rendimientos de los restantes días, μ_{NL}),

$$H_0: \mu_{LU} = \mu_{NL}, \quad [3]$$

y de ausencia de estacionalidad (igualdad de las esperanzas de los rendimientos de cada uno de los días),

$$H_0: \mu_{LU} = \mu_{MA} = \mu_{MI} = \mu_{JU} = \mu_{VI} \quad [4]$$

Los niveles de significación críticos que se obtienen nos llevan a rechazar contundentemente la igualdad de la esperanza de los rendimientos de los lunes y la de los restantes días, así como la igualdad de esperanzas de los rendimientos de cada uno de los días.

Centrándonos ahora en el primero de estos contrastes, es bien sabido que en estas circunstancias el estadístico F , o, equivalentemente, el estadístico t de comparación de medias en dos poblaciones, es aceptablemente robusto a la no normalidad (véase Kendall y Stuart, 1979). Sin embargo supone que la varianza de los rendimientos de los lunes y de los no lunes es la misma. Y acabamos de ver que existe una fuerte evidencia empírica —y motivos razonables— de que no es así.

Por tanto debemos hacer un contraste de igualdad de esperanzas, siendo las varianzas distintas y desconocidas, como también es desconocido el cociente de varianzas. Este es el conocido problema de Behrens-Fisher, que ha sido objeto de gran atención por numerosos estadísticos pero que carece de un tratamiento enteramente satisfactorio. Para salvar este problema, podemos realizar el contraste suponiendo conocido el cociente de las varianzas (varianza de los rendimientos de los lunes, σ^2_{LU} , entre la varianza de los rendimientos de los días distintos de lunes, σ^2_{NL}), δ , mediante

$$\hat{\sigma} = \frac{\hat{\mu}_{LU} - \hat{\mu}_{NL}}{\sqrt{\frac{1}{T_{LU}} + \frac{1}{\delta T_{NL}}}}, \quad [5]$$

con

$$\hat{\sigma} = \sqrt{\frac{(T_{LU} - 1) \hat{\sigma}_{LU}^2 + (T_{NL} - 1) \delta \hat{\sigma}_{NL}^2}{(T_{LU} + T_{NL} - 2)}}, \quad [6]$$

donde $\hat{\mu}_{LU}$ y $\hat{\mu}_{NL}$ son las medias muestrales de los rendimientos de los lunes y de los días distintos de lunes, $\hat{\sigma}_{LU}^2$ y $\hat{\sigma}_{NL}^2$ las estimaciones de sus varianzas y T_{LU} y T_{NL} son los respectivos números de observaciones, para distintos valores plausibles de δ . En el Cuadro 2 se presentan los resultados obtenidos, pudiéndose observar que para aceptar la hipótesis nula de igualdad de esperanzas, al nivel de significación de 0,05, la varianza de los rendimientos de los lunes debería valer, aproximadamente, 5 veces la varianza de los rendimientos de los días distintos de lunes (más de 2 veces en términos de desviación típica), lo que no parece en absoluto razonable a la vista de las desviaciones típicas muestrales.

CUADRO 2

δ	t	N. S. C.
1	3,83	0,000
2	2,94	0,003
3	2,47	0,014
4	2,17	0,030
5	1,96	0,050
9	1,49	0,136

Para cada valor de δ se presenta el estadístico t , obtenido según las expresiones [5] y [6] y su nivel de significación crítico asociado.

Estos resultados, sin embargo, no agotan el problema. Es sabido que los rendimientos diarios presentan autocorrelación, especialmente de orden uno, derivada fundamentalmente de la contratación no simultánea. Por consiguiente, sería deseable que el contraste tuviera en cuenta, además de la heteroscedasticidad, esta autocorrelación.

Con este objetivo, cambiaremos de enfoque y abordaremos el problema desde la perspectiva del análisis de regresión. En el Cuadro 3 se presentan los resul-

tados obtenidos al regresar los rendimientos diarios frente a un conjunto de cinco variables ficticias indicativas del día de la semana (LU, MA, MI, JU y VI) sin incluir término constante,

CUADRO 3

Variable dependiente: R_t

Rendimientos diarios

Período muestral: 3 de enero de 1985 a 31 de diciembre de 1993

Observaciones utilizadas: 2134

Variable	Coefficiente (%)	Error estándar (%)	t-ratio
LU	0,251	0,075	3,366
MA	-0,026	0,053	-0,484
MI	-0,041	0,048	-0,845
JU	0,023	0,052	0,437
VI	0,100	0,046	2,174
$\chi^2_1 \{ \beta_{LU} = (\beta_{MA} + \beta_{MI} + \beta_{JU} + \beta_{VI}) / 4 \} = 10,079$			Nivel signif. crítico: 0,0015
$\chi^2_4 \{ \beta_{LU} = \beta_{MA} = \beta_{MI} = \beta_{JU} = \beta_{VI} \} = 12,532$			Nivel signif. crítico: 0,0138

Regresión de los rendimientos diarios frente a un conjunto de cinco variables ficticias indicativas del día de la semana. Los errores estándar se han obtenido aplicando los procedimientos descritos en White (1980) y Hansen (1982) para corregir los efectos de la heteroscedasticidad y de la autocorrelación. Los t-ratios corresponden al contraste de nulidad de los respectivos parámetros. En la parte inferior figuran los valores de los estadísticos χ^2 correspondientes a las restricciones sobre los coeficientes indicadas entre llaves, así como sus respectivos niveles de significación críticos.

$$R_t = \beta_{LU}LU_t + \beta_{MA}MA_t + \beta_{MI}MI_t + \beta_{JU}JU_t + \beta_{VI}VI_t + u_t \quad [7]$$

Como ya se ha señalado anteriormente, al presentar los rendimientos heteroscedasticidad y autocorrelación, los errores estándar convencionales no serán apropiados y, en consecuencia, los contrastes de hipótesis tampoco serán válidos. Por este motivo, siguiendo a White (1980) y Hansen (1982), se han obtenido estimadores consistentes de las desviaciones típicas de los estimadores de los parámetros. Así mismo, en dicho cuadro, también se adjuntan los valores de los estadísticos correspondientes a los contrastes de las hipótesis nulas de ausencia de efecto lunes,

$$H_0: \beta_{LU} = \frac{(\beta_{MA} + \beta_{MI} + \beta_{JU} + \beta_{VI})}{4}, \quad [8]$$

y de ausencia de estacionalidad,

$$H_0: \beta_{LU} = \beta_{MA} = \beta_{MI} = \beta_{JU} = \beta_{VI} \quad [9]$$

Téngase en cuenta que al utilizar esta estimación consistente de la matriz de varianzas-covarianzas de los estimadores, estos estadísticos ya no siguen una distribución F , sino que siguen asintóticamente, bajo la hipótesis nula, una distribución χ^2 . Los resultados obtenidos muestran nuevamente con claridad que la esperanza de los rendimientos de los lunes es mayor que la de los restantes días, contrariamente al efecto lunes que se produce en muchas otras bolsas mundiales.

Al igual que con la desviación típica, se podría pensar que este resultado es debido a que los rendimientos de los lunes han sido devengados a lo largo de tres días. Sin embargo, esta explicación se revela errónea tan pronto como repararemos en que, tal y como se refleja en el Cuadro 1, existen días en los que el rendimiento medio es negativo y, además, el rendimiento medio de los lunes es claramente superior a la suma de los rendimientos medios de los restantes días.

Pensamos que la causa de esta fuerte estacionalidad reside en los sistemas de liquidación existentes en la bolsa española a lo largo de estos años. Hasta el 25 de noviembre de 1991, las operaciones se liquidaban el viernes de la semana siguiente a la fecha de contratación, lo que permitía la práctica —denominada coloquialmente *semaneo*— de liquidar por diferencias las operaciones realizadas dentro de una misma semana. Al no exigir ningún desembolso, propiciaba las compras en lunes de muchos agentes para proceder a la venta a lo largo de la misma semana. Desde el día 25 de noviembre de 1991, se instauró un nuevo sistema de liquidación que fijaba un plazo de siete días hábiles para la liquidación. De este modo las operaciones contratadas en lunes se liquidan el miércoles de la semana siguiente, las realizadas en martes el jueves de la semana siguiente y así sucesivamente.

Para comprobar si ésta es la causa de que los rendimientos de los lunes sean mayores que los de los restantes días, hemos repetido el análisis anterior dividiendo el período muestral en dos subperíodos, delimitados por el cambio en el procedimiento de liquidación. Los resultados se recogen en los Cuadros 4 y 5. En ellos se puede comprobar que, efectivamente, el comportamiento estacional de los rendimientos en ambos subperíodos es bien distinto. Mientras que con el anterior sistema de liquidación existía un claro patrón de estacionalidad caracterizado por los mayores rendimientos de los lunes, una vez implantado el nuevo sistema este patrón estacional desaparece. Los rendimientos de los lunes pasan a ser los menores (el rendimiento medio de este día se vuelve negativo), mientras que los de los viernes pasan a ser los mayores. No obstante, la estacionalidad se debilita notablemente. De hecho, para el segundo subperíodo, con un nivel de significación del 1%, no se puede rechazar ni la igualdad entre la esperanza de los rendimientos de cada uno de los días con la de los restantes días, ni la igualdad de las esperanzas de los rendimientos de cada uno de los días. Por consiguiente, detrás del período muestral se ocultan dos subperíodos de comportamientos diametralmente opuestos. La evidencia sugiere que los elevados rendimientos de los lunes anteriores a noviembre de 1991 se debían al procedimiento de liquidación

CUADRO 4

Rendimientos diarios

Período muestral: 3 de enero de 1985 a 22 de noviembre de 1991

	LU	MA	MI	JU	VI	NL	TD
Obs.	324	335	334	322	321	1312	1636
Med. (%)	0,367	-0,049	-0,035	-0,033	0,062	-0,014	0,061
D. T. (%)	1,47	1,16	0,94	1,15	1,05	1,08	1,18

$$F_{1,1634} \{ \mu_{LU} = \mu_{NL} \} = 27,837$$

Nivel signif. crítico: < 0,0001

$$F_{4,1631} \{ \mu_{LU} = \mu_{MA} = \mu_{MI} = \mu_{JU} = \mu_{VI} \} = 7,414$$

Nivel signif. crítico: < 0,0001

Período muestral: 25 de noviembre de 1991 a 31 de diciembre de 1993

	LU	MA	MI	JU	VI	NL	TD
Obs.	94	99	103	102	100	404	498
Med. (%)	-0,152	0,052	-0,059	0,197	0,223	0,103	0,055
D. T. (%)	1,01	1,03	1,10	1,05	0,87	1,02	1,02

$$F_{1,496} \{ \mu_{LU} = \mu_{NL} \} = 4,748$$

Nivel signif. crítico: < 0,030

$$F_{4,493} \{ \mu_{LU} = \mu_{MA} = \mu_{MI} = \mu_{JU} = \mu_{VI} \} = 2,474$$

Nivel signif. crítico: < 0,044

Estadísticos de la distribución muestral de los rendimientos diarios. Para cada subperíodo y para cada uno de los días de contratación, así como para los días distintos de lunes (NL) y para todos los días (TD), se indica el número de observaciones disponibles, la media y la desviación típica muestral. En la parte inferior figuran los valores de los estadísticos F correspondientes a las hipótesis nulas indicadas entre llaves, así como sus respectivos niveles de significación críticos.

empleado. Sin embargo, con el nuevo sistema que no induce ninguna asimetría temporal este efecto lunes desaparece.

Una preocupación constante del análisis anterior ha sido la utilización de métodos estadísticos y econométricos robustos ante las características que presentan los rendimientos de las acciones. Aunque los contrastes de igualdad de esperanzas son robustos al supuesto de normalidad, nos podemos preguntar si los resultados obtenidos no vienen determinados por un número relativamente reducido de observaciones extremas, habituales en las series de rendimientos de acciones que presentan una alta curtosis. Para disipar estas dudas hemos repetido el análisis excluyendo los rendimientos de mayor valor absoluto, hasta reducir el tamaño muestral en un 5% y en un 10%. Los resultados que se obtienen con estas nuevas muestras son muy similares a los obtenidos con la muestra completa.

Por otra parte, resulta pertinente plantearse si las conclusiones alcanzadas se mantienen en subperíodos más cortos. Para ello, hemos repetido el análisis de los rendimientos diarios para cada uno de los años naturales comprendidos

CUADRO 5

Variable dependiente: R_t
Rendimientos diarios

Subperíodo: 3 de enero de 1985 a 22 de noviembre de 1991
Observaciones utilizadas: 1636

Variable	Coefficiente (%)	Error estándar (%)	t-ratio
LU	0,367	0,086	4,252
MA	-0,049	0,062	-0,791
MI	-0,035	0,054	-0,657
JU	-0,033	0,058	-0,561
VI	0,062	0,054	1,139

$\chi^2_1 \{ \beta_{LU} = (\beta_{MA} + \beta_{MI} + \beta_{JU} + \beta_{VI}) / 4 \} = 19,640$ Nivel signif. crítico: < 0,0001
 $\chi^2_4 \{ \beta_{LU} = \beta_{MA} = \beta_{MI} = \beta_{JU} = \beta_{VI} \} = 20,655$ Nivel signif. crítico: 0,0004

Subperíodo: 25 de noviembre de 1991 a 31 de diciembre de 1993
Observaciones utilizadas: 498

Variable	Coefficiente (%)	Error estándar (%)	t-ratio
LU	-0,151	0,119	-1,272
MA	0,052	0,105	0,492
MI	-0,059	0,107	-0,546
JU	0,197	0,108	1,820
VI	0,223	0,082	2,706

$\chi^2_1 \{ \beta_{LU} = (\beta_{MA} + \beta_{MI} + \beta_{JU} + \beta_{VI}) / 4 \} = 4,779$ Nivel signif. crítico: 0,0288
 $\chi^2_4 \{ \beta_{LU} = \beta_{MA} = \beta_{MI} = \beta_{JU} = \beta_{VI} \} = 12,183$ Nivel signif. crítico: 0,0160

Regresión de los rendimientos diarios frente a un conjunto de cinco variables ficticias indicativas del día de la semana. Los errores estándar se han obtenido aplicando los procedimientos descritos en White (1980) y Hansen (1982) para corregir los efectos de la heteroscedasticidad y de la autocorrelación. Los t-ratios corresponden al contraste de nulidad de los respectivos parámetros. En la parte inferior figuran los valores de los estadísticos χ^2 correspondientes a las restricciones sobre los coeficientes indicadas entre llaves, así como sus respectivos niveles de significación críticos.

entre 1985 y 1990, para 1991 hasta el cambio del sistema de liquidación y para 1992 y 1993. Los resultados apuntados anteriormente se mantienen en prácticamente todos estos subperíodos.

Otro aspecto de interés reside en la relación existente entre la estacionalidad y los volúmenes de contratación. Mientras que antes de noviembre de 1991 no existen diferencias significativas en los volúmenes de contratación de los distintos días, con posterioridad a dicha fecha la proporción que supone el volumen de contratación en lunes en el total semanal disminuye sensiblemente, pasando del 19,1% al 16,7%. Esta disminución puede deberse a la desapa-

rición de incentivos para la compra en lunes que supone el cambio en el procedimiento de liquidación. Sin embargo, la interpretación dista de ser obvia, ya que, como se señala en Rubio y Salvador (1991), la relación entre los rendimientos y los volúmenes puede ser bastante compleja.

La estacionalidad existente en el mercado español podría ser inducida por la estacionalidad de los movimientos de otros mercados mundiales. En particular, podría ser debida a la influencia que ejerce la bolsa de Nueva York. Hasta la implantación del mercado continuo, en un determinado día la bolsa de Madrid cerraba antes de la apertura de la bolsa de Nueva York, de forma que los movimientos de Nueva York se dejaban sentir al día siguiente en la bolsa española. Desde la implantación del mercado continuo, existe un breve solapamiento entre ambas bolsas al cerrar Madrid poco después de la apertura de Nueva York. Por ello, parte de la influencia que ejerce la bolsa de Nueva York se deja sentir el mismo día.

Por estos motivos se han regresado los rendimientos de la bolsa de Madrid frente a los rendimientos de Nueva York en el mismo día y/o en el día precedente. Si la estacionalidad de nuestro mercado no se debe a la del mercado americano, dicha estacionalidad debería reflejarse también en los residuos de la regresión. Efectivamente, los residuos muestran un comportamiento estacional prácticamente idéntico al de los propios rendimientos. Con anterioridad al cambio en el procedimiento de liquidación, los residuos presentan un fuerte efecto lunes positivo al igual que los rendimientos. Con posterioridad al cambio en el procedimiento de liquidación, este efecto lunes desaparece de los residuos y tan sólo una parte de los rendimientos de los jueves y viernes puede ser atribuida a la influencia del mercado americano.

Las comparaciones con otros mercados mundiales arrojan resultados similares. Aunque en Peiró (1994) se aporta evidencia de que los patrones de estacionalidad diaria descritos en la literatura pueden haber desaparecido o cambiado en los últimos años, la estacionalidad de la bolsa española no parece deberse a la influencia de otras bolsas internacionales.

3. Conclusiones

El mercado de acciones español presenta una acusada estacionalidad diaria debida, básicamente, al comportamiento de los rendimientos de los lunes. Ante el desafío que este hecho supone para la hipótesis de eficiencia y/o racionalidad de los mercados de valores, a lo largo de este trabajo hemos analizado dicha estacionalidad y nos hemos interrogado por sus causas.

En el conjunto del período muestral considerado, 1985-1993, se ha producido un fuerte efecto lunes positivo. Sin embargo, cabe distinguir dos subperíodos con pautas de comportamiento estacional bien diferentes. Hasta noviembre de 1991, fecha en que se cambió el procedimiento de liquidación, los rendimientos de los lunes son muy superiores a los de los restantes días. A partir de esta fecha desaparece este patrón de estacionalidad. Estos resulta-

dos se mantienen cuando los contrastes realizados tienen en cuenta las características de los rendimientos: heteroscedasticidad debida a la mayor varianza de los lunes, débil autocorrelación debida a la contratación no simultánea o fuertes valores extremos. Tampoco se deben a la influencia que ejercen otras bolsas internacionales sobre la bolsa española. Si tenemos en cuenta que el antiguo sistema de liquidación incentivaba las compras en lunes, parece razonable atribuir la fuerte estacionalidad diaria existente hasta noviembre de 1991 a los procedimientos de liquidación entonces vigentes.

Referencias

- Basarrate, B. y Rubio, G. (1993): «La imposición sobre plusvalías y minusvalías: sus efectos sobre el comportamiento estacional del mercado de valores», Documento de Trabajo, Universidad del País Vasco.
- Box, G. E. P. (1953): «Non-normality and Tests on Variances», *Biometrika* 40, pp. 318-335.
- Brown, M. B. y Forsythe, A. B. (1974): «Robust Tests for the Equality of Variances», *Journal of the American Statistical Association* 69, pp. 364-367.
- Condoyanni, L.; O'Hanlon, J. y Ward, C. W. R. (1987): «Day of the Week Effects on Stock Returns: International Evidence», *Journal of Business Finance and Accounting* 14, pp. 159-174.
- Fields, M. J. (1931): «Stock Prices: A Problem in Verification», *Journal of Business* 7, pp. 415-418.
- French, K. (1980): «Stock Returns and the Weekend Effect», *Journal of Financial Economics* 8, pp. 55-70.
- French, K. R. y Roll, R. (1986): «Stock Returns Variances: The Arrival of Information and the Reaction of Traders», *Journal of Financial Economics* 17, pp. 5-26.
- Hansen, L. P. (1982): «Large Sample Properties of Generalized Method of Moment Estimators», *Econometrica* 50, pp. 1029-1054.
- Ikenberry, D. y Lakonishok, J. (1988): «Seasonal Anomalies in Stock Markets», en *A. Reappraisal of the Efficiency of Financial Markets*, Guimaraes, R. M. C.; Kingsman, B. G. y Taylor, S. J. (eds.), NATO ASI Series.
- Jaffe, J. y Westerfield, R. (1985): «The Week-End Effect in Common Stock Returns: The International Evidence», *Journal of Finance* 40, pp. 433-454.
- Kendall, M. y Stuart, A. (1979): *The Advanced Theory of Statistics*. Vol. II. Cuarta Edición. Charles Griffin & Co. London.
- Lakonishok, J. y Levi, M. (1982): «Weekend Effects on Stock Returns: A Note», *Journal of Finance* 37, pp. 883-889.
- Miller, E. (1987): «Why a Weekend Effect», *University of New Orleans*. Mimeo.
- Penman, S. H. (1987): «The Distribution of Earning News Over Time and Seasonalities in Aggregate Stock Returns», *Journal of Financial Economics* 18, pp. 199-228.
- Peiró, A. (1992): «Distribución de los rendimientos de acciones», *Estadística Española* 131, pp. 431-453.
- Peiró, A. (1993): «Movimientos estacionales en el mercado de acciones español», Instituto Valenciano de Investigaciones Económicas, WP-EC 93-10.
- Peiró, A. (1994): «Daily Seasonality in Stock Returns: Further International Evidence», *Economics Letters* 45, pp. 227-232.
- Peña, J. I. (1992): «On Meteor Showers in Stock Markets: New York vs Madrid», *Investigaciones Económicas* 16, pp. 225-234.

- Rubio, G. y Salvador, L. (1991): «Estacionalidad diaria de los precios en el mercado español de capitales», *Revista Española de Financiación y Contabilidad* 67, pp. 307-336.
- Santesmases, M. (1986): «An Investigation of the Spanish Stock Market Seasonalities», *Journal of Business Finance and Accounting* 13, pp. 267-276.
- White, H. (1980): «A Heteroskedasticity-Consistent Covariance Matrix Estimator and Direct Tests for Heteroskedasticity», *Econometrica* 48, pp. 817-838.
- Wong, K. A.; Hui, T. K. y Chan, C. Y. (1992): «Day-of-the-Week Effects: Evidence from Developing Stock Markets», *Applied Financial Economics* 2, pp. 49-56.

Abstract

This paper analyzes the daily seasonality of the Spanish stock market using returns for the period 1985-1993. Like many other world stock markets, the Spanish market presents strong daily seasonality. But contrary to these markets, returns on Mondays are significantly higher than returns on other days of the week. Our results indicate that this phenomenon was due to the settlement procedure used until the end of 1991 and that this seasonal pattern has disappeared afterwards.

Recepción del original, diciembre de 1993
Versión final, septiembre de 1994