

Pilar Corredor
Casado
y Rafael
Santamaría
Aquilué (*)
*Universidad Pública de
Navarra*

EL EFECTO DIA DE LA SEMANA: RESULTADOS SOBRE ALGUNOS MERCADOS DE VALORES EUROPEOS

Abstract.—Key Words.—Resumen.—Palabras clave.—1. Introducción.—2. Base de datos.—3. Metodología y resultados. 4. Conclusiones.—Bibliografía.

ABSTRACT

THE purpose of this paper is to provide additional empirical evidence about the day of the week effect in five of the main european stock markets (London, Paris, Milan, Frankfurt and Madrid) and the New York stock market using daily data base for the period October 1987-December 1994. We test this effect using, as first step, the OLS regression. Because of the presence of ARCH effects, we test again using the GARCH (1,1) model. Finally, we use robust techniques that are insensitive to non-normality an the presence of outliers. The main conclusion that can be drawn is that daily seasonality patterns are different among stock markets. London, Paris and Madrid (first superiod) display both daily seasonality and mon-day effect, and the Milan stock market displays only daily seasonality.

(*) Los autores desean agradecer las ayudas financieras concedidas por el Gobierno de Navarra y la D.G.I.C.Y.T. (PB94-1045) y las valiosos comentarios realizados por el evaluador anónimo.

Frankfurt and Madrid (second subperiod) display neither daily seasonality nor monday effect. The results about the New York market are not clear enough to confirm the presence of the day of the week effect in this market.

KEY WORDS

Stock Market, day of the week effect, robust techniques, GARCH model.

RESUMEN

El propósito de este trabajo es ofrecer evidencia empírica adicional sobre el efecto día de la semana en cinco de los principales mercados europeos (Londres, París, Milán, Francfort y Madrid) y el mercado de Nueva York para el período octubre 1987-diciembre 1994. Inicialmente se contrasta este efecto mediante regresión MCO. Debido a la presencia de efectos ARCH se realiza un nuevo contraste utilizando el modelo GARCH (1,1). Por último se aplican técnicas que resultan insensibles a desviaciones de normalidad y a la presencia de valores extremos. La principal conclusión que puede extraerse es que los patrones de estacionalidad diaria son diferentes entre mercados. Así, Londres, París y Madrid (primer subperíodo) muestran tanto estacionalidad diaria como efecto lunes y el mercado de Milán sólo presenta estacionalidad diaria. Francfort y Madrid (segundo subperíodo) no exhiben ni estacionalidad diaria ni efecto lunes. Los resultados del mercado de Nueva York no son lo suficientemente claros como para confirmar la presencia de efecto día de la semana en este mercado.

PALABRAS CLAVE

Mercado de valores, Efecto día de la semana, Técnicas Robustas, Modelos GARCH.

1. INTRODUCCION

En el estudio del comportamiento de los precios de las acciones se han detectado diversas anomalías de calendario y, entre ellas, una de las

más contrastadas es el Efecto día. Dicho efecto se presenta cuando las rentabilidades de las acciones no son independientes de los días de la semana en que se producen.

Las primeras referencias clásicas se remontan a Osborne (1962) y Cross (1973) habiendo sido objeto de examen en numerosos trabajos (1).

Distintas explicaciones se han propuesto en la literatura para justificar dicha anomalía empírica. De entre las más usuales destacan la falta de negociación los fines de semana y la respuesta los lunes a la información generada. (Penman, 1987 y Damodaran, 1989), procedimientos de liquidación de transacciones (Gibbons y Hess, 1981), sesgos derivados del diferencial bid-ask (Keim y Stambaugh, 1984) y los efectos de la liquidez (Theobald y Price, 1984). Sin embargo, el origen de estas particularidades de conducta de precios es todavía una cuestión no resuelta. Bien es cierto que la diferencia de patrones estacionales entre mercados y la inestabilidad temporal que demuestran parecen ser argumentos favorables a explicaciones relacionadas con características propias de cada mercado, tales como la liquidez o los procedimientos de liquidación de operaciones.

Chang *et al.* (1993) y Peiró (1994a) ofrecen resultados recientes sobre diferentes mercados bursátiles apuntando algunas diferencias con la evidencia empírica previa. Quizá el caso más elocuente es la ausencia de estacionalidad diaria en el mercado neoyorkino, aspecto claramente opuesto a los trabajos anteriores. En referencia con los mercados aquí estudiados, Chang *et al.* (1993), que analizan el efecto lunes, concluyen que París, Madrid, Milán y Londres presentan estacionalidad significativa mientras que Francfort no muestra efecto lunes. Peiró (1994a), en cambio, analiza efecto lunes y estacionalidad diaria desde una óptica más general. Para este autor, Londres exhibe efecto lunes y estacionalidad diaria, y París muestra estacionalidad diaria aunque no efecto lunes. Por contra, Francfort, Madrid y Nueva York no presentan ni efecto día ni efecto estacional diario significativo. Las diferencias existentes en las evidencias ofrecidas pueden estar explicadas, entre otras causas, por la diferencia temporal de las bases utilizadas. (Chang *et al.* utiliza el período 31 de diciembre 1985 al 31 de abril de 1992, mientras que Peiró recoge datos del período 28 de diciembre de 1987 al 31 de diciembre de 1992).

(1) Véanse, entre otros, los trabajos de FRENCH (1980), GIBBONS y HESS (1981), LAKONISHOK y LEVI (1982), KEIM y STAMBAUGH (1984), THEOBALD y PRICE (1984), ROGALSKI (1984), JAFFE y WESTERFIELD (1985), SMIRLOCK y STARKS (1986), HARRIS (1986), SANTESMASSES (1986), CONDOYANNI *et al.* (1987), LINN y LOCKWOOD (1988), KIM (1988), CONNOLLY (1989), KATO *et al.* (1989), SOLNICK y BOUSQUET (1990), BARONE (1990), RUBIO y SALVADOR (1991), BACHILLER (1992), WONG *et al.* (1992), LAUTERBACH y UNGAR (1992), CHANG *et al.* (1993), PEIRÓ (1994a, b), ABRAHAM y IKENBERRY (1994), EASTON y FAFF (1994) y BACHILLER, ESPITIA y SANTAMARÍA (1994).

El propósito del presente trabajo es el contraste del efecto día para cinco de los principales mercados europeos y el mercado de Nueva York con objeto de que sirvan de evidencia empírica adicional a los mencionados, contando con un período temporal más reciente: octubre 1987-diciembre 1994. Además se han incluido variables ficticias para los meses de diciembre y enero, así como para los días posteriores a los festivos con el objeto de minimizar el efecto de estas potenciales anomalías en nuestro objetivo de contraste.

Acorde con el propósito indicado, el trabajo se estructura como sigue: la sección segunda presenta la base de datos. La sección tercera presenta los resultados de diferentes estimaciones estableciendo supuestos sobre el término de error y la sección cuarta resume las conclusiones más relevantes.

2. BASE DE DATOS

La base de datos está compuesta por logaritmos de cocientes de Índices diarios, $R_t = \ln(I_t/I_{t-1})$, indicativos de los cinco mercados europeos estudiados: Índice General de la Bolsa de Madrid, DAX de Francfort, CAC 40 de París, FT-100 de Londres y MIBTEL de Milán y el índice NYSE de la Bolsa de Nueva York. El período de estudio es desde octubre de 1987 a diciembre de 1994. Se han creado variables ficticias representativas del día de la semana D_L , D_M , D_X , D_J y D_V . Dichas variables toman el valor 1 para los lunes, martes, miércoles, jueves y viernes, respectivamente, y 0 en otro caso. Para cada mercado se han añadido variables ficticias identificativas de los meses de diciembre D_D y enero D_E , así como de los días posteriores a festivos y períodos vacacionales, D_{Fest} . En esta última, la variable ficticia toma el valor 1 el día posterior a un festivo o período vacacional y 0 en otro caso.

3. METODOLOGIA Y RESULTADOS

Con objeto de contrastar el efecto día se han propuesto inicialmente tres modelos de regresión. El primero [1] enfrenta la serie de rentabilidades con las cinco variables ficticias indicativas de los días de la semana. El segundo [2] incorpora las rentabilidades retardadas una semana con objeto de eliminar la posible autocorrelación, así como el problema de la negociación asíncrona (véase Easton y Faff, 1994) y el tercero [3] recoge

variables ficticias, para los meses de diciembre y enero, así como para los días de después de fiesta o período vacacional. Estas variables tratan de evitar que estos efectos (efecto enero y efecto vacaciones) puedan enmascarar las conclusiones del efecto día.

$$R_t = \beta_1 D_L + \beta_2 D_M + \beta_3 D_X + \beta_4 D_J + \beta_5 D_V + u_t \quad [1]$$

$$R_t = \beta_1 D_L + \beta_2 D_M + \beta_3 D_X + \beta_4 D_J + \beta_5 D_V + \sum_{j=1}^4 \beta_{j+5} R_{t-j} + u_t \quad [2]$$

$$R_t = \beta_1 D_L + \beta_2 D_M + \beta_3 D_X + \beta_4 D_J + \beta_5 D_V + \sum_{j=1}^4 \beta_{j+5} R_{t-j} + \beta_{10} D_D + \beta_{11} D_E + \beta_{12} D_{Fest} + u_t \quad [3]$$

Inicialmente el procedimiento de estimación empleado para los tres modelos propuestos es el de mínimos cuadrados ordinarios (MCO).

El Cuadro I recoge las estimaciones obtenidas para los cinco mercados europeos considerados y el mercado americano. A su vez, se han realizado tres estimaciones referidas a la bolsa de Madrid. La primera Madrid-T recoge la base de datos completa, la segunda, Madrid-1, contiene datos desde octubre de 1987 hasta finales de noviembre de 1991 y la tercera, Madrid-2, completa la serie desde diciembre de 1991 a diciembre de 1994. Esta subdivisión atiende al cambio de sistema de liquidación de las operaciones bursátiles en nuestro mercado. Dicho cambio, tal como muestran Peiró (1994 b) y Bachiller, Espitia y Santamaría (1994) provoca importantes variaciones en la estacionalidad de dicho mercado.

La hipótesis de ausencia de estacionalidad diaria se ha realizado mediante el contraste conjunto $\beta_1 = \beta_2 = \beta_3 = \beta_4 = \beta_5$. Adicionalmente la hipótesis de ausencia de efecto lunes se ha realizado imponiendo que la rentabilidad media de los lunes β_1 , sea igual a la media de las rentabilidades de los demás días de la semana, esto es: $\beta_1 = (\beta_2 + \beta_3 + \beta_4 + \beta_5) / 4$.

Ambas hipótesis analizan información distinta. La primera sería la más general puesto que se contrasta la hipótesis de que la rentabilidad sea independiente del día de la semana en que se produce. El efecto lunes, sin embargo, trata de verificar si las rentabilidades de los lunes son significativamente distintas de las de los demás días de la semana. Pero obsérvese que el rechazo de efecto lunes no informa claramente sobre la ausencia o presencia de estacionalidad diaria, ya que puede haber estacionalidad pero si la media de las rentabilidades de martes a viernes no

CUADRO I

Resultados de la estimación MCO de los modelos (1) a (3). Los valores críticos de la F para el contraste de la hipótesis nula de ausencia de estacionalidad son 2,37 (5%) y 3,32 (1%). El estadístico F* indica los valores del contraste de la hipótesis nula de ausencia de efecto lunes. Los valores críticos son 3,84 (5%) y 6,64 (1%). Rentabilidades por conveniencia notacional, en miles

INDICES	D1		Dm		Dx		Dj		Dv		F		F*
	β	t	β	t	β	t	β	t	β	t	β	t	
(1)													
FRANCFORT	-0,19	-0,28	-0,63	-0,94	0,30	0,45	0,82	1,22	0,26	0,38	0,67	0,26	0,26
LONDRES	-1,41	-2,45	0,44	0,78	0,44	0,78	0,50	0,89	0,58	1,03	2,22	0,58	8,84
MADRID-T	0,90	1,51	-0,32	-0,54	-0,90	-1,53	0,09	0,15	0,23	0,39	1,28	0,23	2,86
MADRID-1	2,03	2,48	-0,81	-0,99	-0,68	-0,83	-0,90	-1,08	-0,45	-0,55	2,29	-0,45	8,99
MADRID-2	-0,65	-0,76	0,33	0,40	-1,20	-1,44	1,38	1,65	1,17	1,38	1,79	1,17	1,28
MILAN	-1,07	-1,58	-0,51	-0,76	-0,50	-0,75	1,32	1,95	0,61	0,90	2,07	-0,61	2,98
NUEVA YORK	0,29	0,48	0,60	1,00	0,88	1,467	-0,71	-1,17	-0,04	-0,06	1,04	-0,04	0,03
PARIS	-2,02	-3,29	0,01	0,02	0,60	0,99	1,10	1,81	0,63	1,03	4,03	0,63	14,54
(2)													
FRANCFORT	-0,14	-0,21	-0,59	-0,89	0,24	0,36	0,77	1,13	0,24	0,36	0,57	0,24	0,17
LONDRES	-1,49	-2,60	0,42	0,74	0,38	0,67	0,47	0,83	0,66	1,17	2,43	0,66	9,58
MADRID-T	0,83	1,40	-0,44	-0,75	-0,86	-1,48	0,18	0,31	0,17	0,29	1,22	0,17	2,61
MADRID-1	2,05	2,54	-1,15	-1,42	-0,49	-0,60	-0,80	-0,98	-0,45	-0,56	2,48	-0,45	9,48
MADRID-2	-0,72	-0,83	0,34	0,40	-1,21	-1,44	1,34	1,59	1,13	1,32	1,76	1,13	1,36
MILAN	-1,13	-1,68	-0,45	-0,68	-0,43	-0,65	1,41	2,11	0,42	0,63	2,14	0,42	3,34
NUEVA YORK	0,31	0,51	0,71	1,19	0,87	1,46	-0,68	-1,13	0,05	0,08	1,04	0,05	0,01
PARIS	-2,08	-3,39	0,20	0,33	0,56	0,93	1,06	1,73	0,52	0,85	4,04	0,52	15,22
(3)													
FRANCFORT	-0,29	-0,41	-0,77	-1,14	0,11	0,16	0,62	0,90	0,07	0,10	0,60	0,07	0,15
LONDRES	-1,74	-2,98	0,17	0,30	0,12	0,21	0,21	0,36	0,40	0,70	2,41	0,40	9,51
MADRID-T	0,70	1,17	-0,57	-0,96	-1,01	-1,69	0,02	0,04	0,01	0,02	1,24	0,01	2,74
MADRID-1	1,97	2,39	-1,24	-1,51	-0,57	-0,69	-0,89	-1,07	-0,53	-0,64	2,50	-0,53	9,50
MADRID-2	-0,89	-1,01	0,18	0,20	-1,45	-1,69	1,08	1,25	0,81	0,93	1,67	0,81	1,20
MILAN	-1,33	-1,95	-0,88	-1,30	-0,61	-0,91	1,30	1,91	0,13	0,19	2,39	0,13	3,12
NUEVA YORK	0,10	0,16	0,53	0,86	0,63	1,03	-0,92	-1,50	-0,16	-0,26	1,08	-0,16	0,01
PARIS	-2,19	-3,50	0,01	0,01	0,48	0,78	0,99	1,58	0,41	0,65	4,12	0,41	15,25

difiere significativamente de la media de los lunes no se podrá rechazar la hipótesis de ausencia de efecto lunes.

Las estimaciones obtenidas utilizando el modelo [1] permiten rechazar la ausencia de estacionalidad diaria a un nivel de significación del 5 por 100 únicamente para el mercado de París. Si bien el mercado de Madrid y el de Londres permiten rechazarla al 10 por 100. En referencia al efecto lunes, éste resulta significativo en los mercados de Londres, París y Madrid para el primer subperíodo.

No obstante, tal como se muestra en las dos primeras columnas del Cuadro II, existen importantes problemas de autocorrelación y heteroscedasticidad que pueden sesgar las estimaciones MCO obtenidas.

CUADRO II

El contraste de Engle se distribuye bajo la hipótesis nula de homoscedasticidad como una χ^2 de un grado de libertad (ya que se ha realizado sobre un único retardo). Los valores críticos son: 3,84 (5%) y 6,63 (1%). Rentabilidades por conveniencia notacional en miles

INDICES	(1)		(2)		(3)	
	L-BOX	ENGLE	L-BOX	ENGLE	L-BOX	ENGLE
FRANCFORT	7,68	122,84	0,50	121,93	0,53	121,89
LONDRES	27,57	242,09	0,37	301,59	0,44	298,54
MADRID-T	44,08	114,81	2,21	206,13	2,29	211,07
MADRID-1	43,18	73,12	5,52	151,93	5,55	155,16
MADRID-2	6,37	14,80	0,04	20,41	0,07	17,77
MILAN	48,07	44,65	0,84	38,87	1,04	35,14
NUEVA YORK	37,09	14,26	16,80	10,30	15,95	9,99
PARIS	15,74	25,87	1,88	18,41	1,95	18,04

Los modelos [2] y [3], con objeto de eliminar la autocorrelación, incorporan las rentabilidades retardadas de cuatro días de mercado. Además, el modelo [3] añade tres variables ficticias adicionales identificativas de los meses de diciembre, enero y festivos-vacaciones. Las estimaciones MCO de ambos modelos acentúan la presencia de estacionalidad diaria. Así, Londres, París, Madrid para el período de octubre de 1987 a noviembre de 1991 y Milán, con el modelo [3] exhiben estacionalidad diaria significativa. El efecto lunes está presente, coincidiendo con lo obtenido en

el modelo [1], en los mercados de Londres, París y Madrid para el primer subperíodo. Milán exhibe efecto lunes a un nivel de significación mayor aunque inferior al 10 por 100.

Al igual que ocurre en el modelo [1] los residuos de los modelos [2] y [3] no satisfacen los supuestos necesarios para validar las estimaciones MCO (véase Cuadro II). Si bien no se encuentran autocorrelados (con la excepción del mercado neoyorquino), el estadístico de Engle revela presencia de heteroscedasticidad condicional en todos los mercados y para ambos modelos (2). Dado que presentan una problemática similar en los residuos y ofrecen un valor muy semejante del criterio de información de Akaike (AIC), las estimaciones posteriores se realizarán exclusivamente sobre el modelo [3] puesto que incorpora las variables ficticias adicionales.

Dada la presencia de heteroscedasticidad, y como primera aproximación, se procede a la estimación MCO con el empleo de la matriz de varianzas y covarianzas robusta a heteroscedasticidad de White (1980). En este caso el Índice de la Bolsa de Madrid no se analiza entero sino que se presenta subdividido en los dos períodos anteriormente mencionados. Las hipótesis nulas planteadas no seguirán una distribución F , como en el caso anterior, puesto que con el empleo de la estimación consistente de White dichos estadísticos (bajo la hipótesis nula) se distribuyen asintóticamente como una χ^2 con p grados de libertad [3].

Los resultados así obtenidos (véase Cuadro III) permiten rechazar la hipótesis nula de ausencia de estacionalidad diaria para Milán y París y,

(2) Contraste de ENGLE (1982):

Engle desarrolla un contraste bajo la hipótesis nula de que los residuos u_t de un modelo tienen varianza condicional constante frente a la alternativa de que la varianza condicional está dada por un proceso ARCH(p).

Esto es, dada la varianza condicional

$$h_t = E [u_t^2 | u_{t-1}, u_{t-2}, \dots] = \sigma_0 + \sigma_1 u_{t-1}^2 + \dots + \sigma_p u_{t-p}^2$$

El contraste de que $\sigma_1 = \dots = \sigma_p = 0$ (u_t tiene varianza condicional constante) puede basarse en el procedimiento de un multiplicador de Lagrange. Realizando una regresión de \hat{u}_t^2 sobre $\hat{u}_{t-1}^2, \dots, \hat{u}_{t-p}^2$ se obtiene el estadístico $\xi = TR_2$ que, bajo la hipótesis nula de homoscedasticidad, se distribuye como una χ^2 de p grados de libertad. (Siendo R^2 el cuadrado del coeficiente de correlación múltiple de la regresión.)

En nuestro caso se ha realizado el contraste sobre un único retardo por lo que se distribuye como una χ^2 de un grado de libertad. Para una revisión de aspectos básicos sobre volatilidad condicional en los mercados financieros puede verse el trabajo de I. PEÑA (1993).

(3) La hipótesis conjunta $\beta_1 = \beta_2 = \beta_3 = \beta_4 = \beta_5$ es contrastada a través del test de Wald. Bajo dicha hipótesis nula, el estadístico se distribuye como una χ^2 con cuatro grados de libertad. Por otro lado, bajo la hipótesis nula de que $\beta_1 = (\beta_2 + \beta_3 + \beta_4 + \beta_5)/4$, el estadístico se distribuye como una β_2 con un grado de libertad.

CUADRO III

Resultados del contraste de estacionalidad diaria utilizando el procedimiento de White (1980). W es el estadístico de Wald para la hipótesis conjunta de igualdad de los coeficientes de las variables ficticias. Bajo la hipótesis nula se distribuye como una χ^2 de cuatro grados de libertad. Los valores críticos son: 9,49 (5%) y 13,3 (1%). El estadístico W^* indica los valores del contraste de la hipótesis nula de ausencia de efecto lunes. Valores críticos χ^2 con un grado de libertad: 3,84 (5%) y 6,63 (1%). Rentabilidades por conveniencia notacional, en miles

INDICES	D1		Dm		Dx		Dj		Dv		W	W*
	β	t	β	t	β	t	β	t	β	t		
FRANCFORT	-0,29	-0,32	-0,77	-1,23	0,11	0,18	0,62	0,99	0,07	0,11	2,86	0,11
LONDRES	-1,74	-2,79	0,17	0,27	0,12	0,23	0,21	0,40	0,40	0,76	9,17	8,98
MADRID-1	1,97	1,88	-1,24	-1,40	-0,57	-0,92	-0,89	-1,15	-0,53	-0,74	6,38	6,19
MADRID-2	-0,89	-0,87	0,18	0,21	-1,45	-1,85	1,08	1,25	0,81	1,06	7,25	0,93
MILAN	-1,33	-1,70	-0,88	-1,26	-0,61	-0,99	1,30	2,18	0,13	0,20	10,29	2,53
NUEVA YORK	0,10	0,11	0,53	1,09	0,63	1,32	-0,92	-1,79	-0,16	-0,28	6,65	0,01
PARIS	-2,19	-2,83	0,01	0,02	0,48	0,85	0,99	1,77	0,41	0,72	11,96	10,54

quizá Londres a un nivel mayor de significación. El mercado de Madrid, sin embargo, no parece exhibir este tipo de patrón estacional en ninguno de los dos subperíodos. Este resultado, en lo que al primer subperíodo se refiere, contrasta con lo obtenido por Peiró (1994 b) y por Bachiller, Espitia y Santamaría (1994) con similares procedimientos de estimación. En estos estudios la base de datos se extiende desde enero del 85, en el primer caso, y desde el comienzo de las sesiones de mercado los lunes (junio de 1984), en el segundo. Resulta posible que las diferencias temporales puedan ser la causa de esta diferencia de conclusiones.

Por lo que respecta al efecto lunes, tanto el mercado de Londres como el de París exhiben claramente dicha anomalía. El mercado de Madrid, para el primer período, también exhibe efecto lunes a un nivel de significación del 5 por 100.

Dada la evidencia detectada en favor de efectos ARCH, parece más eficiente establecer una modelización de residuos acorde con una forma parsimoniosa de este comportamiento de heteroscedasticidad condicional. En este sentido, y siguiendo el trabajo de Easton y Faff, hemos realizado nuevamente los contrastes bajo el supuesto de que los residuos siguen un GARCH (1,1), formalmente:

$$R_t = \beta_1 D_L + \beta_2 D_M + \beta_3 D_X + \beta_4 D_J + \beta_5 D_V + \sum_{j=1}^4 \beta_{j+5} R_{t-j} + \beta_{10} D_D + \beta_{11} D_E + \beta_{12} D_{fest} + u_t \quad [4]$$

$$u_t \sim N(0, \sigma_t); \sigma_t^2 = \sigma_0 + \sigma_1 u_{t-1}^2 + \beta_1 \sigma_{t-1}^2$$

Las estimaciones de σ_0 , σ_1 , β_1 (utilizando el procedimiento de Berndt, Hall, Hall y Hausman, 1974) han resultado claramente significativas para todos los mercados estudiados. Además, con la excepción de la bolsa de Madrid para el primer subperíodo, se verifica la condición de estacionariedad $\sigma_1 + \beta_1 < 1$ aunque se encuentra próxima a su incumplimiento, informando sobre la posible presencia de *shocks* permanentes en volatilidad.

Los resultados obtenidos con la modelización GARCH (1,1) se contienen en el Cuadro IV. El valor del estadístico χ^2 permite afirmar la presencia de estacionalidad diaria en Londres, Madrid 87-91, París, Milán y Nueva York. Este último con rentabilidades positivas significativas para los lunes, resultado contrario a la evidencia clásica en que los lunes exhiben rentabilidades negativas significativas. Estos resultados difieren sustancialmente de los obtenidos con el empleo de la matriz de varianzas y covarianzas de White (1980). Este hecho puede sugerir que quizá los es-

CUADRO IV

Resultados del contraste de estacionalidad diaria asumiendo una modelización GARCH(1,1). W es el estadístico de Wald para la hipótesis conjunta de igualdad de los coeficientes de las variables ficticias. Bajo la hipótesis nula se distribuye como una χ^2 de cuatro grados de libertad. Los valores críticos son: 9,49 (5%) y 13,3 (1%). El estadístico W^* indica los valores del contraste de la hipótesis nula de ausencia de efecto lunes. Valores críticos χ^2 con un grado de libertad: 3,84 (5%) y 6,63 (1%). Los parámetros de la ecuación de la varianza condicional son: Francfort: $\sigma_0 = 0,00$; $\sigma_1 = 0,11$ y $\beta_1 = 0,74$. Londres: $\sigma_0 = 0,00$; $\sigma_1 = 0,10$ y $\beta_1 = 0,81$. Madrid-2: $\sigma_0 = 0,00$; $\sigma_1 = 0,51$ y $\beta_1 = 0,56$. Madrid-3: $\sigma_0 = 0,00$; $\sigma_1 = 0,09$ y $\beta_1 = 0,81$. Milán: $\sigma_0 = 0,00$; $\sigma_1 = 0,23$ y $\beta_1 = 0,71$. New York: $\sigma_0 = 0,00$, $\sigma_1 = 0,16$ y $\beta_1 = 0,77$. París: $\sigma_0 = 0,00$; $\sigma_1 = 0,18$ y $\beta_1 = 0,79$. Rentabilidades por conveniencia notacional, en miles

INDICES	Dl		Dm		Dx		Dj		Dv		W	W*
	β	t	β	t	β	t	β	t	β	t		
FRANCFORT	-0,04	-0,06	-0,67	-1,03	0,32	0,51	0,50	0,74	0,97	1,44	3,91	0,11
LONDRES	-1,27	-2,66	0,90	1,69	0,35	0,72	0,06	0,13	0,12	0,26	10,66	11,77
MADRID-1	1,97	4,44	-1,60	-3,04	-0,23	-0,41	-0,53	-1,11	0,80	1,85	36,13	27,21
MADRID-2	-0,26	-0,34	0,43	0,51	-1,08	-1,25	1,73	1,92	0,76	0,88	6,38	0,56
MILAN	-0,94	-1,77	-1,13	-1,82	0,49	0,82	1,17	2,05	0,43	0,81	13,09	3,28
NUEVA YORK	1,41	3,20	0,68	1,56	1,69	3,92	0,01	0,02	0,65	1,52	9,92	2,94
PARIS	-1,41	-3,14	-0,06	-0,12	1,08	2,44	1,02	2,39	0,96	2,07	25,26	15,32

tadísticos obtenidos con el empleo de dicha corrección generalista son demasiado conservadores de la hipótesis nula. Resulta sorprendente la aparición de estacionalidad diaria significativa en el mercado americano, puesto que con las estimaciones anteriores, no se disponía de aval alguno de esta posibilidad. Además, tanto Peiró (1994 a) como Chang *et al.* (1993), por referirnos a evidencia internacional reciente, rechazan la presencia de estacionalidad diaria en el mercado neoyorquino. Bien es cierto que hay varias diferencias: la primera es de período temporal de análisis; la segunda, de índices analizados, y la tercera, y no menos importante, es que no obtienen estimaciones con modelos de heteroscedasticidad condicional. Por contra, la conclusión sobre el primer período de la bolsa de Madrid resulta ahora consistente con los trabajos de Peiró (1994 b) y Bachiller, Espitia y Santamaría (1994), estos últimos utilizando también la modelización GARCH (1,1) de los residuos.

El efecto lunes resulta manifiesto en los mercados de Londres, París y Madrid, en el primer período, a niveles de significación convencionales. Igualmente, el mercado de Milán y Nueva York presentan dicho efecto a un nivel de significación inferior al 10 por 100.

Parece claro, con estos resultados, que la estacionalidad diaria en el mercado de Londres se centra en el efecto lunes. Sin embargo, y aunque en estos mercados también se comprueba la presencia de efecto lunes significativo, esta conclusión no parece tan nítida para el resto de los mercados analizados.

La Bolsa de Madrid, tal como se comenta en la introducción y acorde con la evidencia reciente ya comentada, ha visto modificado su patrón estacional. El último período diciembre 91-diciembre 94 no presenta efecto día ni estacionalidad diaria significativa a niveles inferiores al 5 por 100, contrariamente a lo ocurrido durante el primer subperíodo octubre 87-noviembre 91. Este hecho permite afirmar que las características estructurales de los mercados pueden estar detrás de algunas «anomalías» de mercado y, en ese sentido, resulta interesante profundizar en este tipo de características en búsqueda de respuesta sobre el proceso de formación de precios en los mercados.

En general, obviando el caso del mercado neoyorquino, la modelización GARCH ha mantenido buena parte de las conclusiones que se ponían de manifiesto en la estimación MCO inicial: estacionalidad diaria en los mercados de Londres, París, Milán y Madrid, para el primer período, y efecto lunes para Londres, París y Madrid. Los resultados referidos al mercado neoyorquino pueden estar motivados por errores de especificación en el GARCH al no contemplar la posibilidad de saltos en la varianza incondicional. En este sentido, Lamoureux y Lastrapes (1990)

muestran que la aplicación de GARCH a series temporales largas producen altas medidas de persistencia, que conducen a valores próximos a la no estacionariedad, debido a la presencia de saltos determinísticos en la varianza incondicional. Esta posibilidad abre un interesante campo de investigación futura.

No puede concluirse el trabajo sin prestar atención a las particulares circunstancias que han rodeado a los mercados bursátiles en los años objeto de estudio. Así, la crisis de octubre de 1987, la caída del mercado japonés a finales de 1989 y su incidencia en algunos mercados europeos, en particular, Madrid y Milán, y los reajustes en los mercados estudiados, tanto a mediados de 1980 como a finales de 1991. Para el caso del Mercado español habría que añadir el cambio de sistema de contratación y la incorporación del mercado de opciones sobre el IBEX y Acciones. Estos sucesos pueden provocar la existencia de valores extremos que afecten a la eficiencia de los estimadores. Por ello, siguiendo las sugerencias de Easton y Faff (1994), se ha tratado de contrastar si la presencia de *outliers* pueden haber sesgado las conclusiones anteriores. Para ello se ha estimado nuevamente el modelo [3] para todos los mercados utilizando el procedimiento TLS (Trimmed Least Squares) que resulta robusto frente a *outliers* y no normalidad. Dado un modelo de regresión $Y_t = X_t' \beta + u_t$, este método construye dos vectores de estimadores $\beta^*(\alpha)$ y $\beta^*(1-\alpha)$ para una proporción de recorte determinada α (en el presente caso del 5%). Las observaciones para las que $Y_t - X_t' \beta^* \leq 0$ ó $Y_t - X_t' \beta^* \geq 0$ son descartadas y se reestima el modelo para obtener el vector de estimadores $\beta^{\#}$ deseado.

El Cuadro V recoge dichas estimaciones. Del análisis de sus resultados se confirma buena parte de lo avanzado con la modelización GARCH, lo que permite avalar más estas conclusiones. Si bien los valores de los estadísticos para el mercado de Nueva York no permiten rechazar la hipótesis nula al 5 por 100 (aunque sí al 10%) cuando el porcentaje de recorte es del 5 por 100, si dicho valor lo aumentamos al 10 por 100 los resultados obtenidos sí que permiten rechazar su ausencia a niveles inferiores de significación (4).

No obstante, la falta de robustez en algunos de los resultados consecuencia de procedimientos alternativos de estimación, y, en particular, para el mercado neoyorquino, no permite formular conclusiones inequívocas para todos los mercados.

(4) TLS para un porcentaje de recorte del 10 por 100, en el mercado de Nueva York. El estadístico Wald cuando se contrasta la estacionalidad es de 9,01. Cuando el contraste es del efecto lunes el valor obtenido del estadístico Wald es de 4,78.

CUADRO V

Resultados del contraste de estacionalidad diaria utilizando el procedimiento TLS para un porcentaje $\alpha = 0,05$. W es el estadístico de Wald para la hipótesis conjunta de igualdad de los coeficientes de las variables ficticias. Bajo la hipótesis nula se distribuye como una χ^2 de cuatro grados de libertad. Los valores críticos son: 9,49 (5%) y 13,3 (1%). El estadístico W^* indica los valores del contraste de la hipótesis nula de ausencia de efecto lunes. Valores críticos χ^2 con un grado de libertad: 3,84 (5%) y 6,63 (1%). Rentabilidades por conveniencia notacional, en miles

INDICES	D1		Dm		Dx		Dj		Dv		W	W*
	β	t	β	t	β	t	β	t	β	t		
FRANCFORT	0,52	0,90	-0,22	-0,39	0,13	0,23	0,51	0,89	0,37	0,64	1,27	0,26
LONDRES	-1,15	-2,42	0,79	1,67	0,22	0,46	0,12	0,25	0,04	0,09	9,27	7,70
MADRID-1	2,65	4,34	-1,32	-2,17	-0,85	-1,39	-0,65	-1,05	-0,26	-0,43	28,00	26,35
MADRID-2	-0,71	-0,84	0,18	0,21	-1,80	-2,20	1,06	1,29	1,02	1,23	9,24	0,81
MILAN	-1,22	-2,00	-0,57	-0,94	-0,54	-0,90	1,31	2,15	0,05	0,07	10,21	3,68
NUEVA YORK	1,06	2,39	0,39	0,88	0,59	1,35	-0,66	-1,49	0,15	0,34	8,65	3,81
PARIS	-1,25	-2,28	-0,14	-0,27	0,70	1,31	0,80	1,46	0,41	0,75	9,91	8,03

Las explicaciones a esto, hechos es posible que provengan, entre otras vías, de una mejor estimación de las rentabilidades diarias, no centradas, como en nuestro caso, en precios de cierre, de la profundización en el estudio de la volatilidad (estudiándose otras modelizaciones y/o permitiéndose cambios en la varianza incondicional), así como de un mejor tratamiento de los valores extremos. A ello hay que añadir un conocimiento más profundo de las características estructurales de los mercados (sistemas de liquidación, liquidez, costes de gestión y transacción, tipología de órdenes...), así como de sus alteraciones, para estudiar más formalmente la formación de precios en los mercados financieros.

4. CONCLUSIONES

El estudio del efecto día de la semana en los mercados de valores internacionales ha sido objeto de numerosos trabajos. La evidencia más reciente a nivel internacional (véase Peiró, 1994a, y Chang *et al.*, 1993) muestran las disparidades existentes con evidencias previas. En este sentido, este trabajo trata de aportar evidencia empírica adicional utilizando, además, procedimientos de estimación que tienen en cuenta tanto el fenómeno de volatilidad cambiante que se ha puesto de manifiesto recientemente en los estudios del comportamiento de los precios de las acciones, como la presencia de valores extremos (*outliers*) y no normalidad.

En general, nuestros resultados avalan la presencia de estacionalidad diaria significativa para los mercados de Londres, París y Milán, así como para el de Madrid durante el primer período considerado octubre 87-noviembre 91. La evidencia sobre estacionalidad diaria en el mercado neoyorquino es menos concluyente aunque no despreciable. Además, en los mercados de Londres, París y Madrid, para el primer período, se detecta un efecto lunes claramente significativo.

Los resultados obtenidos avalan los ofrecidos por Chang *et al.* (1993) sobre el efecto lunes con dos excepciones. La primera es que dicho autor no separa la serie del Mercado de valores español en el cambio de sistema de liquidación de operaciones, por lo que no puede observar el cambio de estacionalidad. La segunda es que para el Mercado de Nueva York no puede rechazarse la presencia de efecto día y estacionalidad diaria, como se muestra teniendo en cuenta la presencia de heteroscedasticidad condicional y con la utilización de técnicas robustas a *outliers* y no normalidad.

Por contra, nuestros resultados difieren sensiblemente de los expuestos por Peiró (1994a). Las razones, como ya se han apuntado, pueden de-

berse a las diferencias de período temporal, a la diferencia en los índices considerados y, por último, a los procedimientos de estimación y contraste.

No obstante, las disparidades entre los resultados obtenidos y la evidencia internacional reciente permiten aventurar la necesidad de un mayor esfuerzo investigador encaminado a la consecución de nuevas evidencias con el empleo de bases de datos de mayor calidad y procedimientos de estimación que se revelen más adecuados.

BIBLIOGRAFIA

- ABRAHAM, A., y IKENBERRY, D. L. (1994): «The individual investor and the weekend effect», *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 29 (2), 263-77.
- BACHILLER, A. (1992): «Efecto fin de semana en la bolsa española», *Cuadernos Aragoneses de Economía*, 2.^a época, 2 (1), 155-62.
- BACHILLER, A.; ESPITIA, M., y SANTAMARÍA, R. (1994): *Mercado de Valores Español: Características de los Activos y Actitudes del Inversor*, Fundación BBV. No Publicado.
- BARONE, E. (1990): «The Italian stock market: Efficiency and calendar anomalies», *Journal of Banking and Finance*, 14, 483-510.
- BERNDT, E. K.; HALL, B. H.; HALL, R. E., y HAUSMAN, J. A. (1974): «Estimation and inference in nonlinear structural models», *Annals of Economic and social measurements*, 4, 653-665.
- CHANG, E. C.; PINEGAN, J. M., y RAVICHANDRAN, R. (1993): «International evidence on the robustness of the day-of-the-week effect», *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 28 (4), 497-513.
- CONDOYANNI, L.; O'HALON, J., y WARD, C. W. R. (1987): «Day of the week effects on stock returns: International evidence», *Journal of Business Finance and Accounting*, 14 (2), 159-74.
- CONNOLLY, R. A. (1989): «An examination of the robustness of the weekend effect», *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 24 (2), June, 133-69.
- CROSS, F. (1973): «The behavior of stock prices on Fridays and Mondays», *Financial Analysts Journal*, 29, 67-9.
- DAMODARAN, A. (1989): «The weekend effect in information releases: A study of earnings and dividend announcements», *Review of Financial Studies*, 2, 607-23.
- EASTON, E. A., y FAFF, R. W. (1994): «An investigation of the robustness of the day-of-the-week effect in Australia», *Applied Financial Economics*, 4, 99-110.
- ENGLER, R. F. (1982): «Modelling the persistence of conditional variances», *Econometrica*, 50, 987-1008.
- FRENCH, K. R. (1980): «Stock returns and the weekend effect», *Journal of Financial Economics*, 8, 55-69.

- GIBBONS, M. R., y HESS, P. (1981): «Day of the week effects and asset returns», *Journal of Business*, 54, 579-96.
- HARRIS, L. (1986): «A transaction data study of weekly and intradaily patterns in stock returns: A note», *Journal of Financial Economics*, 66, 99-117.
- JAFFE, J., y WESTERFIELD, R. (1985): «The week-end effect in common stock returns: The international evidence», *Journal of Finance*, 41, 433-54.
- KATO, K.; ZIEMBA, W. T., y SCHWARTZ, S. L. (1989): «Day of the week effects in Japanese stocks», *Working Paper, Yamaichi Research Institute*, Tokyo, Japan.
- KEIM, D. B., y STAMBAUGH, R. F. (1984): «A further investigation of the weekend effect in stock returns», *Journal of Finance*, 39, 819-40.
- KIM, S. W. (1988): «Capitalizing on the weekend effect», *Journal of Portfolio Management*, 15, 61-4.
- LAKONISHOK, J., y LEVI, M. (1982): «Weekend effects on stock return: A note», *Journal of Finance*, 37, 883-9.
- LAMOUREUX, C. G., y LASTRAPES, W. D. (1990): «Persistence in Variance, Structural Change, and the GARCH Model», *Journal of Business & Economic Statistics*, 8, 2, 225-234.
- LAUTERBACH, G., y UNGAR, M. (1992): «Calendar anomalies: Some perspectives from the behavior of the Israeli stock market», *Applied Financial Economics*, 2, 57-60.
- LINN, S. C., y LOCKWOOD, L. J. (1988): «Short-term stock price patterns: NYSE, AMEX, OTC», *Journal of Portfolio Management*, 15, 30-4.
- OSBORNE, M. F. M. (1962): «Periodic structure in the brownian motion of stock prices», *Operations Research*, 10, 345-79.
- PEIRÓ, A. (1994a): «Daily seasonality in stock returns: Further international evidence», *Economics Letters*, 45, 227-232.
- (1994b): «La estacionalidad diaria del mercado de acciones español», *Inversiones Económicas*, vol. XVIII (3), 557-569.
- PENMAN, S. (1987): «The distribution of earnings news over time and seasonalities in aggregate stock returns», *Journal of Financial Economics*, 18, 199-228.
- PEÑA, I. (1993): «Medidas de volatilidad en mercados financieros», *Revista Española de Financiación y Contabilidad*, vol. XXII, núm. 77, 937-948.
- ROGALSKY, R. (1984): «New findings regarding day of the week returns over trading and non-trading periods: A note», *Journal of Finance*, 39, 1603-14.
- RUBIO, G., y SALVADOR, L. (1991): «Estacionalidad diaria de los precios en el mercado español de capitales», *Revista Española de Financiación y Contabilidad*, XX, 67, 307-36.
- SANTESMASES, M. (1986): «An investigation of the Spanish stock market seasonalities», *Journal of Business Finance and Accounting*, 13, 267-276.
- SMIRLOCK, M., y STARKS, L. (1986): «Day of the week and intraday effects in stock returns», *Journal of Financial Economics*, 17, 197-210.
- SOLNIK, B., y BOUSQUET, L. (1990): «Day-of-the-week effect in the Paris bourse», *Journal of Banking and Finance*, 14, 461-8.

- THEOBALD, M., y PRICE, V. (1984): «Seasonality estimation in thin markets», *Journal of Finance*, 39, 377-92.
- WHITE, H. (1980): «A heteroscedasticity-consistent covariance matrix estimator and a direct test for heteroscedasticity», *Econometría*, 48, 817-38.
- WONG, K. A.; HUI, T. K., y CHAN, C. Y. (1992): «Day -of-the-week effects: Evidence form developing stock markets», *Applied Financial Economics*, 2, 49-56.