

ANOMALÍAS DE LOS MERCADOS BURSÁTILES DE LA UEM: ANÁLISIS DEL EFECTO DÍA DE LA SEMANA

Lourdes Jordán Sales
Rosa María Cáceres Apolinario
Octavio Maroto Santana
Alejandro Rodríguez Caro

RESUMEN

En los últimos años han aparecido numerosos estudios empíricos referentes a distintas anomalías en los mercados de valores. Dentro de este conjunto de anomalías, destacan las referidas al comportamiento estacional de las rentabilidades de los activos financieros y, en concreto, el efecto día de la semana es uno de los más relevantes. En este sentido, el presente trabajo se centra en la contrastación empírica del efecto día de la semana, mediante la metodología GARCH, en los principales mercados bursátiles de la Unión Económica y Monetaria. Los resultados alcanzados indican la inexistencia de un comportamiento anormal en las rentabilidades de la mayoría de las bolsas analizadas, obteniéndose evidencia de dicho efecto en la volatilidad de estos mercados financieros.

PALABRAS CLAVE: Efecto día de la semana, volatilidad, GARCH.

ABSTRACT

For the last years, different empirical studies about stock market anomalies have been published. Among this set of anomalies, the ones related to the seasonal behaviour of the assets have been emphasized, being the day of the week effect one of the most relevant. This work is focussed on the empirical test of the day of the week effect on the main stock markets of the Economical Monetary Union (EMU) by means of the GARCH methodology. The obtained results show the inexistence of an abnormal behaviour in the returns of most of the analysed stock markets, obtaining the evidence of the aforementioned effect on the volatility of these markets.

KEY WORDS: Day of the week effect, volatility, GARCH.

1.- INTRODUCCIÓN

La falta de integración entre los distintos mercados financieros internacionales ha sido considerada por parte de los inversores como un factor a tener en cuenta de cara a obtener rentabilidades diferentes a las que obtendríamos en caso de invertir en un único mercado. Bajo este contexto, numerosos estudios se han centrado en las anomalías relativas a la estacionalidad de los distintos mercados financieros como un posible factor explicativo de la falta de integración existente entre mercados financieros internacionales.

Con respecto a estas anomalías, diferentes trabajos han detectado evidencia empírica de la existencia de distribuciones de rendimientos anormales en función del día de la semana en el que se obtengan. Los primeros estudios han sido realizados para el mercado norteamericano, destacando, entre otros, Osborne (1962), Cross (1973), French (1980), Gibbons y Hess (1981), Lakonishok y Levi (1982), Keim y Stambaugh (1984) y Rogalski (1984). Este efecto también ha sido analizado en mercados de valores bajo un entorno internacional en los trabajos de Jaffe y Westerfield (1985a), (1985b), Aggarwal y Rivoli (1989), Solnik y Bousquet (1990), Chang, Pinegar y Ravichandran (1993), Athanassakos y Robinson (1994), Corredor y Santamaría (1996), Dubois y Louvet (1996) y Kyimaz y Berument (2001).

Dado el creciente proceso de integración de las distintas economías mundiales de forma general y de las economías europeas en particular, lo cual se traduce en una creciente conexión y sincronización entre los mercados financieros de los distintos países, el objetivo del presente trabajo es la contrastación empírica del efecto día de la semana, tanto en rentabilidad como en volatilidad, en los principales mercados bursátiles europeos para el período temporal que abarca desde julio de 1997 hasta marzo de 2004.

El trabajo está estructurado de la siguiente manera. En la sección 2 se realiza una breve revisión de la literatura financiera con respecto a la anomalía del efecto día de la semana. En la sección 3 se describe la base de datos, así como la metodología utilizada. En la sección 4 se realiza la estimación del modelo y se exponen los resultados alcanzados. Finalmente, en la última sección se exponen las principales conclusiones derivadas del presente trabajo.

2.- ESTUDIOS PREVIOS

La literatura financiera que hace referencia al efecto día de la semana es bastante extensa. Osborne (1962) y Cross (1973) encuentran evidencia empírica, para el índice S&P-500, de una menor rentabilidad el lunes con respecto al viernes. Resultados similares se obtienen en French (1980), al observar que para el mencionado índice la rentabilidad del lunes era inferior a la rentabilidad media de la semana, mientras que la del viernes era superior. Asimismo, Gibbons y Hess (1981) obtienen los lunes rentabilidades negativas para una muestra formada por treinta activos pertenecientes al Dow Jones Industrial. Lakonishok y Levi (1982) han propuesto como explicación del comportamiento estacional de las rentabilidades diarias el procedimiento de liquidación de las transacciones efectuadas en los mercados financieros. Keim y Stambaugh (1984) intentan explicar a partir de errores de medición de los precios de las acciones el efecto fin de semana en el mercado americano.

Si bien estos estudios referentes al efecto día de la semana se han basado en el cálculo de las rentabilidades entre dos fechas de cierre, Rogalski (1984) divide las series de rentabilidades en períodos de no cotización (de cierre a apertura) y períodos de cotización (de apertura a cierre), llegando a la conclusión de que la rentabilidad negativa del lunes se genera entre el cierre del viernes y la apertura del lunes, no apreciándose diferencias en las rentabilidades medias de los distintos días de la semana cuando se calculan en períodos de negociación bursátil.

Los estudios anteriores se efectuaron en los mercados de valores norteamericanos, extendiéndose posteriormente a distintos mercados financieros internacionales. En este sentido, Jaffe y Westerfield (1985a) obtienen evidencia del efecto fin de semana para los mercados correspondientes a Canadá, Australia, Japón y Reino Unido. Asimismo, Jaffe y Westerfield (1985b) obtienen rentabilidades negativas los martes para el mercado japonés. Similares resultados se obtienen en Condoyanni, O'Hanlon y Ward, (1987) para los mercados de Singapur,

Japón y Australia; en Solnik y Bousquet (1990) para el mercado francés y en Barone (1990) para el mercado italiano. También es importante destacar que diversos autores, tales como Connolly (1989) y Chang, Pinegar y Ravichandran (1993), han analizado la robustez de las técnicas empleadas para el estudio de la estacionalidad, realizando ajustes sobre el tamaño, heterocedasticidad, autocorrelación y curtosis. Estos últimos encuentran evidencia de la desaparición del efecto día de la semana en Bélgica, Dinamarca, Alemania y Estados Unidos para una muestra de 24 índices nacionales. Athanassakos y Robinson (1994) encuentran para el mercado canadiense rentabilidades negativas para los martes, siendo este efecto superior al obtenido los lunes. Dubois y Louvet (1996), utilizando tests paramétricos y no paramétricos para nueve mercados internacionales, llegan a conclusiones diferentes en función del test utilizado.

A partir del trabajo de Engle (1982) se han desarrollado diversos modelos de heterocedasticidad condicional autorregresiva, los cuales han sido aplicados por diversos autores para el análisis de series financieras¹². También esta metodología ha sido ampliamente utilizada para el análisis de la estacionalidad, destacándose los trabajos de Copeland y Wang (1994), Corhay y Rad (1994), Theodossiou y Lee (1995), Corredor y Santamaría (1996), Miralles y Miralles (2000), Amigo y Rodríguez (2001) y Kyimaz y Berument (2001). En este sentido, Corredor y Santamaría (1996), mediante el modelo GARCH (1,1), analizan los mercados de Nueva York y de cinco países europeos, encontrando estacionalidad diaria en los mercados de Londres, París, Madrid y Milán. Miralles y Miralles (2000) analizan la estacionalidad diaria de la Bolsa de Valores de Lisboa utilizando para ello el modelo GARCH (1,1). Amigo y Rodríguez (2001) utilizan los modelos GARCH (1,1) y GJR-GARCH (1,1) detectando estructuras estacionales comunes en el Nuevo Mercado español, utilizando rentabilidades de los activos que componen dicho mercado y el índice representativo de éste. Kyimaz y Berument (2001) estudian la estacionalidad diaria de cinco mercados internacionales aplicando para ello diferentes variaciones de modelos GARCH.

3.- DATOS Y METODOLOGÍA

3.1.- Datos

Para la realización del presente trabajo hemos utilizado series diarias de índices bursátiles correspondientes a distintos mercados de la Unión Económica y Monetaria: Alemania, Austria, Bélgica, España, Francia, Holanda, Italia y Portugal. El período muestral abarca desde el 2 de julio de 1997 hasta el 22 de marzo de 2004. Las rentabilidades de cada mercado han sido calculadas de forma instantánea siguiendo la siguiente expresión:

$$r_t = \ln \left(\frac{P_t}{P_{t-1}} \right)$$

siendo p_t y p_{t-1} los valores de cada índice para los periodos t y $t-1$, respectivamente.

Para llevar a cabo el análisis del efecto día de la semana, Rogalski (1984), Keim y Stambaugh (1984), Kim y Park (1994) y Aggarwal y Schatzberg (1997), entre otros, eliminan del estudio los días de negociación que son

¹² En este sentido, destacan también, entre otros, los trabajos de French, Schwert, y Stambaugh (1987), Baillie y Bollerslev (1989), Hsieh (1989), Baillie y DeGennaro (1990), Hamao, Masulis y Ng (1990), Nelson (1991), Campbell y Hentschel (1992), Glosten, Jagannathan y Rungle (1993).

pos-festivos¹³. No obstante, en el presente trabajo hemos decidido incorporar cinco observaciones por semana de cara a evitar posibles sesgos derivados de la pérdida de información producida en los días festivos. En concreto, se parte de 1.754 rentabilidades para cada uno de los mercados analizados, quedando reflejados en la tabla 1 los índices utilizados para cada uno de los países considerados en la muestra.

País	Índice	País	Índice
Alemania	DAX	Francia	CAC-40
Austria	ATX	Holanda	AEX
Bélgica	BEL-20	Italia	MIB-30
España	IBEX-35	Portugal	PSI-20

En la tabla 2 se recogen los principales estadísticos descriptivos de las series de rentabilidades. De la citada tabla es de destacar la escasa asimetría de los índices analizados, siendo positiva o a la derecha en el 62,5% de los casos. También hay que señalar que todas las series de rentabilidades presentan una elevada curtosis, lo cual implica el rechazo del contraste de normalidad para todos los casos analizados.

	Alemania	Austria	Bélgica	España	Francia	Holanda	Italia	Portugal
Media	0,0001	0,0002	0,0001	0,0002	0,0002	0,0000	0,0002	0,0001
Mediana	0,0007	0,0006	0,0002	0,0008	0,0004	0,0003	0,0003	0,0001
Máximo	0,0785	0,0540	0,0978	0,0668	0,0725	0,0998	0,0808	0,0719
Mínimo	-0,0629	-0,0833	-	-	-	-	-	-
Desv. Tip.	0,0179	0,0106	0,0129	0,0156	0,0160	0,0171	0,0155	0,0120
Asimetría	0,0054	-0,6828	0,4112	-	0,0076	0,0856	0,0277	-
Curtosis	4,4037	8,1334	7,6379	4,6423	4,8880	5,5880	4,7856	7,9381
J-B	144,0	2.062,1	1.621,4	199,2	260,5	491,6	233,2	1.858,2
Prob.	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000

¹³ Es decir, únicamente se incorporan las rentabilidades en cuyo cálculo sólo existe un día de diferencia en el caso de martes, miércoles, jueves y viernes, y tres días de diferencia en el caso de los lunes.

3.2.- Metodología

Dentro del conjunto de anomalías derivadas de la existencia de estacionalidad en las series de rendimientos, el análisis del efecto día de la semana es uno de los más contrastados. Este análisis parte de la hipótesis de que los rendimientos alcanzados por cada título no son independientes del día de la semana en el cual se han producido. Una primera aproximación para la contrastación del efecto día de la semana se puede efectuar a través de un modelo de regresión, al igual que Millares y Millares (2000), en el que se incluyen tantas variables ficticias como días de la semana:

$$r_{it} = \beta_1 D_{1t} + \beta_2 D_{2t} + \beta_3 D_{3t} + \beta_4 D_{4t} + \beta_5 D_{5t} + \varepsilon_t$$

siendo:

r_{it} : rentabilidad diaria del activo financiero.

D_{jt} : variables ficticias que toman el valor 1 si la rentabilidad correspondiente al día t corresponde a un lunes, martes, miércoles, jueves o viernes, respectivamente, y 0 para los restantes casos.

β_j : coeficientes que representan la rentabilidad media para cada uno de los días de la semana.

ε_t : término de error.

Es preciso señalar que aunque la rentabilidad correspondiente a un determinado día de la semana sea significativamente distinta de cero no implica la existencia de estacionalidad, por lo que es necesario efectuar un contraste de igualdad de medias. Mediante este contraste se puede comprobar si las rentabilidades son independientes del día de la semana en que las mismas se generan, o por el contrario presentan rentabilidades medias estadísticamente similares. El rechazo de la hipótesis nula del contraste, implicaría la existencia de un efecto día de la semana.

No obstante, esta metodología suele presentar dos grandes problemas. Por un lado, las perturbaciones obtenidas en el modelo de regresión pueden estar autocorrelacionadas, por lo que se cometerían errores en la inferencia. Por otro lado, la varianza de los residuos puede no ser constante, pudiendo ser dependiente en el tiempo.

Para corregir el primero de los problemas, Easton y Faff (1994), Corredor y Santamaría (1996) y Kyimaz y Berument (2001), entre otros, incorporan al modelo de regresión anterior las rentabilidades retardadas una semana:

$$r_{it} = \beta_1 D_{1t} + \beta_2 D_{2t} + \beta_3 D_{3t} + \beta_4 D_{4t} + \beta_5 D_{5t} + \sum_{j=1}^4 \beta_{j+5} \cdot r_{t-j} + \varepsilon_t$$

Para corregir el problema derivado de la variabilidad en la varianza de los residuos, se proponen los modelos ARCH, introducidos por Engle (1982), los cuales permiten expresar la varianza condicional como función de los errores del pasado. Estos modelos suponen que la varianza del término perturbación no es constante a lo largo del tiempo, es decir, que el término error se distribuye como $\varepsilon_t \sim (0, \sigma_t^2)$. La versión generalizada de estos modelos fue propuesta por Bollerslev (1986) y viene expresada por la suma de un polinomio de media móvil de orden q más un polinomio autorregresivo de orden p:

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \sum_{i=1}^q \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{i=1}^p \gamma_i \sigma_{t-i}^2$$

Otros trabajos, como los de Baillie y Bollerslev (1989), Hsieh (1989), Copeland y Wang (1994) y Kyimaz y Berument (2001), incluyen además variables dummies que recogen los posibles efectos estacionales dentro de la ecuación de la varianza, consiguiendo con ello estimaciones conjuntas de los posibles efectos día de la semana, tanto en la media como en la varianza condicional:

$$r_{it} = \beta_1 D_{1t} + \beta_2 D_{2t} + \beta_3 D_{3t} + \beta_4 D_{4t} + \beta_5 D_{5t} + \sum_{j=1}^4 \beta_{j+5} \cdot r_{t-j} + \varepsilon_t$$

$$\varepsilon_t \sim iid(0, \sigma_t^2)$$

$$\sigma_t^2 = \alpha_1 D_1 + \alpha_2 D_2 + \alpha_3 D_3 + \alpha_4 D_4 + \alpha_5 D_5 + \sum_{i=1}^q \alpha_{5+i} \varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{i=1}^p \gamma_i \sigma_{t-i}^2$$

4.- ESTIMACIÓN DEL MODELO Y RESULTADOS EMPÍRICOS

El estudio de la estacionalidad diaria de las rentabilidades de las distintas bolsas europeas que componen nuestra muestra se realiza a partir de las estimaciones obtenidas de las rentabilidades diarias de cada uno de los índices bursátiles considerados, así como los efectos estacionales de dichas estimaciones en la ecuación de la varianza.

4.1.- Estudio del efecto día de la semana en la rentabilidad

En cuanto a la existencia de estacionalidad en la rentabilidad de cada uno de los índices bursátiles, hemos tomado cuatro variables dummies, no incluyendo en el modelo la correspondiente a los miércoles, por lo que el modelo de regresión analizado es el siguiente:

$$r_{it} = \alpha + \beta_1 D_{1t} + \beta_2 D_{2t} + \beta_4 D_{4t} + \beta_5 D_{5t} + \sum_{j=1}^4 \beta_{j+5} \cdot r_{t-j} + \varepsilon_t$$

La significatividad de forma individual de cada una de las variables dicotómicas nos indicaría la existencia de una rentabilidad anormal del día de la semana en la que se calcula con respecto a la del miércoles. Además de estudiar la significatividad de cada una de las dummies incluidas en el mismo, se analiza la existencia de estructura en la parte autorregresiva y en la parte media móvil que incluye el modelo de regresión.

Los resultados obtenidos, los cuales se resumen en la tabla 3, nos indican que en la mayoría de bolsas europeas no se aprecia un efecto día de la semana, ya que las rentabilidades de cada uno de los días de la semana no difieren sustancialmente entre ellas. Ello nos indica que la rentabilidad de los índices representativos de las bolsas europeas señaladas es independiente del día de la semana en que se generan. No obstante, sí que apreciamos un efecto estacional los lunes para el índice representativo del mercado francés, al obtenerse una rentabilidad superior en este día de la semana con respecto a los restantes días. Este resultado no coincide con el obtenido por la mayoría de los trabajos empíricos, en los que la rentabilidad media del lunes suele ser

significativamente menor a las rentabilidades medias de los restantes días de la semana. En la tabla A1 del anexo se recogen los valores de los coeficientes significativos de la ecuación de la rentabilidad.

Tabla 3.- Efecto día de la semana en rentabilidades				
País	Variables significativas		País	Variables significativas
Alemania	--		Francia	D1
Austria	MA(1), MA(4)	MA(3),	Holanda	--
Bélgica	AR(1)		Italia	MA(4)
España	--		Portugal	AR(1), AR(3)

4.2.- Estudio del efecto día de la semana en la volatilidad

No cabe duda de la importancia del análisis de las anomalías presentadas por cada índice bursátil en cuanto al día de la semana en el que se obtiene la rentabilidad. No obstante, el objetivo de cualquier inversor es maximizar el binomio rentabilidad-riesgo derivado de su inversión, por lo que también resulta de especial importancia en dichos mercados el análisis de las turbulencias que en los mismos se produzcan. Es por ello que en este trabajo, además del análisis del efecto día de la semana en la rentabilidad de cada índice bursátil, hemos analizado la existencia de dichos efectos en la varianza de los mismos, es decir, al igual que Kyimaz y Berument (2001), hemos incorporado las variables dummies anteriores a la ecuación de la varianza para recoger los posibles efectos estacionales que se puedan producir:

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 D_1 + \alpha_2 D_2 + \alpha_4 D_4 + \alpha_5 D_5 + \sum_{i=1}^q \alpha_{5+i} \varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{i=1}^p \gamma_i \sigma_{t-i}^2$$

La tabla 4 refleja los resultados derivados del efecto día de la semana en la volatilidad de cada índice bursátil, así como la estructura GARCH de cada serie:

Tabla 4.- Efecto día de la semana en varianza					
País	Estructura GARCH	Variables significativas	País	Estructura GARCH	Variables significativas
Alemania	(1,2)	D2, D5	Francia	(1,1)	D4
Austria	(1,1)	D2, D5	Holanda	(1,1)	D1, D4
Bélgica	(1,1)	D4, D5	Italia	(1,1)	D1, D4
España	(1,1)	D1, D4	Portugal	(1,1)	--

De la citada tabla, es de destacar en cuanto a la estructura de cada mercado que en todos ellos, excepto en Alemania, la estructura resultante es GARCH (1,1), lo cual, según Lamoreux y Lastrapes (1990), es la estructura que mejor se ajusta a muchas de las series temporales financieras. Por su parte, Alemania presenta un GARCH (1,2). En cuanto a la volatilidad de cada día de la semana, al igual que Kyimaz y Berument (2001), no

encontramos un comportamiento común en el efecto del día de la semana en la ecuación de la varianza condicional. Así, es de destacar la existencia de una volatilidad anormal los lunes y jueves en España, Holanda e Italia; mientras que en Francia son los martes y jueves, respectivamente, cuando se obtienen volatilidades anormales. En Alemania y Austria son los martes y viernes cuando se observa un comportamiento estacional. Por su parte, Bélgica presenta volatilidades anormales los jueves y viernes. Finalmente, en Portugal, la volatilidad no difiere en función del día de la semana. En la tabla A2 del anexo se recogen los coeficientes significativos de la ecuación de la varianza.

De cara a comprobar la no existencia de efectos ARCH en los residuos, en las tablas A3 y A4 del anexo se presentan los valores correspondientes al test ARCH LM y el estadístico Q de los residuos estandarizados, respectivamente, con 5, 10 y 20 retardos. Los resultados derivados de estos tests nos indican que no existe efecto ARCH en los residuos correspondientes a las estimaciones de estos mercados financieros, por lo que no encontramos problemas de especificación en dichos modelos.

Por lo tanto, se pone de manifiesto el efecto día de la semana en la volatilidad de los distintos mercados financieros europeos, no apreciándose un comportamiento similar en los distintos países. Este hecho puede ser de utilidad para un inversor que desee obtener oportunidades de inversión derivadas de la alta volatilidad de los mercados financieros en determinados días de la semana.

5.- CONCLUSIONES

Dada la necesidad para cualquier inversor, que desee diversificar sus recursos financieros de forma internacional, de conocer si los mercados financieros a los que pueda acceder están o no perfectamente integrados entre sí, hemos analizado la existencia de anomalías en distintos mercados financieros europeos. Dicho análisis se ha centrado en la contrastación empírica del efecto día de la semana, tanto en rentabilidad como en volatilidad, en los principales mercados bursátiles de la UEM para el período temporal que abarca desde julio de 1997 hasta marzo de 2004.

En cuanto a la existencia de un comportamiento anómalo en el día de la semana en el cual se generen los rendimientos, hemos de destacar que, en líneas generales, la mayoría de las bolsas europeas no reflejan un efecto día de la semana, ya que la rentabilidad de cada día no difiere sustancialmente de la obtenida en el resto de días de la semana. Este hecho nos indica que la rentabilidad de dichos mercados, medidos a través de sus índices más representativos es independiente del día de la semana en que se generan. No obstante, sí que apreciamos un efecto estacional los lunes para los índices representativos de la bolsa de Francia.

En cuanto a la existencia de volatilidad anormal en la ecuación de la varianza condicional de los distintos mercados de la UEM en función del día de la semana en la que se genere, al igual que Kyimaz y Berument (2001), sí que apreciamos un efecto día de la semana en todos los mercados financieros analizados, excepto en Portugal. No obstante, dicho efecto no es similar en los distintos mercados financieros analizados.

Por lo tanto, hemos puesto de manifiesto que, a pesar de que en principio no parece existir un efecto día de la semana en la generación de rendimientos en los distintos mercados financieros de la UEM, al analizar en la varianza condicional, hemos comprobado que las turbulencias experimentadas por los principales índices bursátiles de cada país indican la ausencia de una total integración entre todos estos mercados, por lo que se pone

FINANCE MANAGEMENT CHALLENGES

de manifiesto la existencia de oportunidades de inversión para cualquier sujeto económico que diversifique sus recursos financieros entre estos mercados.

6.- ANEXO

Tabla A1.-Coeficientes significativos: ecuación de rentabilidad				
	D1	D2	D4	D5
Francia	0,0013 (0,0748)	--	--	--
Nota: Probabilidad del estadístico entre paréntesis				

Tabla A2.- Coeficientes significativos: ecuación de varianza				
	D1	D2	D4	D5
Alemania	--	-7,69E-05 (0,0000)	--	-7,45E-05 (0,0000)
Austria	--	-2,15E-05 (0,0333)	--	-1,96E-05 (0,0948)
Bélgica	--	--	2,33E-05 (0,0017)	1,26E-05 (0,0826)
España	4,70E-05 (0,0075)	--	5,02E-05 (0,0048)	--
Francia	--	--	4,26E-05 (0,0707)	--
Holanda	3,41E-05 (0,0860)	--	4,83E-05 (0,0077)	--
Italia	5,91E-05 (0,0043)	--	4,58E-05 (0,0134)	--
Portugal	--	--	--	--
Nota: Probabilidad del estadístico entre paréntesis				

Tabla A3.- ARCH-LM Test

Retardos	Alemania	Austria	Bélgica	España
5	1,2193 (0,2229)	0,5734 (0,5664)	0,4220 (0,6730)	-1,9077 (0,0566)
10	-2,7592 (0,0059)	0,6848 (0,4935)	-0,3135 (0,7539)	-0,8825 (0,3776)
20	0,1624 (0,8710)	0,3160 (0,7520)	0,7467 (0,4553)	-1,1617 (0,2455)
Retardos	Francia	Holanda	Italia	Portugal
5	-1,2113 (0,2259)	-1,6861 (0,0919)	-0,5428 (0,5873)	-0,6178 (0,5368)
10	-0,7921 (0,4284)	-1,4239 (0,1546)	-2,4632 (0,0139)	-1,6702 (0,0950)
20	0,1923 (0,8475)	-1,0976 (0,2725)	-3,1513 (0,0017)	0,0500 (0,9601)

Nota: Probabilidad del estadístico entre paréntesis

Tabla A4.- Residuos estandarizados: estadístico Q				
Retardos	Alemania	Austria	Bélgica	España
5	2,068 (0,840)	1,213 (0,545)	4,868 (0,301)	5,401 (0,369)
10	4,337 (0,931)	5,434 (0,607)	8,427 (0,492)	9,535 (0,482)
20	17,68 (0,608)	24,16 (0,115)	22,41 (0,264)	13,61 (0,849)
Retardos	Francia	Holanda	Italia	Portugal
5	7,508 (0,186)	4,751 (0,447)	5,830 (0,212)	5,896 (0,117)
10	11,03 (0,355)	11,44 (0,324)	10,83 (0,287)	16,52 (0,035)
20	20,11 (0,451)	17,55 (0,617)	18,85 (0,466)	31,11 (0,028)

Nota: Probabilidad del estadístico entre paréntesis

BIBLIOGRAFÍA

- Aggarwal R. y P. Rivoli (1989): "Seasonal and day-of-the week effect in four emerging stock markets", *Financial Review*, 24, 541-550.
 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, 1-20.

FINANCE MANAGEMENT CHALLENGES

- Amigo, L. y F. Rodríguez (2001): "Análisis de la estacionalidad diaria en las cotizaciones de las acciones del Nuevo Mercado de valores español", *IX Foro de Finanzas*. Navarra.
- Athanassakos, G. y M.J. Robinson (1994): "The day-of-the-week anomaly: The Toronto stock exchange experience", *Journal of Business Finance and Accounting*, 21, 833-856.
- Baillie R.T. y R.P. DeGennaro (1990): "Stock Returns and Volatility". *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 25, 203-214.
- Baillie, R. T. y T. Bollerslev (1989): "[The Message in Daily Exchange Rates: A Conditional-Variance Tale](#)", *Journal of Business and Economic Statistics*, 7, 3, 297-305.
- Barone, E. (1990): "The Italian stock market: Efficiency and calendar anomalies", *Journal of Banking and Finance*, 14, 483-510.
- Campbell, J. y L. Hentschel (1992): "No news is good news: An asymmetric model of changing volatility in stock returns", *Journal of Financial Economics*, 31, 281-318.
- Chang, E., M. Pinegar, y R. Ravichandran (1993): "International evidence on the robustness of the dayofthe-week effect", *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 28, 497-513.
- Condoyanni, I., J. O'Hanlon, y C. Ward (1987): "Day of the Week Effects on Stock Returns: International Evidence", *Journal of Business Finance and Accounting*, 14, 2, 159-174.
- Connolly, R.A. (1989): "An examination of the robustness of the weekend effects", *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 24, junio, 133-169.
- Copeland, L. y P. Wang (1994): "Estimating Daily Seasonality in Foreign Exchange Rate Changes", *Journal of Forecasting*, 13, 519-528.
- Corhay, A. y A.T. Rad (1994): "Daily returns from European stock markets", *Journal of Business and Finance and Accounting*, 21, 271-281.
- 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, 235-252.
- Cross, F. (1973): "The behavior of stock prices on Fridays and Mondays", *Financial Analyst Journal*, November-December, 67-69.
- Dubois, M. y P. Louvet (1996): "The Day of the Week Effect: International Evidence", *Journal of Banking and Finance*, 20, 1463-1484.
- Easton, S. y R. Faff (1994): "An Examination of the Robustness of the Day-of-the-Week Effect in Australia", *Applied Financial Economics*, 4, 99-110.
- Engle, R.F. (1982): "Autoregressive Conditional Heteroskedasticity with Estimates of the Variance of United Kingdom Inflation", *Econometrica*, 50, 987-1007.
- French, K. (1980): "Stock returns and the weekend effect", *Journal of Financial Economics*, 8, 55-69.
- French, K., G. W. Schwert y R. Stambaugh (1987): "Expected Stock Returns and Volatility", *Journal of Financial Economics*, 19, 3-29.
- Gibbons, M. y P. Hess. (1981): "Day of the week effects and asset returns", *Journal of Business*, 54, 579- 596.
- Glosten, L. R., R. Jagannathan y D. E. Runkle (1993): "On the relation between the expected value and the volatility of the nominal excess return on stocks", *Journal of Finance*, 48, 1779-1801.
- Hamao, Y., R.W. Masulis y V.K. Ng (1990): "Correlations in Price Changes and Volatility across International Stock Markets", *Review of Financial Studies*, 3, 281-307.
- Hsieh, D. A. (1988): "The statistical properties of daily foreign exchange rates: 1974-1983", *Journal of International Economics*, 24, 129-145.
- Jaffe, J. y R. Westerfield (1985a): "The week-end effect in common stock returns: The international evidence", *Journal of Finance*, 40, 433-454.
- Jaffe, J. y R. Westerfield (1985b): "Patterns in Japanese common stock returns", *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 20, 261-272.
- Keim, D.B. y F. Stambaugh (1984): "A further investigation of weekend effects in stock returns", *Journal of Finance*, 39, 819-840.
- Kim, C.K. y J. Park (1994): "Holidays Effects and Stock Returns: Further Evidence", *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 1, 145-157.
- Kyimaz, H. y H. Berument (2001): "The day of the week effect on Stock Market Volatility", *Journal of Economics and Finance*, 25,2, 181-193.
- Lakonishok, J. y M. Levi (1982): "Weekend effect in stock return: A note", *Journal of Finance*, 37, 883- 889.
- Lamoureux C. y W. Lastrapes (1990): "Persistence in variance, structural change, and the GARCH model", *Journal of Business and Economic Statistics*, 2, 225-234.
- Miralles, J.L. y M.M. Miralles (2000): "An Empirical Analysis of the Weekday Effect on the Lisbon Stock Market over Trading and Non-Trading Periods", *Portuguese Review of Financial Markets*, 3,2, 5-14.
- Nelson, D.B. (1991): "Conditional Heteroskedasticity in Asset Returns: A New Approach", *Econometrica*, 59, 347-370.
- Osborne, M. (1962): "Periodic structure in the brownian motion of stock prices", *Operations Research*, 10, 267-290.
- Rogalski, R.J. (1984): "New findings regarding day-of-the-week returns over trading and non-trading periods: A note", *Journal of Finance*, December, 1603-1614.
- Solnik, B. y L. Bousquet (1990): "Day of the week effect on the Paris Bourse", *Journal of Banking and Finance*, 14, 461-468.
- Theodossiou, P. y U. Lee (1995): "Relationship between volatility and expected returns across international stock markets", *Journal of Business Finance & Accounting*, 22, 289-300.