

# **ESTUDIO DEL EFECTO DÍA DE LA SEMANA EN LA VOLATILIDAD DE LAS PRINCIPALES BOLSAS EUROPEAS**

**Octavio Maroto Santana**

**Rosa María Cáceres Apolinario**

**Lourdes Jordán Sales**

Departamento de Economía Financiera y Contabilidad

Universidad de Las Palmas de Gran Canaria

e-mail: [omaroto@defc.ulpg.es](mailto:omaroto@defc.ulpg.es), [rcaceres@defc.ulpg.es](mailto:rcaceres@defc.ulpg.es), [ljordan@defc.ulpg.es](mailto:ljordan@defc.ulpg.es)

**Alejandro Rodríguez Caro**

Departamento de Métodos Cuantitativos

Universidad de Las Palmas de Gran Canaria

e-mail: [arcaro@dmc.ulpgc.es](mailto:arcaro@dmc.ulpgc.es)

## **Resumen**

La existencia de un comportamiento estacional tanto en la rentabilidad como en la volatilidad de los distintos mercados financieros internacionales puede ser considerado como un indicio de la falta de integración de dichos mercados y, por consiguiente, podrán existir oportunidades de inversión derivadas de este comportamiento anormal. En este sentido, el presente trabajo se centra en la contrastación empírica del efecto día de la semana, tanto en la ecuación de la rentabilidad como en la de la varianza, utilizando los modelos GARCH y T-ARCH, en los principales mercados bursátiles europeos. Los resultados alcanzados indican la inexistencia de dicho comportamiento anormal en las rentabilidades de la mayoría de las bolsas analizadas, obteniéndose evidencia de dicho efecto estacional en la volatilidad de los mercados financieros europeos, tanto al utilizar el modelo simétrico como el asimétrico.

*Palabras clave:* Efecto día de la semana, volatilidad, GARCH, T-ARCH.

*Area temática:* Economía Nacional e Internacional.

## 1.- INTRODUCCIÓN

La creciente internacionalización de las economías de los principales países desarrollados ha posibilitado que un inversor, a la hora de invertir sus recursos financieros, no se centre únicamente en el mercado financiero donde cotizan los activos de su respectivo país sino que amplíe su horizonte de inversión hacia otros mercados con el objetivo de obtener mejores resultados teniendo en cuenta el binomio rentabilidad-riesgo. Este escenario viene caracterizado por un relajamiento significativo de las barreras nacionales, posibilitando de ese modo la introducción de capital foráneo, lo que ha repercutido en un aumento considerable de los flujos internacionales de capitales, tal y como señalan Climent y Meneu (1999). En este sentido, Torrero (1999) apunta hacia los inversores institucionales como causantes de una mayor internacionalización de la inversión al tener cada vez mayor importancia la distribución internacional de sus carteras.

No obstante, a pesar de ser evidente esta creciente internacionalización de las distintas economías, se ha de tener en cuenta que las oportunidades de inversión en mercados internacionales dependerán del grado de integrabilidad o segmentación que tengan dichos mercados entre sí<sup>1</sup>. En este sentido, Jacquillat y Solnik (1978) afirman que las ventajas que se derivan de una diversificación internacional resultan de la relativa independencia entre las diversas economías nacionales y del comportamiento de los precios de sus títulos, por lo que si los mercados están altamente integrados, las oportunidades de obtener beneficios derivados de una adecuada diversificación internacional no son elevadas. La existencia de anomalías en los distintos mercados financieros internacionales puede ser un claro indicio de la falta de integración entre ellos, por lo que existirán oportunidades de inversión derivadas de estos comportamientos diferenciales en el proceso de generación de rendimientos.

En la actualidad, diversos estudios se han centrado en las anomalías relativas a la estacionalidad de los distintos mercados financieros de los países desarrollados como

---

<sup>1</sup> Harvey (1995) argumenta que si dos activos cotizan en dos mercados financieros totalmente integrados y soportan el mismo nivel de riesgo, tendrán la mismas expectativas de rentabilidad, por lo que no es recomendable diversificar entre estos mercados.

posible factor explicativo de la falta de integración existente entre mercados financieros internacionales. La utilización cada vez más frecuente de datos con periodicidad diaria ha motivado que los principales comportamientos estacionales analizados por la literatura financiera hagan referencia al día de la semana, efecto fin de semana y el efecto día festivo. Son distintas las explicaciones que la literatura financiera ha ofrecido como justificación de estas anomalías: ausencia de negociación en los fines de semana, obteniéndose los lunes la respuesta a toda esta información generada en los días de no cotización; procedimientos de liquidación de transacciones en los mercados; efectos derivados de la liquidez; etc.

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 el mes de 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 de los modelos GARCH y T-

ARCH y se recogen los resultados alcanzados. Finalmente, en la última sección se exponen las principales conclusiones derivadas de este estudio.

## **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 de 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 Condoiyanni, 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. En este sentido, 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 los martes, siendo este efecto superior al obtenido los lunes. Dubois y Louvet (1996), utilizando tests paramétricos y no paramétricos en 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 financieras<sup>2</sup>. 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 T-GARCH<sup>3</sup> (1,1) detectando estructuras estacionales comunes en el Nuevo Mercado español, utilizando rentabilidades de los activos que componen dicho mercado y el

---

<sup>2</sup> 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).

<sup>3</sup> Estos autores al modelo T-ARCH lo denominan GJR.

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 rentabilidades de los índices bursátiles correspondientes a distintos mercados europeos: Alemania, Austria, Bélgica, Dinamarca, España, Francia, Holanda, Italia, Portugal, Reino Unido, República Checa, Suecia y Suiza. El período muestral abarca desde el 2 de julio de 1997 hasta el 22 de marzo de 2004. Las rentabilidades de cada mercado están expresadas en moneda local y 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 períodos  $t$  y  $t-1$ , respectivamente.

Para llevar a cabo el análisis del efecto día de la semana, 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<sup>4</sup>. 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.

---

<sup>4</sup> No obstante, 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 pos-festivos. 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.

**Tabla 1.- Descripción de la muestra**

País	Índice	País	Índice
<b>Alemania</b>	DAX	<b>Italia</b>	MIB-30
<b>Austria</b>	ATX	<b>Portugal</b>	PSI-20
<b>Bélgica</b>	BEL-20	<b>Reino Unido</b>	FTSE-100
<b>Dinamarca</b>	KFX	<b>Rep Checa</b>	PX-50
<b>España</b>	IBEX-35	<b>Suecia</b>	Stockholm General
<b>Francia</b>	CAC-40	<b>Suiza</b>	Swiss Market
<b>Holanda</b>	AEX		

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 61% 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.

**Tabla 2.- Estadísticos descriptivos**

	<b>Alemania</b>	<b>Austria</b>	<b>Bélgica</b>	<b>Dinamarca</b>	<b>España</b>	<b>Francia</b>	<b>Holanda</b>
<b>Media</b>	0,0001	0,0002	0,0001	0,0003	0,0002	0,0002	0,0000
<b>Mediana</b>	0,0007	0,0006	0,0002	0,0003	0,0008	0,0004	0,0003
<b>Máximo</b>	0,0785	0,0540	0,0978	0,0510	0,0668	0,0725	0,0998
<b>Mínimo</b>	-0,0629	-0,0833	-0,0546	-0,0607	-0,0707	-0,0739	-0,0725
<b>Desv. Tip.</b>	0,0179	0,0106	0,0129	0,0123	0,0156	0,0160	0,0171
<b>Asimetría</b>	0,0054	-0,6828	0,4112	-0,1793	-0,0859	0,0076	0,0856
<b>Curtosis</b>	4,4037	8,1334	7,6379	4,5828	4,6423	4,8880	5,5880
<b>J-B</b>	144,002	2.062,17	1.621,482	192,489	199,282	260,530	491,646
<b>Prob.</b>	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000
	<b>Italia</b>	<b>Portugal</b>	<b>R. Unido</b>	<b>R. Checa</b>	<b>Suecia</b>	<b>Suiza</b>	
<b>Media</b>	0,0002	0,0001	0,0000	0,0004	0,0002	0,0001	
<b>Mediana</b>	0,0003	0,0001	0,0002	0,0003	0,0004	0,0003	
<b>Máximo</b>	0,0808	0,0719	0,0608	0,0599	0,1038	0,0775	
<b>Mínimo</b>	-0,0622	-0,0914	-0,0544	-0,0683	-0,0666	-0,0562	
<b>Desv. Tip.</b>	0,0155	0,0120	0,0128	0,0129	0,0153	0,0138	
<b>Asimetría</b>	0,0277	-0,5101	0,0031	-0,1436	0,2355	0,0405	
<b>Curtosis</b>	4,7856	7,9381	4,6467	4,6245	5,4738	5,9979	
<b>J-B</b>	233,26	1.858,21	198,174	198,897	463,448	657,319	
<b>Prob.</b>	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	

### 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.

$\beta_j$  : coeficientes que representan la rentabilidad media para cada uno de los días de la semana.

$\varepsilon_t$  : 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:

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

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

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

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

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

Este modelo está caracterizado por un comportamiento simétrico, siendo la volatilidad invariante ante subidas o bajadas en la cotización de los activos. No obstante, es conocido que los impactos en la volatilidad de las rentabilidades positivas y negativas no tienen por qué tener un mismo efecto. Tal como argumentan Kiyamaz y Berumet (2001) y Amigo y Rodríguez (2001), en muchas ocasiones la volatilidad obtenida por una rentabilidad negativa suele ser superior a la correspondiente a una subida en la cotización del activo analizado. En este sentido, utilizamos el modelo asimétrico T-ARCH para comprobar la existencia o no de este comportamiento asimétrico denominado efecto apalancamiento.

El modelo T-ARCH, introducido por Zakoian (1990) y Glosten, Jagannathan y Runkle (1993), está caracterizado por poseer una estructura similar a la del modelo simétrico GARCH con la salvedad de incluir un sumando donde la significación del parámetro  $\lambda$  indicaría la existencia de un comportamiento diferenciado de la volatilidad ante shocks positivos y negativos. La estructura generalizada del modelo T-ARCH es la siguiente:

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

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

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

siendo  $d_{t-1}$  una variable dicotómica que toma el valor 1 cuando la cotización disminuye en un período y 0 para incrementos en la cotización del activo analizado.

#### 4.- ESTIMACIÓN DE LOS MODELOS Y RESULTADOS EMPÍRICOS

El estudio de la estacionalidad en la rentabilidad y volatilidad 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.

#### 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:

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

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 la rentabilidad 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 más importantes 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 las bolsas de Francia y Suecia, 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. Además, en el mercado sueco se aprecia también una rentabilidad para los viernes significativamente superior a la del resto de días de la semana, poniéndose de manifiesto únicamente en este mercado el efecto viernes. 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**

<b>País</b>	<b>Variables significativas</b>	<b>País</b>	<b>Variables significativas</b>
<b>Alemania</b>	--	<b>Italia</b>	MA(4)
<b>Austria</b>	MA(1), MA(3), MA(4)	<b>Portugal</b>	AR(1), AR(3)
<b>Bélgica</b>	AR(1)	<b>R.Unido</b>	MA(3)
<b>Dinamarca</b>	AR(1)	<b>Rep.Checa</b>	AR(1)
<b>España</b>	--	<b>Suecia</b>	D1, D5, AR(1)
<b>Francia</b>	D1	<b>Suiza</b>	AR(1)
<b>Holanda</b>	--		

#### 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, utilizando tanto modelos simétricos como asimétricos. Además, 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.

##### a) Modelo GARCH

La estructura de la ecuación de la varianza estimada es la siguiente:

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

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: modelo GARCH**

País	Estructura GARCH	Variables significativas	País	Estructura GARCH	Variables significativas
Alemania	(1,2)	D2, D5	Italia	(1,1)	D1, D4
Austria	(1,1)	D2, D5	Portugal	(1,1)	--
Bélgica	(1,1)	D4, D5	R.Unido	(1,1)	D2
Dinamarca	(1,1)	D1, D5	Rep.Checa	(1,1)	--
España	(1,1)	D1, D4	Suecia	(1,1)	D2, D5
Francia	(1,1)	D4	Suiza	(1,1)	D1, D4
Holanda	(1,1)	D1, D4			

De la citada tabla, es de destacar que en todos los mercados, 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 viernes en Dinamarca. En cambio, en España, Holanda, Italia y Suiza, existe una volatilidad significativamente distinta los lunes y jueves con respecto al miércoles; mientras que en el Reino Unido son los martes y en Francia los jueves cuando se obtienen volatilidades anormales. En Alemania, Austria y Suecia 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 y la República Checa, 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 ella se desprende que en todos los mercados donde existe un comportamiento estacional en la volatilidad, la de los lunes y jueves es siempre superior a la correspondiente a los miércoles, mientras que la de los martes y viernes es menor a la correspondiente a los miércoles<sup>5</sup>.

De cara a comprobar la no existencia de efectos ARCH en los residuos, en las tablas A4 y A5 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

<sup>5</sup> Salvo el viernes en el mercado belga.

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 común en los distintos países.

#### b) Modelo T-ARCH

Tal y como señalamos anteriormente, la volatilidad puede diferir sustancialmente dependiendo del signo de la rentabilidad obtenida en cada período. Es por ello que estimamos dicha volatilidad a través del modelo T-ARCH, el cual recoge la posible existencia del citado comportamiento asimétrico. En este sentido, la estructura de la ecuación de la varianza es la siguiente:

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

La tabla 5 refleja los resultados derivados del efecto día de la semana en la volatilidad de cada índice bursátil, así como la estructura T-ARCH de cada serie:

**Tabla 5.- Efecto día de la semana en varianza: modelo T-ARCH**

País	Estruc. GARCH	Variables significativas	Asimetría	País	Estruc. GARCH	Variables Significativas	Asimetría
<b>Alemania</b>	(2,1)	D2	SI	<b>Italia</b>	(1,1)	D1, D4	SI
<b>Austria</b>	(1,1)	D2, D5	SI	<b>Portugal</b>	(1,1)	D1	SI
<b>Bélgica</b>	(1,1)	D2	SI	<b>R.Unido</b>	(1,1)	D1	SI
<b>Dinamarca</b>	(1,1)	D1, D5	SI	<b>R.Checa</b>	(1,1)	--	NO
<b>España</b>	(0,1)	D1, D4	SI	<b>Suecia</b>	(0,1)	D1, D2, D4, D5	SI
<b>Francia</b>	(0,1)	--	SI	<b>Suiza</b>	(1,1)	D1, D4	SI
<b>Holanda</b>	(0,1)	D1, D4	SI				

De la citada tabla se desprende que tras la inclusión de un parámetro que recoge la existencia de un comportamiento asimétrico, la estructura GARCH (1,1) es la

presentada por la mayoría de los mercados analizados, salvo España, Francia, Holanda y Suecia que siguen una estructura GARCH (0,1) y Alemania la estructura GARCH (2,1). También es de destacar que el comportamiento asimétrico se refleja en todos los mercados analizados excepto en el de la República Checa. Esto pone de manifiesto que las subidas o bajadas en la cotización de cada uno de los índices bursátiles de nuestra muestra afectan de manera diferente a los shocks en volatilidad. Además, al recoger la asimetría a través de un parámetro adicional, los resultados del modelo T-ARCH difieren de los obtenidos en el modelo simétrico GARCH, con la lógica excepción de la República Checa, la cual presenta idénticos resultados en ambos modelos. En la tabla A3 del anexo se recogen los coeficientes significativos de la ecuación de la varianza de este modelo. Al igual que en el modelo anterior, el efecto día de la semana presenta un mismo patrón de comportamiento en la ecuación de la varianza, es decir, los lunes y jueves reflejan una volatilidad superior a la correspondiente al miércoles, mientras que los martes y viernes es menor<sup>6</sup>.

En las tablas A6 y A7 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 con el objeto de comprobar la inexistencia de efectos ARCH en los residuos. Los resultados derivados de estos tests nos indican que no existe tal efecto en los residuos correspondientes a las estimaciones de estos mercados financieros, por lo que no encontramos problemas de especificación en este modelo.

Por lo tanto, al analizar los resultados del efecto día de la semana tras la estimación de la varianza con este modelo asimétrico, es de destacar la existencia de un efecto lunes en Portugal y Reino Unido, mientras que hay un efecto martes en Alemania y Bélgica. Los restantes países, a excepción de Suecia presentan un comportamiento anormal en dos días de la semana. En este sentido, el comportamiento anómalo en lunes y jueves se produce en España, Holanda, Italia y Suiza. Por otra parte, los martes y viernes son significativos en Austria, mientras que los lunes y viernes en

---

<sup>6</sup> Excepto los lunes en el Reino Unido.

Dinamarca. Por último es de destacar que en el mercado sueco la volatilidad de todos los días de la semana difieren de las obtenidas los miércoles.

## **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 internacionales. Dicho análisis se ha centrado en la contrastación empírica del efecto día de la semana, tanto en la rentabilidad como en la volatilidad, en los principales mercados bursátiles europeos 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 generan 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 las bolsas de Francia y Suecia. Además, en el mercado sueco se aprecia también una rentabilidad para los viernes significativamente superior a la del resto de días de la semana.

En cuanto a la existencia de volatilidad anormal en la ecuación de la varianza condicional de los distintos mercados europeos en función del día de la semana en la que se genere, sí se observa un efecto día de la semana en todos los mercados financieros analizados, excepto en Portugal y República Checa al estimar la varianza a través de un modelo simétrico; y en Francia y República Checa utilizando el modelo asimétrico T-ARCH. No obstante, dicho efecto difiere en los distintos mercados financieros analizados. Por lo tanto, al introducir un parámetro que recoge

el comportamiento diferenciado de la volatilidad ante subidas o bajadas en la cotización de los índices analizados, se ha puesto de manifiesto la continuidad del efecto día de la semana, aunque de manera diferente a la correspondiente al modelo GARCH. Es decir, la significatividad del día de la semana en el modelo simétrico en algunos casos podía haber estado afectada por efectos asimétricos que no quedaban recogidos en la estructura de la varianza de dicho modelo.

Independientemente del modelo utilizado, la existencia de estacionalidad en la volatilidad condicional en determinados mercados sigue un mismo patrón de comportamiento, al presentar los lunes y jueves una volatilidad superior a la obtenida los miércoles, siendo ésta inferior los martes y viernes.

Por lo tanto, 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 europeos, al analizar la varianza condicional, se ha comprobado que las turbulencias experimentadas por los principales índices bursátiles de cada país indican la ausencia de una total integración entre todos estos mercados. Este hecho puede ser de utilidad para un inversor que desee obtener oportunidades de inversión derivadas de un cambio en la volatilidad de estos mercados financieros en determinados días de la semana.

## **BIBLIOGRAFÍA**

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

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, pp. 833-856.

Baillie R.T. y R.P. DeGennaro (1990): “Stock Returns and Volatility”. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 25, pp. 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, pp. 297-305.
- Barone, E. (1990): "The Italian stock market: Efficiency and calendar anomalies", *Journal of Banking and Finance*, 14, pp. 483-510.
- Bollerslev, T.P. (1986): "Generalized autoregressive conditional heteroscedasticity", *Journal of Econometrics*, 31, pp. 307-327.
- 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, pp. 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, pp. 497-513.
- Climent, F. y V. Meneu (1999): "La Globalización de los mercados internacionales", *Actualidad Financiera*, noviembre, pp. 3-15.
- Condoynani, 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, pp. 159-174.
- Connolly, R.A. (1989): "An examination of the robustness of the weekend effects", *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 24, junio, pp. 133-169.
- Copeland, L. y P. Wang (1994): "Estimating Daily Seasonality in Foreign Exchange Rate Changes", *Journal of Forecasting*, 13, pp. 519-528.
- Corhay, A. y A.T. Rad (1994): "Daily returns from European stock markets", *Journal of Business and Finance and Accounting*, 21, pp. 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, pp. 235-252.
- Cross, F. (1973): "The behavior of stock prices on Fridays and Mondays", *Financial Analyst Journal*, November-December, pp. 67-69.
- Dubois, M. y P. Louvet (1996): "The Day of the Week Effect: International Evidence", *Journal of Banking and Finance*, 20, pp. 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, pp. 99-110.

- Engle, R.F. (1982): "Autoregressive Conditional Heteroskedasticity with Estimates of the Variance of United Kingdom Inflation", *Econometrica*, 50, pp. 987-1007.
- French, K. (1980): "Stock returns and the weekend effect", *Journal of Financial Economics*, 8, pp. 55-69.
- French, K., G. W. Schwert y R. Stambaugh (1987): "Expected Stock Returns and Volatility", *Journal of Financial Economics*, 19, pp. 3-29.
- Gibbons, M. y P. Hess. (1981): "Day of the week effects and asset returns", *Journal of Business*, 54, pp. 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, pp. 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, pp. 281-307.
- Harvey, C. (1995): "Predictable Risk and Returns in Emerging Markets", *Review of Financial Studies*, 8, 3, pp. 773-816.
- Hsieh, D. A. (1988): "The statistical properties of daily foreign exchange rates: 1974-1983", *Journal of International Economics*, 24, pp. 129-145.
- Jacquillat, B. y B. Solnik (1978): "Multinational are Poor Tools for Diversification", *Journal of Portfolio Management*, 4, 2, Winter.
- Jaffe, J. y R. Westerfield (1985a): "The week-end effect in common stock returns: The international evidence", *Journal of Finance*, 40, pp. 433-454.
- Jaffe, J. y R. Westerfield (1985b): "Patterns in Japanese common stock returns", *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 20, pp. 261-272.
- Keim, D.B. y F. Stambaugh (1984): "A further investigation of weekend effects in stock returns", *Journal of Finance*, 39, pp. 819-840.
- Kim, C.K. y J. Park (1994): "Holidays Effects and Stock Returns: Further Evidence", *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 1, pp. 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, pp. 181-193.

- Lakonishok, J. y M. Levi (1982): "Weekend effect in stock return: A note", *Journal of Finance*, 37, pp. 883- 889.
- Lamoreux C. y W. Lastrapes (1990): "Persistence in variance, structural change, and the GARCH model", *Journal of Business and Economic Statistics*, 2, pp. 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, pp. 5-14.
- Nelson, D.B. (1991): "Conditional Heteroskedasticity in Asset Returns: A New Approach", *Econometrica*, 59, pp. 347-370.
- Osborne, M. (1962): "Periodic structure in the brownian motion of stock prices", *Operations Research*, 10, pp. 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, pp. 1603-1614.
- Solnik, B. y L. Bousquet (1990): "Day of the week effect on the Paris Bourse", *Journal of Banking and Finance*, 14, pp. 461-468.
- Theodossiou, P. y U. Lee (1995): "Relationship between volatility and expected returns across international stock markets", *Journal of Business Finance & Accounting*, 22, pp. 289-300.
- Torrero, A. (1999): "La Importancia de las Bolsas en la internacionalización de las finanzas", *Análisis Financiero*, 79, pp. 62-77.
- Zakoian, J. M. (1990). Threshold Heteroskedasticity Models, manuscript, CREST, INSEE

## ANEXO

**Tabla A1.- Coeficientes significativos: ecuación de rentabilidad**

	D1	D2	D4	D5
<b>Francia</b>	0,0013 (0,0748)	--	--	--
<b>Suecia</b>	0,0018 (0,0171)	--	--	0,0019 (0,0110)

Nota: Probabilidad del estadístico entre paréntesis

**Tabla A2.- Coeficientes significativos: ecuación de varianza (GARCH)**

	D1	D2	D4	D5
<b>Alemania</b>	--	-7,69E-05 (0,0000)	--	-7,45E-05 (0,0000)
<b>Austria</b>	--	-2,15E-05 (0,0333)	--	-1,96E-05 (0,0948)
<b>Bélgica</b>	--	--	2,33E-05 (0,0017)	1,26E-05 (0,0826)
<b>Dinamarca</b>	2,87E-05 (0,0039)	--	--	-1,87E-05 (0,0592)
<b>España</b>	4,70E-05 (0,0075)	--	5,02E-05 (0,0048)	--
<b>Francia</b>	--	--	4,26E-05 (0,0707)	--
<b>Holanda</b>	3,41E-05 (0,0860)	--	4,83E-05 (0,0077)	--
<b>Italia</b>	5,91E-05 (0,0043)	--	4,58E-05 (0,0134)	--
<b>Portugal</b>	--	--	--	--
<b>R. Unido</b>	--	-2,40E-05 (0,0679)	--	--
<b>Rep. Checa</b>	--	--	--	--
<b>Suecia</b>	--	-5,13E-05 (0,0025)	--	-4,71E-05 (0,0237)
<b>Suiza</b>	3,42E-05 (0,0171)	--	3,84E-05 (0,0024)	--

Nota: Probabilidad del estadístico entre paréntesis

**Tabla A3.- Coeficientes significativos: ecuación de varianza (T-ARCH)**

	$\lambda$	D1	D2	D4	D5
<b>Alemania</b>	0.1186 (0.0000)	--	-5,29E-05 (0,0000)	--	--
<b>Austria</b>	0.1327 (0.0009)	--	-2,11E-05 (0,0335)	--	-1,92E-05 (0,0951)
<b>Bélgica</b>	0.0819 (0.0022)	--	-1,91E-05 (0,0239)	--	--
<b>Dinamarca</b>	0.0841 (0.0050)	2,54E-05 (0,0809)	--	--	-2,20E-05 (0,0832)
<b>España</b>	0.1173 (0.0000)	4,40E-05 (0,0425)	--	3,88E-05 (0,0256)	--
<b>Francia</b>	0.1113 (0.0001)	--	--	--	--
<b>Holanda</b>	0.0795 (0.0069)	4,30E-05 (0,0618)	--	4,91E-05 (0,0033)	--
<b>Italia</b>	0.0959 (0.0018)	6,14E-05 (0,0037)	--	4,74E-05 (0,0103)	--
<b>Portugal</b>	0.2041 (0.0001)	1,78E-05 (0,0960)	--	--	--
<b>R. Unido</b>	0.1205 (0.0000)	-2,13E-05 (0,0777)	--	--	--
<b>Rep. Checa</b>	--	--	--	--	--
<b>Suecia</b>	0.1247 (0.0000)	3,79E-05 (0,0797)	-7,49E-05 (0,0005)	5,34E-05 (0,0749)	-6,27E-05 (0,0034)
<b>Suiza</b>	0.1479 (0.0000)	2,67E-05 (0,0586)	--	3,02E-05 (0,0169)	--

Nota: Probabilidad del estadístico entre paréntesis

**Tabla A4.- ARCH-LM Test (GARCH)**

<b>Retardos</b>	<b>Alemania</b>	<b>Austria</b>	<b>Bélgica</b>	<b>Dinamarca</b>	<b>España</b>
5	1,2193 (0,2229)	0,5734 (0,5664)	0,4220 (0,6730)	0,4639 (0,6428)	-1,9077 (0,0566)
10	-2,7592 (0,0059)	0,6848 (0,4935)	-0,3135 (0,7539)	-0,1511 (0,8799)	-0,8825 (0,3776)
20	0,1624 (0,8710)	0,3160 (0,7520)	0,7467 (0,4553)	1,8406 (0,0658)	-1,1617 (0,2455)
<b>Retardos</b>	<b>Francia</b>	<b>Holanda</b>	<b>Italia</b>	<b>Portugal</b>	<b>Reino Unido</b>
5	-1,2113 (0,2259)	-1,6861 (0,0919)	-0,5428 (0,5873)	-0,6178 (0,5368)	0,5365 (0,5916)
10	-0,7921 (0,4284)	-1,4239 (0,1546)	-2,4632 (0,0139)	-1,6702 (0,0950)	-1,2154 (0,2244)
20	0,1923 (0,8475)	-1,0976 (0,2725)	-3,1513 (0,0017)	0,0500 (0,9601)	-0,9522 (0,3411)
<b>Retardos</b>	<b>Rep. Checa</b>	<b>Suecia</b>	<b>Suiza</b>		
5	1,0673 (0,2860)	-0,2977 (0,7659)	-0,8796 (0,3792)		
10	-1,8715 (0,0614)	-0,8992 (0,3687)	-1,4023 (0,1610)		
20	-0,5128 (0,6081)	-0,7089 (0,4784)	-0,5414 (0,5882)		

Nota: Probabilidad del estadístico entre paréntesis

**Tabla A5.- Residuos estandarizados: estadístico Q (GARCH)**

<b>Retardos</b>	<b>Alemania</b>	<b>Austria</b>	<b>Bélgica</b>	<b>Dinamarca</b>	<b>España</b>
5	2,068 (0,840)	1,213 (0,545)	4,868 (0,301)	4,349 (0,361)	5,401 (0,369)
10	4,337 (0,931)	5,434 (0,607)	8,427 (0,492)	10,05 (0,346)	9,535 (0,482)
20	17,68 (0,608)	24,16 (0,115)	22,41 (0,264)	18,66 (0,478)	13,61 (0,849)
<b>Retardos</b>	<b>Francia</b>	<b>Holanda</b>	<b>Italia</b>	<b>Portugal</b>	<b>Reino Unido</b>
5	7,508 (0,186)	4,751 (0,447)	5,830 (0,212)	5,896 (0,117)	5,080 (0,279)
10	11,03 (0,355)	11,44 (0,324)	10,83 (0,287)	16,52 (0,035)	12,10 (0,208)
20	20,11 (0,451)	17,55 (0,617)	18,85 (0,466)	31,11 (0,028)	18,69 (0,477)
<b>Retardos</b>	<b>Rep. Checa</b>	<b>Suecia</b>	<b>Suiza</b>		
5	5,354 (0,253)	2,632 (0,621)	5,301 (0,258)		
10	8,060 (0,528)	5,637 (0,776)	8,511 (0,483)		
20	24,66 (0,172)	14,77 (0,737)	20,70 (0,353)		

Nota: Probabilidad del estadístico entre paréntesis

**Tabla A6.- ARCH-LM Test (T-ARCH)**

<b>Retardos</b>	<b>Alemania</b>	<b>Austria</b>	<b>Bélgica</b>	<b>Dinamarca</b>	<b>España</b>
5	0,044 (0,113)	0,006 (0,756)	0,016 (0,625)	0,019 (0,520)	-0,049 (0,002)
10	-0,037 (0,045)	0,015 (0,459)	-0,003 (0,875)	-0,001 (0,953)	-0,013 (0,498)
20	0,012 (0,635)	0,005 (0,821)	0,021 (0,448)	0,047 (0,115)	-0,020 (0,245)
<b>Retardos</b>	<b>Francia</b>	<b>Holanda</b>	<b>Italia</b>	<b>Portugal</b>	<b>Reino Unido</b>
5	-0,013 (0,501)	-0,030 (0,076)	-0,005 (0,852)	-0,009 (0,715)	0,019 (0,523)
10	-0,010 (0,644)	-0,025 (0,251)	-0,033 (0,089)	-0,021 (0,338)	-0,026 (0,195)
20	0,009 (0,694)	-0,023 (0,182)	-0,049 (0,003)	0,016 (0,444)	-0,018 (0,400)
<b>Retardos</b>	<b>Rep. Checa</b>	<b>Suecia</b>	<b>Suiza</b>		
5	0,050 (0,282)	0,002 (0,907)	-0,006 (0,775)		
10	-0,031 (0,059)	-0,021 (0,293)	-0,014 (0,477)		
20	-0,008 (0,660)	-0,012 (0,686)	-0,025 (0,212)		

Nota: Probabilidad del estadístico entre paréntesis

**Tabla A7.- Residuos estandarizados: estadístico Q (T-ARCH)**

<b>Retardos</b>	<b>Alemania</b>	<b>Austria</b>	<b>Bélgica</b>	<b>Dinamarca</b>	<b>España</b>
5	-0,007 (0,684)	-0,018 (0,602)	-0,021 (0,296)	0,029 (0,334)	0,005 (0,255)
10	0,002 (0,893)	0,044 (0,587)	0,014 (0,533)	0,013 (0,354)	0,007 (0,342)
20	0,056 (0,500)	0,019 (0,095)	0,023 (0,331)	-0,010 (0,517)	0,036 (0,689)
<b>Retardos</b>	<b>Francia</b>	<b>Holanda</b>	<b>Italia</b>	<b>Portugal</b>	<b>Reino Unido</b>
5	-0,035 (0,086)	-0,024 (0,446)	-0,022 (0,168)	0,018 (0,144)	-0,039 (0,246)
10	0,003 (0,233)	0,011 (0,275)	-0,016 (0,193)	0,044 (0,028)	-0,030 (0,199)
20	0,051 (0,247)	0,035 (0,557)	0,033 (0,366)	0,031 (0,017)	-0,007 (0,509)
<b>Retardos</b>	<b>Rep. Checa</b>	<b>Suecia</b>	<b>Suiza</b>		
5	-0,014 (0,244)	-0,015 (0,801)	-0,044 (0,122)		
10	0,025 (0,463)	0,003 (0,883)	0,031 (0,274)		
20	-0,033 (0,148)	0,010 (0,857)	0,060 (0,196)		

Nota: Probabilidad del estadístico entre paréntesis