

El efecto día de la semana en los mercados de deuda pública de la zona euro

Jorge de Andrés Sánchez*

El comportamiento anormal de los rendimientos de los activos financieros en determinados días de la semana ha sido un hecho ampliamente estudiado y documentado en la literatura financiera. En cualquier caso, si bien en Estados Unidos existe una literatura al respecto para los mercados de renta fija de cierta amplitud, el estudio de fenómenos estacionales suele centrarse, tanto en España como en otros países, en los mercados de acciones, olvidándose en gran medida de los de bonos. En este trabajo se explora si existe algún indicio de efecto día de la semana en los rendimientos de los bonos de deuda pública de la zona euro emitidos a medio y largo plazo.

Palabras Clave: deuda pública, índices de renta fija, activos financieros, mercados financieros.

Clasificación JEL: G14



COLABORACIONES

1. Introducción

La estacionalidad de los rendimientos que se registran en los mercados financieros es un tema clásico en la literatura financiera, tal como puede comprobarse en el amplio trabajo panorámico (Lakonishok y Smidt, 1988). El motivo de este trabajo, el efecto «día de la semana», comprende un conjunto de fenómenos consistentes en que en un determinado día se generan, sistemáticamente, rendimientos anormales. Aunque los efectos estacionales pueden aparecer en cualquier día de la semana, son los lunes y los viernes los días cuando, de existir, se observa con

más frecuencia un «efecto día de la semana». Así, el «efecto lunes», es un fenómeno en virtud del cual en este día se registran, normalmente, rendimientos notablemente más bajos que durante el resto de la semana. Éste suele ir acompañado del «efecto viernes», que supone la existencia (generalmente) de rentabilidades significativamente elevadas respecto a las que se obtienen de lunes a jueves. Ambos efectos combinados, dan lugar al denominado como efecto «fin de semana».

Las razones aducidas por la literatura como causantes del efecto «día de la semana» son múltiples. Depende del mercado, del periodo analizado, etcétera. que una u otra causa tenga un mayor peso en la aparición del fenómeno esta-

(*) Jorge de Andrés Sánchez. Departamento de Gestión de Empresas. Universidad Rovira i Virgili.

cional. En (Andrés y Fernández, 2004) se resumen en tres grandes grupos:

a) Demoras en la casación de operaciones y su liquidación.

b) La actitud y costumbres negociadoras de inversores particulares e institucionales

c) Razones relacionadas con la llegada de los flujos de información a los mercados.

La mayor parte de trabajos se ha concentrado en contrastar la existencia de estacionalidad diaria en los mercados de acciones, prestándose una atención mucho menor a los mercados de bonos. No obstante, dentro del mercado norteamericano, existe una masa crítica de estudios dentro del contexto de la renta fija que arrojan resultados diferentes en función de la cartera de activos de renta fija, periodos y mercados analizados. Así, (Gibbons y Hess, 1980), (Flannery y Protopapadakis, 1988) y (de Vassal, 1998) observan un «efecto lunes» convencional en los activos emitidos por el estado. Asimismo, (Flannery y Protopapadakis, 1988) indican que éste se agudiza en aquéllas carteras con mayor vencimiento. En este mismo sentido se manifiestan (Johnston *et al.*, 1991) para los futuros sobre deuda pública a medio y largo plazo. No obstante, (Adangri y Hensler, 1989) documentan en el índice de Lehman Brothers para deuda pública un efecto lunes positivo (es decir, de signo contrario al «normal»); mientras que (Krehbel, 1993) indica que el «efecto lunes» en el mercado de los futuros sobre deuda pública estadounidense desaparece, aproximadamente, a partir de 1986.

En el contexto de la renta fija con calificación «inversión»; esto es, con elevado rating, (Adangri y Ghazanfari, 1996), detectan la existencia de un «efecto lunes» caracterizado por rentabilidades anormalmente elevadas en el índice de bonos cor-

porativos de Merrill Lynch; mientras que (Jordan y Jordan, 1991) —en el índice Dow Jones Composite Bond Average— y (Kohers y Patel, 1996) no observan la existencia de efectos «día de la semana». Por otra parte, dentro de los mercados de renta fija con calificación “especulativa”, (Kohers y Patel, 1996) —en el índice de Merrill Lynch de bonos de alta rentabilidad— y (Alexander y Ferri, 2000) —en los «bonos basura» que cotizan en el Nasdaq— documentan la existencia de rentabilidades anormales los viernes; día en que también (de Vassal, 1998) detecta rentabilidades anómalas en los bonos públicos estadounidenses. También debe remarcarse que (Kohers y Patel, 1996) únicamente observan «efecto viernes» en años de expansión económica, y no en periodos de recesión.

Dentro del mercado español de Bonos y Obligaciones del Estado (Andrés y Fernández, 2004) y (Heras y Nave, 2004) documentan una rentabilidad anormalmente elevada los viernes, que estaría en consonancia con los resultados obtenidos en las bolsas de acciones españolas por Corredor y Santamaría (1995) —en el Índice General de la Bolsa de Madrid— y (Viñolas, 1995) —en el IBEX 35—. Asimismo, (Heras y Nave, 2004) observan la existencia de un «efecto lunes» de signo positivo en las operaciones efectuadas con Letras del Tesoro.

En este trabajo ampliamos el marco geográfico de estudio de los trabajos de (Andrés y Fernández, 2004) y (Heras y Nave, 2004), contrastándose la existencia de «efecto día de la semana» en los rendimientos de los bonos de estado emitidos a medio y largo plazo en todos los países de la Unión Europea pertenecientes a la zona euro excepto Luxemburgo (Alemania, Francia, Italia, Austria, Bélgica, Finlandia, Holanda, Irlanda, España, Portugal y Grecia). Para dar cumplimiento



COLABORACIONES

CUADRO 1
COMPOSICIÓN PORCENTUAL DE LOS ÍNDICES AFI DE BONOS DEL ESTADO A MEDIO Y LARGO PLAZO DE ALEMANIA Y ESPAÑA.

Zona 3 años		Zona 5 años		Zona 10 años		Zona 15 años		Zona 30 años		Índice Global	
ALEMANIA											
GE-4.25 2-2008	50,9	GE-4.00 7-2009	19,08	GE-6.000 6-2016	7,75			GE-5.50 1-2031	64,16	3 años	16,13
GE-3.00 4-2008	49,0	GE-5.25 7-2010	36,76	GE-5.00 7-2012	52,44			GE-4.75 4-7-2034	35,84	5 años	33,49
		GE-5.00 7-2011	44,16	GE-3.75 7-2013	39,82					10 años	32,02
										15 años	0,00
										30 años	18,36
	100	TOTAL	100	TOTAL	100	TOTAL	100	TOTAL	100	TOTAL	100
ESPAÑA											
B-2,90	19,81	O-4,00	33,76	O-5	22,83	O-5,50	100,00	O-5,75	62,02	3 años	18,77
B-3,60	40,20	O-3,25	28,95	O-4,20	18,75			O-4,20	37,98	5 años	21,81
O-5,15	39,99	O-5,40	37,29	O-4,75	19,73					10 años	35,74
				O-4,40	24,20					15 años	10,10
				O-3,15	14,49					30 años	13,59
TOTAL	100	TOTAL	100	TOTAL	100	TOTAL	100	TOTAL	100	TOTAL	100

Fuente: Analistas Financieros Internacionales.

a nuestros objetivos estructuramos el trabajo de la siguiente forma. En el epígrafe siguiente realizamos una presentación de la metodología de análisis y de la base de datos, que está compuesta por el valor diario de los índices de Analistas Financieros Internacionales (AFI) de los precios ex-cupón de los instrumentos de deuda pública a medio y largo plazo de los estados analizados. Posteriormente estudiamos el comportamiento dentro de la semana de los rendimientos de los índices AFI con el fin de detectar la posible existencia de fenómenos estacionales. Finalizamos exponiendo las conclusiones que entendemos que son más relevantes.

2. Base de datos y metodología

Para cuantificar la evolución del precio de los instrumentos de deuda pública a medio y largo plazo de los países de la zona euro considerados (ver en la Cuadro 2 el listado), utilizamos los índices elaborados al respecto por los Analistas Financieros Internacionales (AFI) con los precios ex-cupón de los bonos que componen los índices. Es decir, en las carte-

ras analizadas no se tiene en cuenta el devengo del cupón, tal como se sugiere en (Alexander y Ferri, 2000) para este tipo de estudios. Los índices AFI se construyen, no obstante, con instrumentos que pagan interés explícito, ya que se trata de los activos de renta fija con vencimientos superiores al año y medio más líquidos. El periodo analizado abarca los años 2002-2005 (ambos incluidos). Para los bonos del estado con vencimiento a medio y largo plazo de los países de la zona euro, AFI elaboran un índice global que se divide en 5 subíndices que se corresponden con los vencimientos «tipo» o «representativos» de los instrumentos de deuda pública analizados: las «zonas» a tres, cinco, diez, quince y treinta años. En el Cuadro 1 se ofrece la composición del índice AFI global para Alemania y España el 5 de junio de 2006 y su descomposición en los mencionados 5 subíndices.

Las rentabilidades diarias de los índices han sido calculadas como su variación porcentual logarítmica entre dos sesiones. Así, si denominamos como I_t al valor del índice en la t -ésima sesión, que es obtenido a partir de los precios ex-cupón en dicho momento las referencias



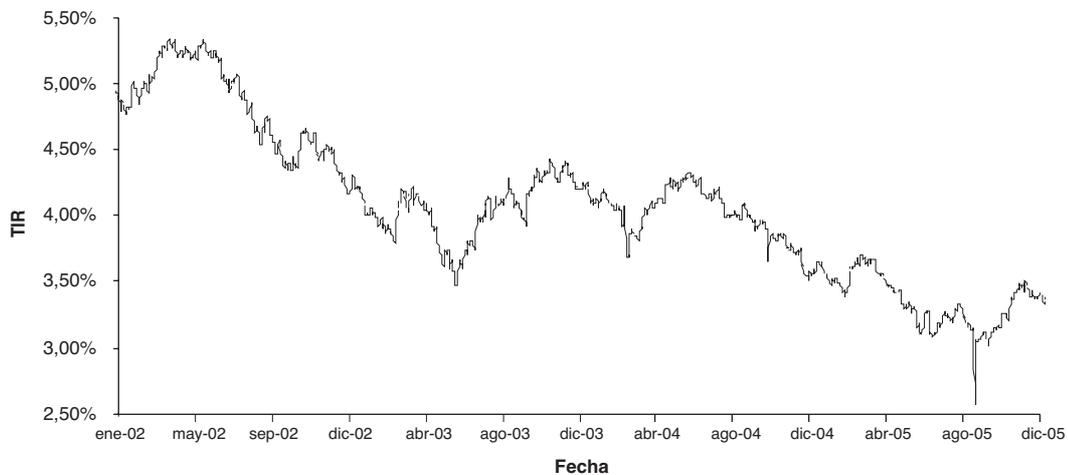
COLABORACIONES

CUADRO 2
PAÍSES DE LA ZONA EURO ANALIZADOS Y ABREVIATURA QUE SE LES ASIGNA EN EL RESTO DE CUADROS

Alemania (Ale)	Grecia (Gre)
Austria (Aus)	Holanda (Hol)
Bélgica (Bel)	Irlanda (Irl)
España (Esp)	Italia (Ita)
Finlandia (Fin)	Portugal (Por)
Francia (Fra)	

Fuente: *Elaboración propia*

GRÁFICO 1
EVOLUCIÓN DEL RENDIMIENTO INTERNO MEDIO DE LOS INSTRUMENTOS DE DEUDA PÚBLICA DE LA ZONA EURO DESDE ENERO DE 2002 HASTA DICIEMBRE DE 2005



Fuente: *Elaboración propia a partir de datos de Analistas Financieros Internacionales.*



COLABORACIONES

que lo componen, el rendimiento registrado por el índice en t , R_t , es:

$$R_t = (\ln I_t - \ln I_{t-1}) \times 100 \quad [1]$$

Obsérvese que, como en la elaboración de los índices no se tiene en cuenta el devengo de cupón de los bonos que lo componen, su rentabilidad debe interpretarse como el rendimiento medio registrado en el mercado que representa el índice imputable exclusivamente a la ganancia o pérdida de capital derivada de las fluctuaciones de los tipos de interés.

En el Cuadro 3 se muestran las estadísticas descriptivas de los rendimientos de los índices durante el periodo 2002-2005. La abreviatura que hemos dado en el Cuadro 3 y las siguientes a los países, aunque son interpretables sin mayor pro-

blema, pueden consultarse en el Cuadro 2. Se observa que el rendimiento medio de los precios ex-cupón durante el periodo analizado ha sido positivo en todos los países, lo que es imputable a la disminución sostenida que muestra el Gráfico 1 de los tipos de interés en la euro zona. Éstos han pasado de estar situados alrededor del 5 por 100 en enero del 2002 a colocarse entorno al 3,25 por 100-3,5 por 100 a finales del 2005. Con el ratio t y su p -valor asociado (que indica la probabilidad de cometer un error en el caso de rechazarse la hipótesis estadística que se somete a prueba) se contrasta que el crecimiento promedio de los índices puede ser considerado como nulo. En ningún país puede rechazarse dicha hipótesis, por lo que debemos considerar que las ganancias relevantes en los bonos que componen

CUADRO 3
ESTADÍSTICAS DESCRIPTIVAS DE LAS VARIACIONES RELATIVAS DE LOS ÍNDICES AFI DE BONOS A MEDIO Y LARGO
PLAZO DE DEUDA PÚBLICA DE LOS PAÍSES DE LA ZONA EURO DURANTE EL PERIODO 2002-2005

	Ale	Aus	Bel	Esp	Fin	Fra	Gre	Hol	Irl	Ita	Por
Media	0,0099	0,0102	0,0109	0,0098	0,0056	0,0107	0,0039	0,0090	0,0117	0,0124	0,0060
Mediana	0,0122	0,0113	0,0145	0,0170	0,0114	0,0133	0,0094	0,0122	0,0168	0,0170	0,0106
Duración Macauley (años) ...	6,46	6,14	6,46	6,35	4,56	6,71	4,10	5,73	6,27	7,34	4,98
Desviación estándar	0,2578	0,2392	0,2512	0,2540	0,2005	0,2755	0,1931	0,2303	0,2466	0,2619	0,2106
Rango	2,3018	1,9577	2,9749	1,9674	1,8670	4,4067	1,8107	1,8408	2,4027	2,3564	2,0049
Mínimo	-1,0680	-0,9884	-1,5915	-1,0990	-0,8607	-3,0999	-0,8321	-0,9471	-1,0709	-1,1249	-0,9759
Máximo	1,2338	0,9694	1,3834	0,8684	1,0063	1,3068	0,9786	0,8937	1,3318	1,2315	1,0290
Ratio t	1,20 (23)	1,35 (18)	1,36 (17)	1,21 (23)	0,87 (38)	1,22 (22)	0,64 (52)	1,23 (21)	1,49 (13)	1,49 (14)	0,90 (37)

(1) Entre paréntesis se indican los p-valores

(2) Con el ratio t se contrasta que el rendimiento medio de los índices es 0.

Fuente: Elaboración propia a partir de datos de Analistas Financieros Internacionales

los índices vienen dadas vía cupón y no tanto vía ganancias de capital, lo que es normal en los bonos que pagan cupón periódico.

En la fila de la duración de Macauley se indica el promedio de dicha medida, durante el periodo analizado, de las sucesivas carteras de bonos que han compuesto los índices. Dado que la duración de Macauley es la elasticidad del precio de los bonos ante variaciones de la tasa de valoración, resulta lógico que los índices de deuda pública con mayor (menor) duración coincidan con los que presentan una mayor (menor) desviación estándar, ya que en ambos casos estamos refiriéndonos a medidas de volatilidad de los precios de los activos de renta fija.

Para realizar el análisis de la estacionalidad de los rendimientos seguiremos los siguientes pasos, que son habituales en trabajos como el nuestro:

1. Mediante el análisis ANOVA contrastaremos la hipótesis de que los rendimientos esperados en todos los días de la semana son iguales. Su rechazo nos indicará que existe estacionalidad semanal, pero no informa en que día de la semana existen rendimientos anormales.

2. Posteriormente contrastaremos la hipótesis de que los rendimientos medios que se registran cada día de la semana en concreto (por ejemplo, el martes) son

iguales a los registrados durante el resto de la semana (lunes, miércoles, jueves y viernes en el ejemplo propuesto). El rechazo de esta hipótesis será indicativo de que en dicho día concreto (martes) existe un comportamiento anormal de los precios de los bonos. Así, en nuestro ejemplo, existe un «efecto martes».

3. No obstante, desde un punto financiero no puede considerarse anormal un mayor (menor) rendimiento si éste va acompañado de mayor (menor) volatilidad. Por tanto, se hace necesario complementar los análisis anteriores con el estudio del comportamiento de la volatilidad de los índices en el transcurso de la semana. Así, con la prueba de Levene contrastaremos, en primer lugar, que la volatilidad de los precios de los títulos es homogénea en todos los días de la semana. La aceptación (rechazo) de esta hipótesis será coherente si con el análisis ANOVA aceptamos (rechazamos) la igualdad de los rendimientos registrados en todos los días de la semana. En caso contrario nos encontraríamos, efectivamente, ante una anomalía financiera. También debe contrastarse si en cada día de la semana concreto, la volatilidad es igual a la registrada el resto de la semana. Detectar una volatilidad significativamente superior (inferior) en el día en cuestión no supone una anomalía si esta circunstan-



COLABORACIONES

cia viene acompañada de una sobrerentabilidad (infrarentabilidad) que sea también estadísticamente significativa en dicho día.

3. Resultados empíricos

En el Cuadro 4 puede observarse que en todos los países el jueves es siempre el día menos rentable y presenta sistemáticamente rendimientos negativos; es decir, se registra por término medio pérdidas de capital. Este último extremo es, en cierto modo, sorprendente; ya que durante el periodo analizado bajan ostensiblemente los tipos de interés, lo que ha supuesto que durante todo el periodo analizado se hayan registrado ganancias de capital en toda la zona euro. Asimismo, en todos los países el viernes es el día más rentable y, excepto en Grecia, el ratio t indica que las ganancias de capital que se producen son significativamente diferentes de cero. El rechazo de que los viernes las ganancias de capital promedio son nulas se produce en la zona euro al completo, excepto en Grecia, con un nivel de significación estadístico máximo del 10 por 100.

El Cuadro 4 también muestra que la volatilidad de los índices también parece seguir una pauta común en la zona euro, pero está más difuminada que la del rendimiento medio. El lunes y el martes son menos volátiles que el resto de días. No obstante, los días de mayor y menor volatilidad no son los mismos en toda la euro zona. También se observan algunos aspectos del riesgo que, desde el punto de vista financiero, suponen un comportamiento incongruente respecto al rendimiento promedio, por lo que en el caso de registrarse estacionalidad diaria en los rendimientos de los índices, este comportamiento podría suponer una anomalía

financiera real. El viernes, a pesar de ser el día más rentable, no suele ser el día en el que los rendimientos son más volátiles, excepto en Finlandia, Bélgica y Grecia. No obstante, debemos reconocer que se trata de un día cuya volatilidad es, en todos los países, de las más elevadas de la semana. En cambio, la incongruencia entre rentabilidad y riesgo es especialmente clara el jueves, que a pesar de que se trata del día menos rentable es, asimismo, un día en el que normalmente se registra la volatilidad más elevada de la semana.

El Cuadro 4 muestra que los resultados de la prueba ANOVA revelan, con niveles de significación del 5 por 100 en Irlanda e Italia y del 10 por 100 en Alemania, Austria, España y Holanda que existen indicios consistentes de existencia de estacionalidad semanal de las rentabilidades; ya que se rechaza que los rendimientos medios son iguales en todos los días de la semana. Por otra parte, los resultados de la prueba de Levene indican, para niveles de significación inferiores al 5 por 100, la existencia de estacionalidad en la volatilidad para la deuda pública griega y portuguesa. A esta lista debemos añadirle Alemania, España, Finlandia, Francia y Holanda si el nivel de significación elegido aumenta hasta el 10 por 100. Así, sólo podemos rechazar para la deuda pública belga la estacionalidad tanto de su rentabilidad como de su volatilidad.

En el Cuadro 5 puede observarse que en todos los países se acepta con los niveles de presunción estadísticos habituales que la diferencia de los rendimientos los lunes, martes y miércoles respecto al resto de días de la semana es inexistente, por lo que se descarta la existencia de un «efecto día de la semana» dichos días. En cambio, puede apreciarse que, excepto en Finlandia y Grecia, existen indicios bastante robustos de



COLABORACIONES

CUADRO 4
 MEDIA Y DESVIACIÓN ESTÁNDAR DE LOS RENDIMIENTOS DE LOS ÍNDICES AFI DE DEUDA PÚBLICA DE LA ZONA EURO DURANTE 2002-2005 POR DÍAS DE LA SEMANA Y RESULTADOS DE LAS PRUEBAS DE HOMOGENEIDAD DE LA MEDIA (ANOVA) Y LA VARIANZA (LEVENE) DE LA RENTABILIDAD DENTRO DE LA SEMANA.

		Lunes	Martes	Miércoles	Jueves	Viernes	ANOVA	Levene
Alemania	Media	0,01590	0,00070	0,01300	-0,02820	0,04820	2,274	2,132
	Desv est	0,23683	0,22711	0,27860	0,27415	0,26484	(0,060)	(0,075)
	Ratio t	0,94 (0,347)	0,04 (0,965)	0,66 (0,510)	-1,45 (0,148)	2,55 (0,011)		
Austria	Media	0,02400	0,00730	0,00670	-0,02770	0,04120	2,261	1,749
	Desv est	0,22079	0,21579	0,25307	0,25490	0,24562	(0,061)	(0,137)
	Ratio t	1,52 (0,128)	0,48 (0,633)	0,37 (0,709)	-1,53 (0,126)	2,35 (0,019)		
Bélgica	Media	0,01530	0,00730	0,01450	-0,01940	0,03690	1,282	1,874
	Desv est	0,22407	0,22049	0,26223	0,26696	0,27621	(0,275)	(0,113)
	Ratio t	0,96 (0,339)	0,47 (0,640)	0,78 (0,435)	-1,02 (0,306)	1,88 (0,061)		
España	Media	0,00560	0,01270	0,00050	-0,01950	0,04970	1,966	2,214
	Desv est	0,22496	0,23210 ^o	0,25509	0,27825	0,27281	(0,098)	(0,066)
	Ratio t	0,35 (0,727)	0,77 (0,440)	0,03 (0,978)	-0,99 (0,324)	2,56 (0,011)		
Finlandia	Media	0,01320	0,00560	-0,00030	-0,01630	0,02590	1,210	2,614
	Desv est	0,17251	0,18364	0,20511	0,21477	0,22139	(0,305)	(0,071)
	Ratio t	1,07 (0,284)	0,43 (0,667)	-0,02 (0,984)	-1,07 (0,285)	1,64 (0,101)		
Francia	Media	0,01180	0,00940	0,00480	-0,02230	0,04990	1,738	2,225
	Desv est	0,23096	0,22869	0,35360	0,26764	0,27513	(0,139)	(0,064)
	Ratio t	0,72 (0,475)	0,58 (0,562)	0,19 (0,848)	-1,17 (0,241)	2,55 (0,011)		
Grecia	Media	0,00160	0,01070	-0,00500	-0,00960	0,02210	0,855	2,942
	Desv est	0,16945	0,16683	0,20507	0,20365	0,21567	(0,491)	(0,020)
	Ratio t	0,13 (0,895)	0,90 (0,367)	-0,34 (0,731)	-0,66 (0,507)	1,44 (0,151)		
Holanda	Media	0,01780	-0,00030	0,01210	-0,02390	0,03960	2,050	2,167
	Desv est	0,20445	0,21042	0,24483	0,25170	0,23389	(0,085)	(0,071)
	Ratio t	1,22 (0,223)	-0,02 (0,984)	0,70 (0,486)	-1,34 (0,182)	2,38 (0,017)		
Irlanda	Media	0,02160	-0,00030	0,01790	-0,02810	0,04780	2,586	1,763
	Desv est	0,22569	0,21970	0,26462	0,26089	0,25453	(0,036)	(0,134)
	Ratio t	1,34 (0,180)	-0,02 (0,985)	0,95 (0,340)	-1,52 (0,130)	2,64 (0,008)		
Italia	Media	0,01600	0,00350	0,02370	-0,03150	0,05040	2,606	1,247
	Desv est	0,24150	0,24453	0,28536	0,26732	0,26387	(0,034)	(0,289)
	Ratio t	0,93 (0,354)	0,20 (0,840)	1,17 (0,241)	-1,66 (0,097)	2,68 (0,007)		
Portugal	Media	0,01080	0,00410	0,00380	-0,01910	0,03080	1,425	3,505
	Desv est	0,18270	0,17802	0,23269	0,22986	0,22169	(0,224)	(0,008)
	Ratio t	0,83 (0,408)	0,32 (0,746)	0,23 (0,818)	-1,17 (0,241)	1,95 (0,051)		

(1) Entre paréntesis se indica el p-valor de la prueba estadística y sin paréntesis el valor del estadístico de prueba

(2) Con el ratio t se contrasta que el rendimiento medio de los índices es 0.

Fuente: Elaboración propia a partir de datos de Analistas Financieros Internacionales



COLABORACIONES

existencia de un «efecto jueves» de signo negativo en toda la euro zona. En todos los países el jueves presenta rentabilidades fuertemente negativas que contrastan con las rentabilidades, siempre positivas, que se dan el resto de la semana. Así, se rechaza que la diferencia de rendimientos el jueves y el resto de la semana sea nula en Alemania,

Austria, España, Holanda, Irlanda e Italia con niveles de significación del 5 por 100 o inferiores. A este grupo de países se añade Bélgica, Francia y Portugal si aumentamos al 10 por 100 el nivel de significación considerado para la prueba. También puede observarse que en 8 países se aprecian claros indicios de un «efecto viernes» convencional; esto es,

CUADRO 5
COMPARACIÓN DEL RENDIMIENTO PROMEDIO DE CADA DÍA RESPECTO AL DEL RESTO DE LA SEMANA Y CONTRASTE DE SU DIFERENCIA DE MEDIAS.

		Ale	Aus	Bel	Esp	Fin	Fran	Gre	Hol	Irl	Ita	Por
Lunes versus resto de semana	(a)	0,0084	0,0068	0,0098	0,0108	0,0037	0,0104	0,0045	0,0068	0,0093	0,0115	0,0048
	(b)	0,0159	0,024	0,0153	0,0056	0,0132	0,0118	0,0016	0,0178	0,0216	0,016	0,0108
	t	-0,388 (0,698)	-0,956 (0,339)	-0,298 (0,765)	0,280 (0,779)	-0,662 (0,508)	-0,072 (0,942)	0,208 (0,835)	-0,653 (0,514)	-0,667 (0,505)	-0,229 (0,819)	-0,396 (0,692)
Martes versus resto de semana	(a)	0,0122	0,011	0,0118	0,009	0,0056	0,011	0,0022	0,0113	0,0147	0,0146	0,0065
	(b)	0,0007	0,0073	0,0073	0,0127	0,0056	0,0094	0,0107	-0,0003	-0,0003	0,0035	0,0041
	t	0,613 (0,540)	0,209 (0,834)	0,247 (0,805)	-0,195 (0,845)	0,000 (1,000)	0,083 (0,934)	-0,616 (0,538)	0,675 (0,500)	0,830 (0,407)	0,559 (0,576)	0,161 (0,872)
Miércoles versus resto de semana	(a)	0,0091	0,0111	0,01	0,0121	0,007	0,0122	0,0062	0,0082	0,0102	0,0095	0,0066
	(b)	0,013	0,0067	0,0145	0,0005	-0,0003	0,0048	-0,005	0,0121	0,0179	0,0237	0,0038
	t	-0,179 (0,858)	0,221 (0,825)	-0,217 (0,828)	0,571 (0,568)	0,449 (0,654)	0,276 (0,782)	0,698 (0,485)	-0,203 (0,839)	-0,371 (0,711)	-0,636 (0,525)	0,154 (0,877)
Jueves versus resto de semana	(a)	0,0194	0,0197	0,0185	0,0171	0,011	0,0189	0,0073	0,0172	0,0217	0,0234	0,0124
	(b)	-0,0282	-0,0277	-0,0194	-0,0195	-0,0163	-0,0223	-0,0096	-0,0239	-0,0281	-0,0315	-0,019
	t	2,210 (0,027)	2,368 (0,018)	1,806 (0,071)	1,684 (0,092)	1,620 (0,105)	1,916 (0,055)	1,060 (0,289)	2,090 (0,037)	2,427 (0,015)	2,589 (0,010)	1,748 (0,080)
Viernes versus resto de semana	(a)	0,0003	0,0025	0,0044	-0,0002	0,0005	0,0009	-0,0006	0,0014	0,0027	0,0029	0
	(b)	0,0482	0,0412	0,0369	0,0497	0,0259	0,0499	0,0221	0,0396	0,0478	0,0504	0,0308
	t	-2,283 (0,022)	-1,989 (0,047)	-1,508 (0,132)	-2,333 (0,020)	-1,472 (0,141)	-2,233 (0,026)	-1,361 (0,173)	-2,056 (0,040)	-2,239 (0,025)	-2,262 (0,024)	-1,764 (0,078)

(1) (a) Es el rendimiento promedio del índice AFI en el resto de días de la semana, (b) Es el rendimiento promedio del índice AFI en el día analizado.
 (2) En la fila <<t>> se indica el valor del ratio t del contraste de que la diferencia de los rendimientos promedios del día analizado y del resto de la semana no es significativa. Entre paréntesis se indica el p-valor de la prueba estadística.
 Fuente: Elaboración propia a partir de datos de Analistas Financieros Internacionales


COLABORACIONES

caracterizado por la existencia de rentabilidades anormalmente elevadas. Concretamente, rechazamos que el viernes sea un día igual de rentable que el resto de la semana con niveles de significación del 5 por 100 o inferiores en Alemania, Austria, España, Francia, Holanda, Irlanda e Italia. A esta lista debemos añadirle Portugal si admitimos el rechazo de la hipótesis de igualdad de rendimientos promedio para niveles de significación de hasta el 7,8 por 100. No obstante, en Bélgica y, nuevamente, en Finlandia y Grecia, no se aprecia «efecto viernes».

El Cuadro 6 muestra que, tal como ya intuimos con los resultados del Cuadro 4, el comportamiento de la volatilidad en algunos días no parece ser congruente con el comportamiento del rendimiento, por lo que las estacionalidades detectadas en los rendimientos de los índices AFI pueden considerarse que son, realmente, anomalías, sobre todo en el caso del «efecto jueves». Así, si bien, el vier-

nes, que es el día más rentable, también presenta una volatilidad mayor que la promediada el resto de días de la semana; esta «sobrevolatilidad» sólo es estadísticamente significativa en Finlandia, Grecia y Portugal. Debe remarcarse que esta situación anormal se agrava por el hecho de que, casualmente, en los dos primeros países el exceso de rentabilidad de los viernes era despreciable desde un punto de vista estadístico. Por otra parte, puede observarse que el jueves presenta una volatilidad superior a la del resto de días de la semana a pesar de tratarse del día menos rentable. También debe admitirse que, excepto en Holanda y Portugal, este exceso de volatilidad no es significativo.

Por último, puede observarse que es un fenómeno general de la deuda pública de la euro zona la existencia de un «efecto martes» muy significativo consistente en que dicho día se registra una volatilidad especialmente baja. En los 11 países estudiados se rechaza que la volatilidad

CUADRO 6
COMPARACIÓN DE LA VOLATILIDAD DE LOS RENDIMIENTOS DE CADA DÍA RESPECTO AL DEL RESTO DE LA SEMANA Y CONTRASTE DE SU IGUALDAD.

		Ale	Aus	Bel	Esp	Fin	Fran	Gre	Hol	Irl	Ita	Por
Lunes versus resto de semana	(a)	0,2629	0,2436	0,2576	0,2609	0,2068	0,2856	0,1987	0,2364	0,2516	0,2668	0,2170
	(b)	0,2368	0,2208	0,2241	0,2250	0,1725	0,2310	0,1695	0,2045	0,2257	0,2415	0,1827
	t	0,896 (0,344)	0,773 (0,379)	1,283 (0,258)	3,169 (0,075)	2,645 (0,104)	2,291 (0,13)	2,843 (0,092)	2,115 (0,146)	1,102 (0,294)	0,817 (0,366)	3,383 (0,066)
Martes versus resto de semana	(a)	0,2449	0,2651	0,2585	0,2594	0,2046	0,2862	0,1992	0,2352	0,2530	0,2662	0,2181
	(b)	0,2271	0,2158	0,2205	0,2321	0,1836	0,2287	0,1668	0,2104	0,2197	0,2445	0,1780
	t	6,03 (0,014)	4,768 (0,029)	4,313 (0,038)	2,804 (0,094)	4,058 (0,044)	3,991 (0,046)	4,318 (0,038)	4,169 (0,041)	4,474 (0,035)	3,072 (0,08)	6,945 (0,009)
Miércoles versus resto de semana	(a)	0,2525	0,2358	0,2485	0,2539	0,1994	0,2524	0,1901	0,2267	0,2420	0,2558	0,2048
	(b)	0,2786	0,2531	0,2622	0,2551	0,2051	0,3536	0,2051	0,2449	0,2646	0,2854	0,2327
	t	0,967 (0,326)	0,321 (0,571)	0,233 (0,63)	0,001 (0,97)	0,091 (0,764)	2,355 (0,125)	0,022 (0,882)	0,562 (0,454)	0,79 (0,374)	1,05 (0,031)	1,113 (0,292)
Jueves versus resto de semana	(a)	0,2529	0,2344	0,2467	0,2473	0,1965	0,2770	0,1904	0,2241	0,2421	0,2595	0,2051
	(b)	0,2742	0,2549	0,2670	0,2783	0,2148	0,2676	0,2036	0,2517	0,2609	0,2673	0,2299
	t	0,989 (0,32)	1,154 (0,283)	1,432 (0,232)	2,081 (0,149)	1,418 (0,234)	0,146 (0,702)	2,037 (0,154)	2,911 (0,088)	1,279 (0,258)	0,447 (0,504)	2,864 (0,091)
Viernes versus resto de semana	(a)	0,2553	0,2371	0,2443	0,2483	0,1947	0,2749	0,187	0,2290	0,2439	0,2607	0,2074
	(b)	0,2648	0,2456	0,2762	0,2728	0,2214	0,2751	0,2157	0,2339	0,2545	0,2639	0,2217
	t	1,667 (0,197)	1,684 (0,195)	2,103 (0,147)	3,111 (0,078)	4,746 (0,03)	2,257 (0,133)	5,305 (0,021)	0,943 (0,332)	1,027 (0,311)	0,795 (0,373)	2,943 (0,087)

Notas: (1) (a) Es la desviación estándar del rendimiento del índice AFI en el resto de días de la semana, (b) Es la desviación estándar del rendimiento del índice AFI en el día considerado.

(2) En la fila <<F>> se indica el valor del ratio F de la prueba de Levene, con la que se contrasta que la diferencia de la volatilidad entre el día considerado y el resto de la semana no es significativa. Entre paréntesis se indica el p-valor de la prueba estadística.

Fuente: Elaboración propia a partir de datos de Analistas Financieros Internacionales.

de los martes es igual a la del resto de la semana con niveles de significación que oscilan entre el 1 por 100 (Portugal) al 9,4 por 100 (España).

4. Conclusiones

Aunque la estacionalidad diaria de los rendimientos no ha sido tan estudiada en las bolsas de renta fija como en las de acciones, existen bastantes estudios en los que se apunta su existencia en diferentes mercados estadounidenses bonos. En este trabajo se investiga la existencia de este fenómeno en los bonos de deuda pública a medio y largo plazo de los países de la euro zona a partir de los índices que elaboran al respecto los Analistas Financieros Internacionales (AFI).

Los resultados obtenidos sugieren que los bonos del estado de la zona euro registran el viernes una mayor rentabilidad que el resto de días; es decir, existe

un «efecto viernes». Asimismo, también se detecta un «efecto jueves» caracterizado por unos rendimientos inferiores a los del resto de días de la semana. Sólo Finlandia y Grecia, donde ambos fenómenos no son estadísticamente significativos y Bélgica, donde rechazamos la existencia de «efecto viernes» son las excepciones a este comportamiento.

El viernes también presenta una elevada volatilidad, aunque no suele ser estrictamente el día más volátil. Por tanto, la mayor rentabilidad provocada por el «efecto viernes» podría estar parcialmente explicada por una compensación al mayor riesgo. En cambio, llama la atención que el jueves exhiba una mayor volatilidad que la que se promedia el resto de la semana cuando se trata, en todos los países, del día de la semana menos rentable. Finalmente, puede remarcarse que en todos los países de la zona euro se observa que el martes presenta una «infravolatilidad» estadísticamente significativa.



COLABORACIONES

Bibliografía

1. ADRANGI, B.; GHAZANFARI, F. (1996): «Corporate bond returns and weekday seasonality», *Journal of Applied Business Research* vol. 13 nº 1, pp. 9-17.
2. ALEXANDER, G.J.; FERRI, M.G. (2000): «Day-of-the-week patterns in volume and prices of Nasdaq high-yield bonds», *Journal of Portfolio Management* vol. 26, nº 3, pp. 33-41.
3. BACHILLER, A. (1992): «Efecto fin de semana en la bolsa española», *Cuadernos Aragoneses de Economía* nº 1-2, pp. 155-162.
4. CORREDOR, P.; SANTAMARÍA, R. (1996): «El efecto día de la semana: resultados sobre algunos mercados de valores europeos», *Revista Española de Financiación y Contabilidad* nº 86, pp. 235-252.
5. ANDRÉS, J.; FERNÁNDEZ, A. (2004): «Análisis de la estacionalidad diaria en el mercado Español de bonos y obligaciones del Estado», *Boletín de Información Comercial Española* nº 2804, pp. 21-29.
6. DE VASSAL, V. (1998): «Time and seasonal patterns in the fixed income markets», *Journal of Fixed Income* vol. 7, nº 4, pp. 7-16.
7. FLANNERY, M. J.; PROTOPAPADAKIS, A. (1988): «From T-Bills to Common Stocks: Investigating the Generality of Intra-Week Return Seasonality», *Journal of Finance* vol. 43, nº 2, pp. 431-450.
8. GIBBONS, M.; HESS, P. (1981): «Day of the week effects and asset returns», *Journal of Business* vol. 54, pp. 579-596.
9. HERAS, A.; NAVE, J.M. (2004): «Análisis no paramétrico de la estacionalidad en los rendimientos de la Deuda Pública Española», *Revista de Economía Financiera* vol. 2, pp. 65-79.
10. JOHNSTON, E.T.; KRACAW, W.; MCCONNELL, J.J. (1991): «Day-of-the-week effects in financial futures: an analysis of GNMA, T-Bond, T-Note and T-Bill contracts», *Journal of Financial and Quantitative Analysis* vol. 26, nº 1, pp. 23-44.
11. JORDAN, S.D.; JORDAN, B.D. (1991): «Seasonality in daily bond returns», *Journal of Financial and Quantitative Analysis* vol. 26, nº 2, pp. 269-285.
12. KOHERS, T.; PATEL, J.B. (1996): «An examination of the day-of-the-week effect in junk bond returns over business cycles», *Review of Financial Economics* vol. 5, nº 1, pp. 31-46.
13. KREHBIEL, T. (1993): «A note on the disappearance of day-of-the-week seasonals in the daily price changes of Treasury bond futures», *Applied Financial Economics* vol. 3, pp. 73-78.
14. LAKONISHOK, J.; SMIDT, S. (1988): «Are seasonal anomalies real? A ninety-year perspective. *Review of Financial Economics* vol. 1, nº 4, pp. 403-425.
15. PEIRÓ, A. (1994): «La Estacionalidad Diaria del Mercado de Acciones Español», *Investigaciones Económicas* vol. 18, nº 3, pp. 557-569.
16. VIÑOLAS, P. (1995) «Estacionalidad de la Bolsa Española: El "Efecto Enero" y el Efecto "Fin de Semana"», *Análisis Financiero* nº 66, pp. 8-17.



COLABORACIONES