Los efectos «día de la semana», «mes del año» y «cambio de año» en los rendimientos diarios de bonos del Estado a medio y largo plazo de la euro zona

*Jorge de Andrés Sánchez**

El comportamiento anormal de los rendimientos de los activos financieros en determinados periodos del año 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 de cierta amplitud para los mercados de renta fija, 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. Esta circunstancia motiva el presente trabajo, donde se explora si existen indicios de fenómenos estacionales en los rendimientos diarios de los bonos de deuda pública con vencimiento a medio y largo plazo de los países de la zona euro.

Palabras clave: deuda pública, mercados financieros, bonos, activos financieros, rendimientos económicos, deuda pública.

Clasificación JEL: G15, E44

1. Introducción

La estacionalidad de los rendimientos en los mercados financieros, que plasma anomalías de calendario como el «efecto días de la semana», «efecto enero», etcétera, se ha convertido en un tema clásico de la literatura financiera, tal como puede comprobarse en el amplio trabajo panorámico (Lakonishok y Smidt, 1988). Estos fenómenos consisten en que en determinados periodos del año, el rendimiento de los activos financieros es anormalmente alto o bajo respecto al que registran el resto del año.

El análisis de fenómenos estacionales se ha concentrado en los mercados de acciones, para los que hay una gran cantidad de trabajos y de anomalías documentadas. No obstante, también existe una literatura relativamente amplia sobre estacionalidad en los mercados de bonos norteamericanos, aunque los fenómenos investigados se circunscriben, esencialmente, a la estacionalidad diaria o efecto «día de la semana» y la mensual o efecto «mes del año» que ya han sido detecta-

* Departamento de Gestión de Empresas. Universidad Rovira i Virgili.

dos, con anterioridad, en las bolsas de acciones (1). En este sentido, son (Flannery y Protopapadakis, 1988) y (Schenee-weis y Woolridge, 1979) los primeros en documentar la existencia del «efecto lunes» y del «efecto enero», respectivamente, en los mercados de renta fija. En este trabajo abordamos, exclusivamente los fenómenos «día de la semana» y «mes del año» en los mercados de deuda pública emitida a medio y largo plazo de los países de la euro zona.

El efecto «día de la semana», comprende un conjunto de fenómenos consistentes en que en un determinado día se generan, sistemáticamente, rendimientos notablemente más elevados o bajos que el resto de días de la semana. 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 mas 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».

Por otra parte, dentro del conjunto de fenómenos que engloba la estacionalidad mensual, el más documentado es el «efecto enero», consistente en que dicho mes se producen rentabilidades anormalmente elevadas respecto a las del resto del año. Por otra parte, el «efecto cambio de año» está muy relacionado con el «efecto enero». Éste se manifiesta cuando el rendimiento anormalmente elevado de enero se concentra en su primera semana, lo cual suele ser muy habitual

En este trabajo contrastamos la existencia de los principales fenómenos estacionales en los rendimientos diarios de los bonos de estado emitidos a medio y largo plazo de los países de la Unión Europea pertenecientes a la zona euro (excepto Luxemburgo). Para dar cumplimiento a nuestros objetivos estructuramos el trabajo de la siguiente forma. *En primer lugar* realizamos un breve repaso a la literatura sobre los fenómenos estacionales en los mercados de renta fija. *En segundo lugar* se presenta la metodología de análisis y 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 emitida a medio y largo plazo por los estados analizados. *En tercer lugar* se realiza un análisis empírico de los rendimientos de los índices AFI con el fin de detectar la posible existencia de fenómenos estacionales. *Por último* se exponen las conclusiones que entendemos que son más relevantes.

COLABORACIONES

2. Fenómenos estacionales en los mercados de renta fija

2.1. Estacionalidad semanal en los mercados de renta fija

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-

(1) No obstante, debemos reconocer que existen trabajos que documentan anomalías exclusivas de los mercados de renta fija. Por ejemplo, Fridson (2000) observa estacionalidad semestral en el mercado de bonos de alto rendimiento de Estados Unidos, mientras que Athanassakos y Tian (1998) documentan la existencia de estacionalidad trimestral en el mercado de deuda pública canadiense.

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.

Existe un buen número de trabajos en que se contrasta el «efecto día de la semana» en los mercados de renta fija. Éstos arrojan resultados diferentes en función de la cartera de bonos, periodo y mercado analizado. 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. En este sentido, (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 (Krehbiel, 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*, (Adrangi y Ghazanfari, 1996) detectan la existencia de un «efecto lunes» caracterizado por rentabilidades anormalmente elevadas en el índice de bonos corporativos de Merryll 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 efecto «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 Meryll 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, lo 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.

COLABORACIONES

2.2. Estacionalidad mensual en los mercados de renta fija

Nuevamente es en el mercado norteamericano de renta fija donde se concentra el grueso de los estudios referentes a la estacionalidad mensual de los mercados de bonos. También en este caso los resultados obtenidos dependen de diversos factores como la calificación crediticia de los bonos analizados, el periodo estudiado, etcétera.

Así, (Smirlock, 1985), (Chang y Pinegar, 1986), (Keim y Stambaugh, 1986), (Chan y Wu, 1993, 1995), (Ward y Huf-

man, 1997), (Chen y Chan, 1997), (Maxwell, 1998), (Lavin, 2000) y (Al-Khazali, 2001), observan la existencia de un «efecto enero» en los bonos de emisores privados con calificación de «no inversión», es decir, aquellos bonos con peor calificación crediticia. También (Ma *et al.*, 1988) documentan el efecto enero en el mercado norteamericano de bonos convertibles. No obstante, tal como indican (Chang y Pinegar, 1986), las evidencias de efecto enero disminuyen a medida que la calidad crediticia de los bonos es mayor. En este sentido, (Keim y Stambaugh, 1986) y (Maxwell, 1998) apuntan que este hecho tiene una clara conexión con el efecto tamaño de los mercados de acciones, donde el efecto enero es más acusado en aquellas compañías con menor capitalización bursátil. La razón es que, normalmente, las emisiones de renta fija de las empresas más pequeñas presentan peores *ratings*.

Dependiendo del periodo estudiado y de la cartera de bonos o del índice analizado la literatura ofrece resultados en todos los sentidos para los bonos de empresa con calificación de «inversión». Así, (Smirlock, 1985) y (Chen y Chan, 1997) no observan la existencia de «efecto enero», mientras que (Wilson y Jones, 1990) y (Lamm, 1990) sí que lo detectan. También encuentran evidencias de «efecto enero» (Scheneeweis y Woolridge, 1979), (Jordan y Jordan, 1991) y (Chang y Pinegar, 1986), aunque éstas son relativamente débiles.

En los instrumentos de deuda pública no suele detectarse «efecto enero»; y en el caso de detectarse, los resultados que ofrece la literatura son contradictorios. Así, (Scheneeweis y Woolridge, 1979), (Chang y Pinegar, 1986) y (Chen y Chan, 1997) no encuentran indicios de estacionalidad mensual. No obstante, (Smith, 2002) observa la existencia de «efecto enero» en los mercados de deuda pública de Estados Unidos, Reino Unido, Alemania, Francia y Canadá. En cambio, (Smirlock, 1985) y (Clayton *et al.,* 1989) detectan un «efecto enero» en los bonos de deuda soberana estadounidense de signo contrario (es decir, enero es un mes con inferior rentabilidad que el resto); si bien, en el primer trabajo los resultados obtenidos no son estadísticamente significativos.

También podemos remarcar que en el mercado de Bonos del Estado y de Letras del Tesoro, (Heras y Nave, 2004) observan la existencia de un «efecto enero» convencional a principios de los años 90 y su desaparición a partir de 1994, lo cual queda reafirmado en (Andrés, 2006), que analiza el comportamiento de los rendimientos de los Bonos del Estado y de los bonos a medio y largo plazo privados negociados en el mercado de la Asociación de Intermediarios en Activos Financieros (AIAF) durante el periodo 2000-2005 y no observa indicios de «efecto enero» en ningún caso. En cambio, los resultados de los trabajos que analizan la existencia de estacionalidad mensual en el mercado de acciones español como (Peiró, 1993), (Barrasate y Rubio, 1994), (Viñolas, 1995), (Gómez y Marhuenda, 1998) y (Abad *et al.*, 2000) son claramente favorables a la existencia del «efecto enero».

Las explicaciones dadas al «efecto enero» en los mercados de renta fija suelen estar basadas en las propuestas con anterioridad en los mercados de acciones. Esencialmente, consisten en imputar las rentabilidades anormales de enero a las reestructuraciones de las carteras de los inversores efectuadas al final de cada año y al principio del siguiente, bien para obtener ciertas ventajas fiscales —en los mercados de renta fija, este argumento está defendido, entre otros, por (Chang y

Pinegar, 1986)—; con el fin de realizar una operación de maquillaje de carteras —argumento defendido en el contexto de la renta fija por (Maxwell, 1998)—; o bien la necesidad de ciertos inversores institucionales de cumplir con ciertos coeficientes legales, tal como propone (de Vassal, 1998).

Así, las razones expuestas para la existencia de «efecto enero» parecen indicar que debe existir una actividad en los mercados más elevada de lo normal alrededor del cambio de año, por lo que los rendimientos anómalos deberían producirse en estos días y nos encontraríamos, por tanto, ante un «efecto cambio de año». En un contexto de renta fija, (Jordan y Jordan, 1991) en el índice Dow Jones Composite de bonos de alta calificación crediticia y (Cooper y Shulmann, 1994) en el mercado de bonos de alta rentabilidad estadounidense observan claros indicios de «efecto cambio de año». Por otra parte, (Park y Reinganum, 1986) observan que la TIR de las letras del tesoro estadounidense que vencen en la última (primera) semana del año es especialmente elevada (baja); aunque también matizan que esta anomalía, de forma menos patente, se produce en todos los cambios de mes. En España, (Andrés, 2006) observa que tanto en los Bonos del Estado como en la deuda a medio y largo plazo de emisores corporativos existe un «efecto cambio de año» a pesar de, tal como ya comentamos, no detecta indicios de «efecto enero». Debemos remarcar que (Viñolas, 1995) apunta que la mayor parte de trabajos empíricos observan rendimientos significativamente elevados en los primeros días de enero, que quedarían explicados por una elevada presión compradora. No obstante, en los últimos días del año debería registrarse un efecto «diciembre» de signo contrario al efecto «enero», que, sorprendentemente, no suele observarse o bien no es significativo.

3. Base de datos y metodología

Para cuantificar la evolución del precio de los instrumentos de deuda pública a medio y largo plazo emitidos por los países analizados, utilizamos los índices elaborados al respecto por los Analistas Financieros Internacionales (AFI) con los precios ex-cupón de los bonos que componen dichos índices. Es decir, en las carteras 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 incluídos). Para los bonos del estado con vencimiento a medio y largo plazo de los países de la zona euro, los Analistas Financieros Internacionales elaboran un índice global que se divide en 5 subíndices que se corresponden con los vencimientos «tipo» o «representativos» de los activos 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. Puede observarse que el índice global de Alemania incluye 10 referencias, mientras que los subíndices que lo componen incluyen 2 ó 3. Asimismo, actualmente no existe «zona» de vencimientos cercanos a los 15 años. En cambio, el índice global de España incluye 14 referencias, mientras que los subíndices que engloba incorporan entre 1 y 5 clases diferentes de bonos.

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

Alemania

Zona 3 años	Porcentaje	Zona 5 años	Porcentaje	Zona 10 años	Porcentaje	Zona 15 años	Porcentaje	Zona 30 años	Porcentaje	Índice Global	Porcentaje
GE-4.25 2-2008	50,96	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	49,04	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
TOTAL	100		100		100		100		100		100

España

Zona 3 años	Porcentaje	Zona 5 años	Porcentaje	Zona 10 años	Porcentaje	Zona 15 años	Porcentaje	Zona 30 años	Porcentaje	Índice Global	Porcentaje
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		100		100		100		100		100

Fuente: Analistas Financieros Internacionales.

COLABORACIONES

La rentabilidad diaria de los índices ha sido calculada como la variación porcentual logarítmica entre dos sesiones. Así, si denominamos como I_t al valor del índice en la *t-ésima* sesión, el rendimiento registrado por el índice en *t*, R_t, es:

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

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

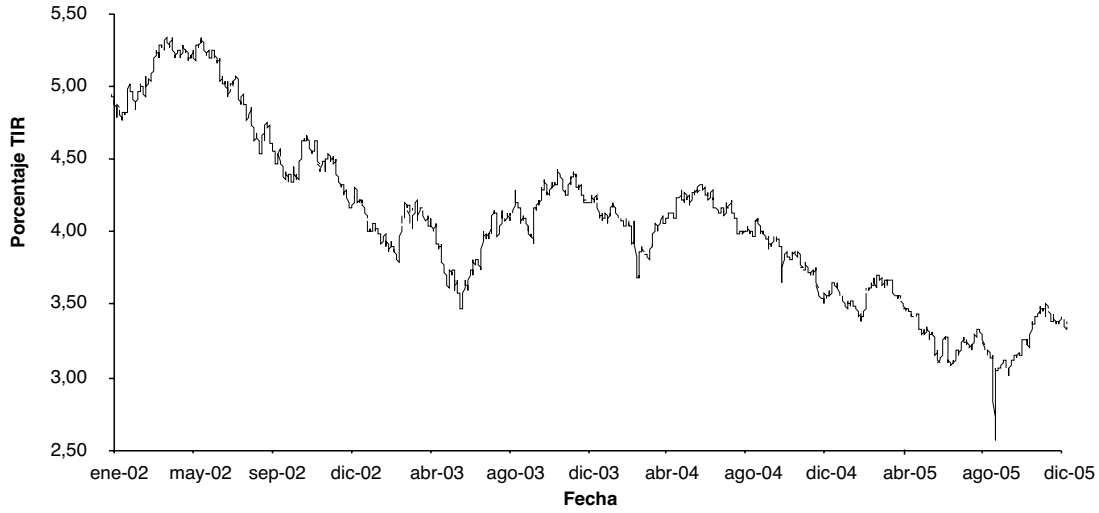
En el Cuadro 2 se muestran las estadísticas descriptivas del rendimiento de los índices durante el periodo 2002-2005. Se observa que el rendimiento medio de los precios ex-cupón ha sido positivo en todos los estados, lo que es imputable a la disminución sostenida durante el perio-

CUADRO 2
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

	Alemania	Austria	Bélgica	España	Finlandia	Francia	Grecia	Holanda	Irlanda	Italia	Portugal
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
ARCH-LM	3,047	2,907	1,501	5,490	3,808	0,0911	3,963	8,151	2,296	6,444	3,655
	(8%)	(9%)	(22%)	(2%)	(5%)	(76%)	(5%)	(0%)	(13%)	(1%)	(5%)
Ratio t	1,20	1,35	1,36	1,21	0,87	1,22	0,64	1,23	1,49	1,49	0,90
	(23%)	(18%)	(17%)	(23%)	(38%)	(22%)	(52%)	(21%)	(13%)	(14%)	(37%)

Notas: (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

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.

do analizado de los tipos de interés en la euro zona. Tal como muestra el Gráfico 1, la tasa interna de rendimiento promedio de los bonos emitidos por los países de la euro zona 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 se contrasta que el crecimiento promedio de los índices puede ser considerado estadísticamente nulo. En ningún país puede rechazarse dicha hipótesis, por lo que debemos considerar que las ganancias relevantes en los bonos que componen los índices vienen dadas vía cupón y no vía ganancias de capital, lo que es normal en los bonos que pagan intereses explícitos.

En la fila de la *duración de Macauley* (Cuadro 2) se indica el promedio durante el periodo analizado de dicha medida, en 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.

El método de análisis utilizado en este trabajo es el habitual, en este contexto, regresión con variables explicativas *dummy*. Se establece una ecuación lineal en la que el rendimiento es una función de variables dicotómicas que se corresponden con los periodos de referencia del fenómeno investigado (por ejemplo, si estudiamos la existencia de estacionalidad semanal, dichas variables indicarán si la rentabilidad se ha registrado el lunes, el martes, el miércoles, el jueves o el viernes). Dado que el término de error de las ecuaciones de regresión puede presentar problemas de heterocedasticidad, ya que tomamos datos de frecuencia diaria y las series de rendimientos de la mayoría de los países, tal como evidencian los resultados del *test* ARCH-LM expuestos en el Cuadro 1, son heterocedásticas, lo modelizaremos como un

CUADRO 3
RESULTADOS DEL AJUSTE DE LA ECUACIÓN [2] EN LOS ÍNDICES AFI.

Coeficiente	Alemania	Austria	Bélgica	España	Finlandia	Francia	Grecia	Holanda	Irlanda	Italia	Portugal
α	0,0167 (0,3282)	0,0165 (0,2711)	0,0134 (0,3822)	2,68E-05 (0,9985)	0,0061 (0,5752)	0,0108 (0,5070)	0,0041 (0,7399)	0,0102 (0,4554)	0,0257 (0,1242)	0,0073 (0,6609)	0,0036 (0,7669)
α_2	-0,0147 (0,5274)	-0,0081 (0,6986)	-0,0055 (0,7960)	0,0142 (0,5017)	0,0019 (0,9093)	-0,0015 (0,9484)	0,0050 (0,7661)	-0,0082 (0,6726)	-0,0258 (0,2557)	-0,0024 (0,9158)	0,0010 (0,9545)
α_3	-0,0058 (0,8159)	-0,0090 (0,6991)	0,0008 (0,9733)	-0,0049 (0,8268)	-0,0064 (0,7177)	-0,0055 (0,8535)	-0,0095 (0,5864)	-0,0004 (0,9853)	-0,0102 (0,6650)	0,0146 (0,5474)	0,0081 (0,6654)
α_4	-0,0445 (0,0827)	-0,0399 (0,0453)	-0,0246 (0,3227)	-0,0271 (0,2577)	-0,0134 (0,4586)	-0,0336 (0,0977)	-0,0161 (0,4003)	-0,0398 (0,0619)	-0,0514 (0,0379)	-0,0279 (0,2626)	-0,0165 (0,3998)
α_5	0,0386 (0,0532)	0,0259 (0,2635)	0,0168 (0,4896)	0,0429 (0,0452)	0,0102 (0,5814)	0,0389 (0,0883)	0,0194 (0,3132)	0,0261 (0,2225)	0,0263 (0,2799)	0,0375 (0,0893)	0,0214 (0,2781)

Nota: Los *p-valores* de los coeficientes vienen dados entre paréntesis
Fuente: Elaboración propia a partir de datos de Analistas Financieros Internacionales

GARCH(1,1). Remarcamos que, tal como indican (Hansen y Lunde, 2001), en la práctica ningún modelo de la familia ARCH más sofisticado suele obtener ajustes significativamente mejores, por lo que entendemos que su elección es coherente con el principio econométrico de parquedad.

COLABORACIONES

4. Resultados empíricos

4.1. Efecto día de la semana

Empezamos nuestro análisis buscando indicios de la existencia de estacionalidad semanal. Así, partimos del ajuste del siguiente modelo de regresión:

$$R_t = \alpha + \sum_{i=2}^{5} \alpha_i D_{i,t} + \varepsilon_t, \qquad t = 1,2,...,T \qquad [2]$$

En [2], R_t es el rendimiento del índice analizado en la observación *t*, mientras que *T* es el tamaño muestral. Por otra parte, $D_{i,t}$ *t*=2,3,...,5 son variables *dummy* asociadas a los días de la semana hábiles, de tal forma que *i*=2 corresponde al martes, *i*=3 al miércoles, *i*=4 al jueves y *i*=5 al viernes. Éstas toman 1 si el rendimiento se obtuvo dicho día y 0 en caso contrario. Por tanto, el coeficiente α es una estimación del rendimiento promedio que se obtiene el lunes, mientras que α_2, α_3, α_4, α_5 pueden interpretarse, como exceso de rendimiento del martes, miércoles, jueves y viernes, respectivamente, respecto al del lunes.

Los resultados de la estimación de [2] se muestran en el Cuadro 3 e indican que el comportamiento de los instrumentos de deuda analizados es bastante homogéneo en los países de la zona euro. En todos los casos la constante es positiva, lo que indica que el lunes se ha registrado por término medio ganancias de capital. Se trata de un resultado lógico ya que, tal como comentamos anteriormente, en el periodo analizado se produce un notable descenso de la tasa interna de rendimiento de los instrumentos de deuda pública de la zona euro.

En general, el martes, miércoles y jueves presentan rentabilidades inferiores al lunes, ya que sus coeficientes en [2] son negativos. Sólo el miércoles presenta un coeficiente positivo en Bélgica, Italia y Portugal y el martes en España, Finlandia y Portugal. No obstante, debemos diferenciar el comportamiento del martes y del miércoles respecto al del jueves. La rentabilidad diferencial del martes y del miércoles, si bien, suele ser negativa, su magnitud no es lo suficientemente elevada como para que, tras añadirla a la del lunes, el resultado final sea negativo. Por

tanto, también los martes y miércoles registran (excepto en Irlanda) ganancias de capital. En cambio, la infrarrentabilidad del jueves es de una magnitud mucho más elevada que las del martes y miércoles, de tal forma en todos los países se registran pérdidas de capital los jueves. Este último extremo es, remarcable ya que durante el periodo analizado, como ya se comentó, bajan ostensiblemente los tipos de interés. Por otra parte, podemos observar que el viernes es el día más rentable en todos los estados, ya que su coeficiente es siempre positivo. Además, su magnitud (si bien, no su signo) es similar a la del jueves, lo que lleva a los viernes incluso a quintuplicar la ganancia de capital del siguiente día mas rentable.

Por tanto, los resultados obtenidos apuntan a que los rendimientos parecen ser bastante similares los lunes, martes y miércoles, pudiéndose producir un «efecto jueves» consistente en que dichos días se obtienen rendimientos especialmente bajos y un «efecto viernes» convencional; esto es, caracterizado por fuertes ganancias.

Examinando los niveles de significación de los coeficientes de las regresiones puede observarse que los indicios de «efecto jueves» se muestran especialmente claros en Alemania, Austria, Francia, Holanda e Irlanda, donde se rechaza la hipótesis de que su rentabilidad diferencial es nula con unos niveles de significación del 8,27 por 100, 4,53 por 100, 9,77 por 100, 6,19 por 100 y 3,79 por 100 respectivamente. Por las mismas razones podemos indicar que, otra vez en Alemania y Francia y adicionalmente, en Italia y España, las evidencias estadísticas apuntan hacia un «efecto viernes» significativo. El rechazo de que el coeficiente de los viernes es nulo se produce en estos países con unos *p-valores* del 5,32 por 100, 9,67 por 100, 8,93 por 100 y 4,52 por 100 respectivamente.

4.2. Efecto mes del año

El contraste de la existencia de estacionalidad mensual se realiza de forma similar al del efecto «día de la semana». Para ello, realizamos el ajuste del siguiente modelo regresión con variables explicativas dicotómicas:

$$R_t = \alpha + \sum_{i=2}^{12} \alpha_i D_{i,t} + \varepsilon_t, \qquad t = 1,2,...,T \qquad [3]$$

Donde, R_t, ε_t y T tienen el mismo significado que en [2]. Por otra parte, $D_{i,t}$ $t = 2,3,...,12$ son variables *dummy* asociadas a los meses del año, de tal forma que $i = 2$ corresponde a febrero, $i = 3$ a marzo, etcétera. Éstas toman 1 si la observación t es de dicho mes y 0 en caso contrario. El coeficiente α cuantifica el rendimiento promedio de enero y α_2, α_3,..., pueden interpretarse como el promedio del exceso de rendimiento respecto a enero de febrero, marzo, etcétera, respectivamente.

Los resultados del ajuste de [3] vienen dados en el Cuadro 4. De nuevo se comprueba que existe una pauta común a todos los países en el comportamiento de los rendimientos de la deuda pública de los países de la euro zona. Por una parte, enero presenta rendimientos siempre positivos e incluso estadísticamente significativos en Alemania (al 5,09 por 100), Austria (al 9,59 por 100) e Irlanda (al 4,48 por 100). También puede observarse que enero es el mes más rentable en Alemania, Finlandia, Holanda, Irlanda y Portugal, ya que en estos países el rendimiento diferencial del resto de meses es siempre negativo. No obstante, en ninguno de dichos estados parece registrarse «efecto enero» ya que generalmente, en todos los meses excepto en octubre, los rendimientos diferenciales negativos no son estadísticamente significativos según los niveles de significación habituales. Además, en el resto de países

CUADRO 4
RESULTADOS DEL AJUSTE DE LA ECUACIÓN [3] EN LOS ÍNDICES AFI

	α	α_2	α_3	α_4	α_5	α_6	α_7	α_8	α_9	α_{10}	α_{11}	α_{12}
Alemania	0,0619 (0,0509)	-0,0506 (0,1948)	-0,0893 (0,0390)	-0,0646 (0,1088)	-0,0481 (0,2871)	-0,0263 (0,5607)	-0,0737 (0,0735)	-0,0361 (0,3719)	-0,0358 (0,3908)	-0,1191 (0,0047)	-0,0799 (0,0708)	-0,0023 (0,9557)
Austria	0,0433 (0,0959)	-0,0378 (0,2735)	-0,0623 (0,1261)	-0,0532 (0,1606)	-0,0341 (0,3751)	-0,0018 (0,9650)	-0,0529 (0,1479)	-0,0184 (0,6060)	-0,0271 (0,4561)	-0,1072 (0,0050)	-0,0545 (0,1467	0,0123 (0,7403
Bélgica	0,0375 (0,2946)	-0,0255 (0,5444)	-0,0627 (0,1731)	-0,0286 (0,5018)	-0,0217 (0,6429)	-0,0025 (0,9558)	-0,0433 (0,3096)	-0,0024 (0,9549)	-0,0199 (0,6547)	-0,0866 (0,0567)	-0,0463 (0,3170	0,0202 (0,6388
España	0,0265 (0,3129)	-0,0205 (0,5642)	-0,0396 (0,3145)	-0,0291 (0,4202)	-0,0104 (0,7742)	-0,0020 (0,9596)	-0,0335 (0,3551)	-0,0255 (0,4892)	0,0009 (0,9816)	-0,0846 (0,0262)	-0,0219 (0,5620	0,0180 (0,6430
Finlandia	0,0333 (0,1686)	-0,0197 (0,5199)	-0,0468 (0,2174)	-0,0088 (0,7846)	-0,0138 (0,6610)	0,0078 (0,8194)	-0,0231 (0,4395)	-0,0033 (0,9118)	-0,0228 (0,4912)	-0,0567 (0,0675)	-0,0435 (0,1700)	-0,0001 (0,9983)
Francia	0,0373 (0,2513)	-0,0287 (0,4671)	-0,0620 (0,1701)	-0,0390 (0,3584)	-0,0108 (0,8017)	0,0226 (0,6103)	-0,0719 (0,1755)	-0,0060 (0,8856)	-0,0081 (0,8462)	-0,0903 (0,0382)	-0,0392 (0,3691)	0,0164 (0,7101)
Grecia	0,0235 (0,3537)	-0,0051 (0,8649)	-0,0442 (0,1903)	-0,0242 (0,4484)	-0,0099 (0,7497)	-0,0029 (0,9313)	-0,0335 (0,3104)	-0,0157 (0,6425)	-0,0052 (0,8696)	-0,0509 (0,1200)	-0,0475 (0,1902)	0,0008 (0,9807)
Holanda	0,0348 (0,2232)	-0,0127 (0,7157)	-0,0577 (0,1603)	-0,0165 (0,6548)	-0,0059 (0,8795)	0,0003 (0,9942)	-0,0308 (0,3966)	0,0048 (0,8916)	-0,0103 (0,7773)	-0,0697 (0,0638)	-0,0357 (0,3479)	-0,0005 (0,9901)
Irlanda	0,0631 (0,0448)	-0,0583 (0,1306)	-0,0930 (0,0239)	-0,0629 (0,1037)	-0,0634 (0,1196)	-0,0493 (0,2886)	-0,0834 (0,0461)	-0,0367 (0,3558)	-0,0400 (0,3103)	-0,1234 (0,0030)	-0,0867 (0,0423)	-0,0125 (0,7590)
Italia	0,0455 (0,1869)	-0,0498 (0,2294)	-0,0669 (0,1369)	-0,0433 (0,2865)	-0,0404 (0,3859)	0,0091 (0,8497)	-0,0422 (0,3305)	-0,0051 (0,9036)	-0,0246 (0,5678)	-0,0925 (0,0371)	-0,0521 (0,2457)	0,0074 (0,8625)
Portugal	0,0389 (0,1696)	-0,0365 (0,2742)	-0,0583 (0,1486)	-0,0282 (0,4241)	-0,0357 (0,3252)	-0,0004 (0,9919)	-0,0441 (0,2064)	-0,0163 (0,6276)	-0,0328 (0,3309)	-0,0759 (0,0313)	-0,0527 (0,1527)	-0,0006 (0,9866)

Nota: Los *p-valores* de los coeficientes vienen dados entre paréntesis.
Fuente: Elaboración propia a partir de datos de Analistas Financieros Internacionales.

COLABORACIONES

el mes más rentable es, sorprendentemente, diciembre, ya que el coeficiente en [3] de dicho mes es positivo. No obstante, tampoco puede rechazarse que el sobrerrendimiento de diciembre sea estadísticamente nulo.

Por otra parte, puede observarse que los meses menos rentables son, por este orden, octubre y marzo. La única excepción a este comportamiento es Grecia, donde el mes menos rentable es septiembre, al que le siguen, en cualquier caso, octubre y marzo. Puede observarse que la pauta común en casi todos los países es que el infrarrendimiento de octubre es estadísticamente significativo, según unos niveles de probabilidad que oscilan entre el 0,3 por 100 (en Irlanda) y el 6,75 por 100 (en Finlandia). Asimismo, en general, no puede rechazarse en el resto de meses que los rendimientos diferenciales respecto a enero sean nulos. Por tanto, podemos concluir que en la deuda pública de los países de la zona euro existen evidencias bastante robustas de la existencia de un «efecto octubre» caracterizado por unos rendimientos especialmente bajos.

No obstante, también debemos remarcar que algún país escapa en mayor o menor medida a este patrón de comportamiento. Así, en Irlanda y Alemania aparte de octubre también se manifiestan infrarrentabilidades estadísticamente significativas en marzo, julio y noviembre. Además, en Alemania rechazamos adicionalmente que la rentabilidad diferencial negativa de abril sea nula. Finalmente, la deuda griega no presenta en ningún mes rendimientos diferenciales significativamente diferentes de cero.

4.3. Efecto cambio de año

Con el fin de detectar si existe un efecto «cambio de año» comparamos el comportamiento de los rendimientos en la semana previa y posterior al final del año respecto a los que se registran el resto del

año. Así, ajustamos el siguiente modelo de regresión:

$$R_t = \alpha + \alpha_{5P} D_{5P,t} + \alpha_{5U} D_{5U,t} + \varepsilon_t, \quad t=1,2,..,T \qquad [4]$$

En [4], $D_{5P,t}$ y $D_{5U,t}$ son variables *dummy* que indican si el rendimiento R_t se registró los 5 primeros días de enero y los 5 últimos de diciembre, respectivamente. Éstas toman 1 si la observación *t* pertenece a dichos periodos y 0 en caso contrario. El coeficiente α estima el rendimiento medio del índice durante todo el periodo 2000-2005, sin tener en cuenta los 5 primeros y últimos días de cada año, mientras que α_{5P} y α_{5U} se pueden interpretar como el rendimiento diferencial de la primera semana de enero y de la última de diciembre, respectivamente, respecto a la que se registra el resto del año. Asimismo, R_t, ε_t y T tienen el mismo significado que en [2] y [3].

Los resultados de la estimación de [4] se ofrecen en el Cuadro 5. Puede observarse que el término constante es positivo en todos los países, lo que indica que si no tenemos en cuenta la primera y última semana de cada año, se han registrado durante todo el periodo analizado y en la deuda de todos los países, ganancias de capital. El resultado, en cualquier caso, es totalmente lógico si tenemos en cuenta que durante todo el periodo de análisis el tipo de interés ha seguido una senda bajista. No obstante, las ganancias de capital (es decir, α) no son significativas según los niveles estadísticos habituales.

Por otra parte, podemos observar que los resultados apuntan, en todos los países, hacia la posible existencia de un «efecto cambio de año». Los cinco primeros días del año son notablemente más rentables que el resto de días del año, mientras que, excepto en Bélgica, los últimos 5 días de diciembre registran rendimientos por debajo de la media anual. Así, podemos sospechar de la existencia de un efecto «cambio de año» consistente en que la primera semana de enero (última semana de diciembre) se obtienen rendimientos más elevados (reducidos) que el resto del año. De hecho la sobrerrentabilidad (infrarrentabilidad) de los 5 primeros (5 últimos) días del año presenta normalmente una magnitud muy elevada respecto a las ganancias de capital registradas el resto del año. Por ejemplo, en Alemania, el exceso de rentabilidad de los 5 primeros días del año es 21 veces superior a la ganancia de capital registrada dentro del año. En cambio, la infrarrentabilidad de los 5 últimos días del año quintuplica las ganancias de capital registradas el resto del año de tal forma que en todos los países se registran en los 5 últimos días del año pérdidas de capital relativamente elevadas, a pesar de que nuestro análisis se desarrolla en un contexto bajista de tipos de interés. No obstante, también debemos reconocer que sólo tienen significación estadística el exceso de rendimiento de los

COLABORACIONES

CUADRO 5
RESULTADOS DEL AJUSTE DE LA ECUACIÓN [4] EN LOS ÍNDICES AFI

Coeficiente	Alemania	Austria	Bélgica	España	Finlandia	Francia	Grecia	Holanda	Irlanda	Italia	Portugal
α	0,0080 (0,3237)	0,0085 (0,2629)	0,0075 (0,3321)	0,0067 (0,3962)	0,0023 (0,7073)	0,0082 (0,3514)	0,0019 (0,7517)	0,0058 (0,4222)	0,0106 (0,1685)	0,0089 (0,2701)	0,0045 (0,4842)
α_{5P}	0,1722 (0,0523)	0,1114 (0,1308)	0,1179 (0,2682)	0,1215 (0,0509)	0,1161 (0,0925)	0,1364 (0,0716)	0,1160 (0,1444)	0,1389 (0,0635)	0,1781 (0,0555)	0,1537 (0,1295)	0,1614 (0,0833)
α_{5U}	-0,0395 (0,5019)	-0,0479 (0,3635)	0,0092 (0,9235)	-0,0518 (0,3994)	-0,0240 (0,5852)	-0,0294 (0,6764)	-0,0323 (0,5085)	-0,0296 (0,5939)	-0,0300 (0,5639)	-0,0309 (0,6332)	-0,0189 (0,7230)

Nota: Los *p-valores* de los coeficientes vienen dados entre paréntesis.
Fuente: Elaboración propia a partir de datos de Analistas Financieros Internacionales

5 primeros días de enero y no la infrarentabilidad que se registra en los últimos días de diciembre, lo que es bastante común en la literatura. Debe remarcarse, en cualquier caso, que en Austria, Bélgica, Grecia e Italia tampoco el exceso de rentabilidad de la primera semana del año es estadísticamente significativa.

5. Conclusiones

Aunque la estacionalidad de los rendimientos de los activos financieros no ha sido tan estudiada en las bolsas de renta fija como en las de acciones, existen bastantes trabajos en los que se apunta su existencia en los mercados estadounidenses de bonos. Este artículo investiga la existencia de los fenómenos estacionales más comunes en los bonos de deuda pública emitidos a medio y largo plazo por los países de la euro zona a partir de los índices que elaboran al respecto los Analistas Financieros Internacionales.

COLABORACIONES

Los resultados obtenidos sugieren que los bonos del estado de la zona euro registran una rentabilidad anormalmente baja (elevada) el jueves (viernes). De hecho, el efecto «jueves» es estadísticamente significativo en Alemania, Austria, Francia, Holanda e Irlanda, mientras que el efecto «viernes» lo es en Alemania, Francia, Italia y España.

También se detecta la existencia de estacionalidad mensual de los rendimientos de los bonos. Es un fenómeno estadísticamente significativo en toda la euro zona, excepto en Grecia, que octubre es un mes con rendimientos anormalmente bajos. En cambio, no existen evidencias del fenómeno estacional más común en este contexto, el «efecto enero». De hecho, en varios países ni siquiera se trata del mes donde se registran mayores ganancias de capital. La inexistencia de indicios de efecto «enero» es coincidente con los resultados obtenidos en los trabajos centrados en el mercado estadounidense, que tampoco suelen detectan esta anomalía en los bonos públicos y con los resultados de (Heras y Nave, 2004) y (Andrés y Fernández, 2004) en el mercado de Bonos y Obligaciones del Estado.

Respecto a la existencia de un efecto «cambio de año», mucho menos investigada en la literatura, los resultados están alineados con los obtenidos por (Jordan y Jordan, 1991) y (Cooper y Shulman, 1994) en los mercados estadounidenses de deuda corporativa y (Andrés, 2006) en el mercado español de Bonos del Estado. Concretamente, se detecta, en primer lugar, un exceso de rentabilidad la primera semana de enero. También se observa que, excepto en Bélgica, la última semana de diciembre presenta un rendimiento notablemente más bajo. No obstante, sólo tiene significación estadística la sobrerrentabilidad de la primera semana del año (concretamente en 7 estados), y en ningún caso la inferior rentabilidad de la última semana del año.

Bibliografía

1. ABAD, D.; MARHUENDA, J.; NIETO, B. (2000): «Anomalías en el mercado español de capitales. Un nuevo enfoque: dominancia estocástica», *Moneda y Crédito* nº 211, pp. 183-200.
2. ADRANGI, B.; GHAZANFARI, F. (1996): «Corporate bond returns and weekday seasonality«, *Journal of Applied Business Research* vol. 13 nº 1, pp. 9-17.
3. 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.

4. AL-KHAZALI, O. (2001): «Does the January effect exist in high-yield bond market?», *Review of Financial Economics* vol. 10, pp. 71-80.
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. ANDRÉS, J. (2006): «Los efectos enero» y «cambio de año» en los mercados españoles de renta fija a medio y largo plazo. Evidencia empírica 2000-2005, *Boletín de Información Comercial Española* nº 2873, pp. 51-63.
7. ATHANASSACOS, G.; SAM-TIAN, Y. (1998): «Seasonality in Canadian Treasury bond returns: an institutional explanation», *Review of Financial Economics* vol. 7, nº1, pp. 65-86.
8. BACHILLER, A. (1992): «Efecto fin de semana en la bolsa española», *Cuadernos Aragoneses de Economía* nº 1-2, pp. 155-162.
9. BARRASATE, B.; RUBIO, G. (1994): «La imposición sobre plusvalías y minusvalías: sus efectos sobre el comportamiento estacional del mercado de valores», *Revista Española de Economía* vol. 11, nº 2, pp. 246-277.
10. CHAN, K.C.; WU, H.K. (1993): «Bond market seasonality and business cycles», *International Review of Economics and Finance v*ol. 2, nº 4, pp. 377-386.
11. CHAN, K.C.; WU, H.K. (1995): «Another look on bond market seasonality: a note», *Journal of Banking and Finance* vol. 19, pp. 1047-1054.
12. CHANG, E.C.; PINEGAR, J.M. (1986): «Return seasonality and tax-loss selling in the market for long-term government and corporate bonds», *Journal of Financial Economics* vol. 17, pp. 391-415.
13. CHEN, C.R.; CHAN, A. (1997): «From T-Bills to stocks: seasonal anomalies revisited», *Journal of Business, Finance and Accounting* vol. 24, nº 5, pp. 573-592.
14. CLAYTON, R.; DELOZIER, J.; EHRHARDT, M.C. (1989): «A note on January returns in the US goverment bond market: The term effect», *Journal of Financial Services Research* vol. 2, pp. 307-318.
15. COOPER, R.; SHULMAN, J.M. (1994): «The year-end effect in junk bond prices», *Financial Analysts Journal* vol. 50, nº 5*,* September-October, pp. 61-65.
19. 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.
17. DE VASSAL, V. (1998): «Time and seasonal patterns in the fixed income markets», *Journal of Fixed Income* vol. 7, nº 4, pp. 7-16.
18. DEROSA-FARAG, S. (1996): «1995 High Yield Market Review»*.* New York Chase Securities, New York.
19. 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.
20. FRIDSON, M.S. (2000): «Semiannual seasonality in High-Yield bond returns», *Journal of Portfolio Management* vol. 26, nº 4, pp. 102-111.
21. GIBBONS, M.; HESS, P. (1981): «Day of the week effects and asset returns», *Journal of Business* vol. 54, pp. 579-596.
22. GÓMEZ, J.; MARHUENDA, J. (1998): «Las anomalías del tamaño y enero en el mercado español de capitales», *Revista Española de Financiación y Contabilidad* nº 97, pp. 1033-1059.
23. HANSEN, P.R.; LUNDE, A. (2001): «A forecast comparison of volatility models: Does anything beat GARCH(1,1)?», *Working Paper* 01-01, March, Brown University. SSRN WP Series.

24. 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.
25. 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.
26. 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.
27. KEIM, D.B.; STAMBAUGH, R.F. (1986): «Predicting returns in the stock and bond markets», *Journal of Financial Economics* vol. 17, pp. 357-390.
28. 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.
29. 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.
30. LAKONISHOK, J.; SMIDT, S. (1988): «Are seasonal anomalies real? A ninety-year perspective». *Review of Financial Economics* vol. 1, nº 4, pp. 403-425.
31. LAVIN, A. (2000): «An empirical investigation of the persistence of stock and bond return seasonality», *The Journal of Applied Business Research* vol. 16, nº 2, pp. 65-80.
32. MA, C.K.; RAO, R.; WEINRAUB, H. (1988): «The seasonality in convertible bond markets: stock effect or bond effect?, *Journal of Financial Research* vol. 11, nº 4, pp. 335-347.
33. MAXWELL, W.F. (1998): «The January effect in the corporate bond market: a systematic examination», *Financial Management* vol. 27, nº 2, pp. 18-30.
34. PARK, S-Y.; REINGANUM, M.R. (1986): «The puzzling price behaviour of treasuty bills that mature at the turn of the calendar months», *Journal of Financial Economics* vol. 16, pp. 267-283.
35. PEIRÓ, A. (1993): «Movimientos estacionales en el mercado de acciones español», *Instituto valenciano de investigaciones económicas*, WP-EC 93-10.
36. PEIRÓ, A. (1994): «La Estacionalidad Diaria del Mercado de Acciones Español», *Investigaciones Económicas* vol. 18, nº 3, pp. 557-569.
37. SCHENEEWEIS, T.; WOOLRIDGE, J.R. (1979): «Capital market seasonality: the case of bond returns», *Journal of Financial and Quantitative Analysis v*ol. 14, nº 4, pp. 939-958.
38. SMIRLOCK, M. (1985): «Seasonality and bond market returns», *Journal of Portfolio Management* vol. 11, nº 3, pp. 42-44.
39. SMITH, K.L. (2002): «Goverment bond market seasonality, diversification and cointegration: international evidence», *Journal of Financial Research* vol. 25, nº 1, pp. 203-221.
40. VIÑOLAS, P. (1995) «Estacionalidad de la Bolsa Española: El 'Efecto Enero' y el Efecto 'Fin de Semana'», *Análisis Financiero* nº 66, pp. 8-17.
41. WARD, D.J.; HUFFMAN, S.P. (1997): «Seasonality in the returns of defaulted bonds: the January and October effects», *Quarterly Journal of Business and Economics* vol. 36, nº 3, pp. 3-10.
42. WILSON, J.W.; JONES, C.P. (1990): «Is there a January effect in corporate bond and paper returns?», *Financial Review* vol. 25, nº 1, pp. 55-79.