

LOS EFECTOS “ENERO” Y “CAMBIO DE AÑO” EN LOS MERCADOS ESPAÑOLES DE RENTA FIJA A MEDIO Y LARGO PLAZO.

EVIDENCIA EMPÍRICA 2000-2005

Jorge de Andrés Sánchez

ABSTRACT

Los denominados como “efecto enero” y “efecto cambio de año” han sido ampliamente estudiados y documentados en las bolsas de acciones. No obstante, en el mercado norteamericano existe una masa crítica de trabajos que analiza estos fenómenos en los mercados de renta fija. Sin embargo, el estudio de estas anomalías en España se circunscribe básicamente en el mercado de acciones. Estas apreciaciones motivan el presente trabajo, que explora si existen evidencias de estacionalidad mensual y de “efecto cambio de año” en los mercados españoles de renta fija pública y privada.

1. INTRODUCCIÓN

La estacionalidad de los rendimientos en los mercados financieros, que se plasma anomalías de calendario como el “efecto lunes”, “efecto enero”, etc., se ha convertido en un tema clásico de la literatura financiera. El análisis de estos fenómenos se ha centrado en los mercados de acciones, para los que existe tanto una gran cantidad de trabajos como de anomalías documentadas. Una amplia panorámica sobre diferentes tipos de fenómenos estacionales puede consultarse en Lakonishok y Smidt (1988). No obstante, también existe una literatura relativamente amplia sobre estacionalidad en los mercados de bonos y obligaciones norteamericanos, aunque los fenómenos investigados se circunscriben, esencialmente, al efecto “día de la semana”, con especial referencia al “efecto lunes”; y al “efecto enero”. En este sentido, son Flannery y Protopadakis (1988) y Scheneeweis y Woolridge (1979) los primeros en documentar la existencia del “efecto lunes” y el “efecto enero”, respectivamente, en los mercados de renta fija estadounidenses. En el mercado español de Bonos y Obligaciones del Estado, Heras y Nave (2004) y Andrés y Fernández (2005) observan un “efecto viernes” caracterizado por rendimientos anormalmente elevados, mientras que Heras y Nave (2004) también observan ciertos indicios de existencia de “efecto enero” que, no obstante, desaparecen a mediados de los 90.

En este trabajo analizamos si existen evidencias de “efecto enero” y “efecto cambio de año” en los mercados españoles de operaciones al contado con bonos de deuda pública y privada. En el siguiente epígrafe realizamos un breve repaso a la literatura sobre las anomalías de calendario analizadas con especial atención a los mercados de renta fija. En el tercer apartado describimos los datos y la metodología utilizados, mientras que en el cuarto se muestran los resultados que arroja nuestro análisis empírico. Finalizamos exponiendo las conclusiones que entendemos que son más relevantes.

2. EFECTOS “ENERO” Y “CAMBIO DE AÑO” EN LOS MERCADOS DE BONOS

Si bien, el estudio de fenómenos estacionales ha generado una amplia literatura en las bolsas de acciones, en los mercados de bonos éstos son más escasos y se restringen, esencialmente¹, a contrastar la existencia del “efecto día de la semana”, del “efecto enero” y, en menor medida, del “efecto cambio de año”. Concretamente, el “efecto enero” consiste en que en dicho mes se registran rentabilidades más elevadas que el resto del año. En Estados Unidos, Wachtel (1942) y Rozeff y Kinney (1976) para las acciones y Scheneeweis y Woolridge (1979) en un contexto de renta fija, son los primeros documentan la existencia de este fenómeno estacional. No obstante, en trabajos como los de Reinganum (1983) y Thompson (1989) se señala que en muchas ocasiones es más propio hablar de “efecto cambio de año” que de “efecto enero”, ya que únicamente se observan rentabilidades anormales en la primera semana de enero.

En el mercado norteamericano de renta fija, que es donde se concentra el grueso de los estudios, Smirlock (1985), Chang y Pinegar (1986), Keim y Stambaugh (1986), Chan y Wu (1993, 1995), Ward y Huffman (1997), Chen y Chan (1997), Maxwell (1998), Lavin (2000) y Al-Kazali (2001), observan la existencia de un “efecto enero” en los bonos corporativos con calificación de “no inversión”, es decir, aquellos bonos con peor calificación crediticia. También Ma *et al.* (1988) documentan 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.

En el caso de instrumentos de deuda corporativa con calificación de “inversión”, la literatura ofrece resultados en todos los sentidos, dependiendo del periodo estudiado y de la cartera de bonos o del índice analizado. 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) encuentran 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.

Es interesante remarcar que en los bonos de empresa con alta calificación y en los bonos estatales, la existencia de estacionalidad mensual está muy relacionada con los ciclos económicos, según observan Chan y Wu (1993, 1995). Estos trabajos no detectan comportamientos anormales en los rendimientos en épocas de expansión, pero sí que observan que los periodos de contracción económica provocan la aparición de fenómenos de estacionalidad mensual. En cambio, en los bonos de baja calificación crediticia siempre existe el “efecto enero”, con independencia del momento del ciclo económico en que nos encontremos.

¹ No obstante, debemos reconocer que existen trabajos que documentan anomalías exclusivas de los mercados de renta fija. Por ejemplo, Fridson (2000) indica que existe 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.

Los trabajos que analizan la estacionalidad mensual en el mercado de acciones español son claramente favorables a la existencia del “efecto enero”. En este sentido pueden mencionarse los trabajos de Peiró (1993), Barrasate y Rubio (1994), Viñolas (1995), Gómez y Marhuenda (1998) y Abad *et al.* (2000). También podemos remarcar que, en los mercados de Bonos del Estado y de Letras del Tesoro, Heras y Nave (2004) observan la existencia de “efecto enero” a principios de los años 90 y su desaparición a partir de 1994.

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. Así, una de las más importantes es de naturaleza fiscal, que es sostenida en los mercados anglosajones de acciones, entre otros, por Branch (1977), Dyl (1977), Gutelkin y Gutelkin (1983) Sias y Starks (1997) y Poterba y Weisbenner (2001); y en los mercados de renta fija norteamericanos, por Chang y Pinegar (1986). En el mercado español de renta variable este argumento es defendido por Barrasate y Rubio (1994). La hipótesis fiscal imputa el “efecto enero” a que los inversores venden antes de finalizar el año fiscal (normalmente, diciembre) aquellos activos que han generado pérdidas, para recomprarlos al inicio del siguiente (normalmente enero). De esta forma, se generan pérdidas patrimoniales artificiales que permiten reducir la cuota del impuesto directo². Otra argumento muy utilizado en la explicación del “efecto enero” es el maquillaje de carteras por parte de inversores institucionales, que ha sido analizado en las bolsas de acciones norteamericanas por Bildersee y Kahn (1987) y Haugen y Lakonishok (1988); y Amutio (1995) en España. En los mercados de renta fija este argumento es defendido por Maxwell (1998).

Otros factores que pueden explicar, al menos parcialmente, el “efecto enero” son:

- La existencia de asimetrías informativas, lo que explica según Banz (1981) el efecto tamaño en el caso de las acciones o que los operadores con información privilegiada actúen preferentemente en enero, como apunta Seyhun (1993).
- La venta de valores al final de año de las entidades de crédito para hacer frente a determinados coeficientes legales –de Vassal (1997).
- La mayor realización de operaciones de lavado de cupón por la forma en que los bonos del mercado distribuyen sus pagos a lo largo del año -De Rosa-Farag (1996).

La mayor parte de argumentos expuestos para el “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. Debemos remarcar que tal como apunta Viñolas (1995), 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.

² No obstante, tras la promulgación de la ley 40/1998 del IRPF, para las personas físicas esta práctica ya no tiene sentido para las personas físicas, ya que si los valores se negocian en mercados organizados las pérdidas que generen no son compensables si se adquieren valores homogéneos dentro de los dos meses anteriores o posteriores a la venta; lo son únicamente a medida que estos últimos se vayan vendiendo.

3. BASE DE DATOS Y METODOLOGÍA

Para aproximar la evolución de los precios al contado de los Bonos y Obligaciones del Estado (BOEs) utilizamos los índices de instrumentos de deuda pública que elaboran los Analistas Financieros Internacionales (AFI). Dentro del mercado al contado de BOEs, AFI elabora un índice global y unos índices de referencia para gestores, que son las zonas a 3, 5, 10, 15 y 30 años, que se corresponden con los vencimientos “tipo” o “representativos” de los BOEs.

Los precios de los bonos con vencimiento a medio y largo plazo de deuda privada se aproximan con la familia de índices que elabora la Asociación de Intermediarios en Activos Financieros (AIAF) con los valores que se negocian en su mercado que se denominan AIAF 2000. AIAF también construye un índice global de mercado y cuatro subíndices que reflejan diferentes vencimientos-tipo. Según el documento AIAF (2000), las emisiones con que se construyen sus índices se ubican dentro de lo que se considera “inversora”; es decir, son bonos con un rating elevado. Dentro de los subíndices que reflejan vencimientos-tipo del mercado, el “índice corto plazo” incluye valores con vida residual entre 1 y 3 años. El “índice medio plazo” se construye con activos con vencimiento residual entre 3 y 5 años. El “índice largo plazo” aglutina valores con vencimiento entre 5 y 10 años. Finalmente, en el “índice muy largo plazo” incluye valores con maduración mayor a 10 años.

Tabla 1. Estadísticas descriptivas del periodo 2000-2005 de los rendimientos logarítmicos diarios (en tanto por cien) de los índices AFI.

	Zona 3 años	Zona 5 años	Zona 10 años	Zona 15 años	Zona 30 años	Global
Media	0,0189	0,0238	0,0301	0,0355	0,0446	0,028
Mediana	0,0203	0,0245	0,0325	0,0389	0,0582	0,0314
Máximo	0,7635	0,8335	0,9145	1,1672	3,0177	0,9008
Mínimo	-0,5616	-0,9064	-1,1117	-1,4401	-2,0701	-1,0651
Desv. Estánd.	0,1141	0,1853	0,2702	0,3508	0,5174	0,2449
Duración (años)	2,525	4,128	6,857	9,384	14,755	6,397
Asimetría	-0,2604	-0,3185	-0,2731	-0,2477	-0,1572	-0,3022
Curtosis	5,9073	4,4994	3,6346	3,5637	4,0877	3,8514
Prueba ARCH-LM*	4,090 (0,000)	2,743 (0,002)	2,962 (0,000)	5,346 (0,000)	4,951 (0,000)	5,424 (0,000)

* La prueba ARCH-LM está realizada para 10 retardos. Entre paréntesis viene dado el p-valor

Los índices se han tomado con una periodicidad diaria y su rendimiento en una sesión se ha calculado como la diferencia logarítmica del valor del índice en dicha sesión y la anterior. El periodo de análisis abarca desde el año 2000 hasta el 2005 (ambos inclusive). Remarcamos que el análisis particular de subíndices asociados a vencimientos-tipo será muy útil, ya que permitirá estudiar si el riesgo de interés de los títulos es relevante para explicar la existencia de anomalías de calendario, lo que se evidencia, por ejemplo, en Clayton *et al.* (1989).

Tabla 2. Estadísticas descriptivas del periodo 2000-2005 de los rendimientos logarítmicos diarios (en tanto por cien) de los índices AIAF 2000.

	Corto	Medio	Largo	Extra-largo	Global
Media	0,0186	0,0243	0,0286	0,0349	0,0274
Mediana	0,0188	0,0272	0,0381	0,0552	0,0364
Máximo	0,4265	0,9472	0,8943	1,2276	0,7855

Mínimo	-0,4315	-0,8747	-1,2549	-1,8863	-1,097
Desv. Estánd.	0,0798	0,1638	0,2599	0,3784	0,227
Duración (años)	1,939	3,670	6,325	9,931	5,707
Asimetría	-0,2116	-0,3186	-0,5095	-0,5127	-0,4927
Curtosis	6,0880	5,6404	4,9309	4,6008	4,7298
Prueba ARCH-LM*	7,187	3,021	3,720	4,204	5,531
	(0,000)	(0,001)	(0,000)	(0,000)	(0,000)

* La prueba ARCH-LM está realizada para 10 retardos. Entre paréntesis viene dado el p-valor

En las Tablas 1 y 2 podemos observar que la relación entre rentabilidad y riesgo (de interés) es consistente tanto en los BOEs como en los bonos privados. El mayor el rendimiento promedio está asociado a aquellas carteras con mayor duración y/o desviación estándar; es decir con mayor riesgo de precio. Comparando las Tabla 1 y 2 observamos que en todos los casos la volatilidad de los índices AFI es mayor que la de los índices AIAF 2000 del mismo segmento temporal, tanto si analizamos su duración como si comparamos la desviación estándar de la rentabilidad. Así, a pesar de que el rendimiento de los índices AIAF 2000 debe incorporar una prima de riesgo de crédito, excepto en los índices asociados a vencimientos “5 años” (la zona 5 años de AFI y el “índice medio” de AIAF 2000), el rendimiento promedio de los índices AIAF 2000 es menor. Por tanto, parece ser que la prima por riesgo de precio de los índices AFI supera en casi todos los segmentos temporales a la prima por riesgo de crédito de los índices AIAF 2000. Esta circunstancia no nos sorprende, ya que tal como se ha comentado, el riesgo de crédito de los valores que forman parte de los índices AIAF 2000 es relativamente reducido.

En el siguiente epígrafe analizamos, en primer lugar, si existe estacionalidad mensual en los mercados españoles de deuda pública y deuda corporativa, poniendo especial atención al “efecto enero”. No obstante, ya comentamos que, en numerosas ocasiones, realmente se producen rentabilidades anormales sólo en las semanas situadas alrededor del cambio de año; es decir, tal vez sea más preciso hablar de “efecto cambio de año” que de “efecto enero”. Así, también llevaremos a cabo un análisis comparativo del comportamiento de los rendimientos la primera semana de enero y la última semana de diciembre respecto a los registrados el resto del año. En todos los casos realizamos un análisis paramétrico basado en los modelos de regresión con variables explicativas dummy que se utilizan habitualmente en este tipo de trabajos.

4. RESULTADOS EMPÍRICOS

4.1. Análisis del “efecto enero”

Empezamos nuestro análisis buscando indicios de la existencia de estacionalidad mensual y, especialmente, de efecto enero. Así, en las Tablas 3 y 4 determinamos la media de los rendimientos diarios de los índices por meses. Se observa que, a excepción del índice AFI con vencimiento 30 años, en el que enero es, efectivamente, el mes más rentable, éste nunca es el mes con mayor rendimiento, de tal forma que septiembre y, sorprendentemente, diciembre, suelen ser más rentables. De hecho, diciembre suele ser el mes en el que se registran rendimientos más elevados. Por otra parte, en los índices con menor riesgo de precio, febrero, mayo o junio también pueden presentar mayores rentabilidades que enero.

Tabla 3. Promedio en cada mes durante 2000-2005 de los rendimientos diarios logarítmicos de los índices AFI.

	Enero	Febrero	Marzo	Abril	Mayo	Junio	Julio	Agosto	Sept.	Octubre	Nov.	Dic.
Zona-3	0,0179	0,0242	0,015	0,0078	0,0166	0,0255	0,013	0,0226	0,0354	0,0111	0,0119	0,026
Zona-5	0,0233	0,0321	0,0172	0,0059	0,0241	0,0324	0,0152	0,0296	0,0491	0,0033	0,0168	0,0375
Zona-10	0,0429	0,0314	0,0261	0,0015	0,0336	0,0352	0,0243	0,0382	0,0552	0,002	0,0238	0,0477
Zona-15	0,0552	0,0318	0,0291	-0,0016	0,045	0,0404	0,0257	0,0534	0,0536	0,0038	0,0336	0,0573
Zona-30	0,0866	0,0168	0,0284	-0,0035	0,0622	0,0531	0,0387	0,0751	0,0284	0,0105	0,055	0,0861
Global	0,0403	0,029	0,0215	0,0014	0,0324	0,0334	0,0207	0,0374	0,0458	0,0071	0,0234	0,0441

Nota: Los resultados vienen dados en tanto por cien

Tabla 4. Promedio en cada mes durante 2000-2005 de los rendimientos diarios logarítmicos de los índices AIAF 2000

	Enero	Febrero	Marzo	Abril	Mayo	Junio	Julio	Agosto	Sept.	Octubre	Nov.	Dic.
Corto	0,0211	0,0221	0,0155	0,0086	0,0193	0,0203	0,0173	0,0219	0,0244	0,0143	0,0127	0,0278
Medio	0,0258	0,0302	0,0202	0,0074	0,0275	0,0273	0,0207	0,0273	0,0354	0,0134	0,0153	0,0467
Largo	0,0382	0,0336	0,0156	0,0088	0,0389	0,0331	0,0182	0,0356	0,0418	0,0096	0,0256	0,0492
Extra-largo	0,0579	0,035	0,0106	0,0051	0,0583	0,0393	0,0215	0,055	0,0418	0,0019	0,0402	0,0579
Global	0,036	0,0314	0,016	0,0081	0,0364	0,031	0,0192	0,0352	0,0386	0,0097	0,0244	0,0477

Nota: Los resultados vienen dados en tanto por cien

Realizamos un análisis más profundo de la existencia de estacionalidad mensual con el ajuste del siguiente modelo regresión con variables explicativas dicotómicas:

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

Así, R_t es el rendimiento del índice analizado en la observación t , mientras que T es el tamaño muestral. Por otra parte, $D_{i,t}$ $t=2,3,\dots,12$ son variables dummy asociadas a los meses del año, de tal forma que $i=2$ corresponde a febrero, $i=3$ a marzo, etc. Éstas toman 1 si la observación t es de dicho mes y 0 en caso contrario. El coeficiente α cuantifica el rendimiento promedio el mes de enero y $\alpha_2, \alpha_3, \dots$, pueden interpretarse, respectivamente, como exceso de rendimiento respecto a enero de febrero, marzo, etc. Finalmente, ε_t es el término de error. Dado que ε_t puede presentar problemas de autocorrelación y heterocedasticidad, ya que tomamos datos de frecuencia diaria y las series de rendimientos, tal como evidencian los resultados del test ARCH-LM expuestos en las Tablas 1 y 2, son heterocedásticas, modelizamos el término de error como un 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.

Los resultados del ajuste de [1] vienen dados en las Tablas 5 y 6, donde se observa que excepto en el “índice medio” de AIAF 2000, en el que el coeficiente positivo de diciembre es significativo; y en el “índice corto” de AIAF 2000 y el índice AFI a 30 años, para los que los coeficientes de abril y octubre, respectivamente, son significativamente negativos, los p-valores indican que no puede rechazarse la hipótesis de que los excesos de rendimientos (positivos o negativos) respecto a enero sean nulos, por lo que, en general, tampoco podemos rechazar la hipótesis de que los rendimientos en

todos los meses sean homogéneos. Así, no parecen existir indicios robustos de estacionalidad mensual, ni en los BOEs ni en los instrumentos de deuda corporativos; y en cualquier caso, no es posible sostener la existencia de “efecto enero”.

Tabla 5. Resultados del ajuste de la ecuación [1] 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}
Zona-3	0,0171 (0,050)	0,0073 (0,574)	-0,0012 (0,914)	-0,0101 (0,442)	-0,0021 (0,866)	0,0098 (0,388)	-0,0037 (0,771)	0,0036 (0,753)	0,0177 (0,150)	-0,0071 (0,592)	-0,0055 (0,672)	0,0112 (0,389)
Zona-5	0,0189 (0,198)	0,0125 (0,555)	0,0015 (0,936)	-0,0139 (0,527)	0,0035 (0,868)	0,0190 (0,334)	-0,0043 (0,845)	0,0069 (0,729)	0,0318 (0,104)	-0,0186 (0,384)	-0,0037 (0,862)	0,0223 (0,306)
Zona-10	0,0399 (0,086)	-0,0093 (0,779)	-0,0114 (0,707)	-0,0441 (0,202)	-0,0096 (0,755)	0,0034 (0,915)	-0,0167 (0,619)	-0,0091 (0,772)	0,0177 (0,572)	-0,0452 (0,161)	-0,0172 (0,598)	0,0123 (0,713)
Zona-15	0,0537 (0,088)	-0,0232 (0,588)	-0,0225 (0,578)	-0,0585 (0,197)	-0,0164 (0,681)	-0,0043 (0,918)	-0,0286 (0,523)	-0,0133 (0,751)	-0,0027 (0,947)	-0,0605 (0,147)	-0,0195 (0,649)	0,0084 (0,847)
Zona-30	0,0784 (0,082)	-0,0668 (0,282)	-0,0531 (0,367)	-0,0831 (0,209)	-0,0377 (0,503)	-0,0153 (0,804)	-0,0429 (0,509)	-0,0139 (0,823)	-0,0618 (0,294)	-0,1158 (0,037)	-0,0003 (0,996)	0,0159 (0,799)
Global	0,0362 (0,080)	-0,0089 (0,760)	-0,0124 (0,639)	-0,0379 (0,218)	-0,0072 (0,789)	0,0046 (0,869)	-0,0162 (0,587)	-0,0063 (0,824)	0,0104 (0,708)	-0,0363 (0,197)	-0,0118 (0,681)	0,0142 (0,633)

Nota: Los p-valores de los coeficientes vienen dados entre paréntesis.

Tabla 6. Resultados del ajuste de la ecuación [1] en los índices AIAF 2000.

	α	α_2	α_3	α_4	α_5	α_6	α_7	α_8	α_9	α_{10}	α_{11}	α_{12}
Corto	0,0203 (0,000)	0,0025 (0,594)	-0,0037 (0,439)	-0,0124 (0,007)	-0,0013 (0,803)	-0,0003 (0,956)	-0,0030 (0,540)	0,0012 (0,809)	0,0037 (0,432)	-0,0060 (0,243)	-0,0076 (0,135)	0,0089 (0,102)
Medio	0,0159 (0,095)	0,0169 (0,182)	0,0069 (0,582)	-0,0126 (0,320)	0,0111 (0,369)	0,0102 (0,402)	0,0032 (0,799)	0,0085 (0,506)	0,0183 (0,142)	-0,0039 (0,754)	-0,0011 (0,929)	0,0401 (0,003)
Largo	0,0403 (0,133)	-0,0151 (0,678)	-0,0193 (0,563)	-0,0167 (0,594)	-0,0223 (0,487)	-0,0101 (0,759)	-0,0059 (0,861)	-0,0037 (0,910)	-0,0056 (0,867)	-0,0227 (0,490)	-0,0032 (0,922)	0,0221 (0,508)
Extralargo	0,0542 (0,102)	-0,0192 (0,666)	-0,0576 (0,173)	-0,0577 (0,183)	-0,0157 (0,694)	-0,0160 (0,707)	-0,0401 (0,371)	-0,0040 (0,925)	-0,0132 (0,762)	-0,0583 (0,192)	-0,0167 (0,703)	0,0228 (0,603)
Global	0,0364 (0,070)	-0,0068 (0,806)	-0,0241 (0,347)	-0,0327 (0,221)	-0,0034 (0,890)	-0,0063 (0,809)	-0,0216 (0,421)	-0,0019 (0,944)	0,0034 (0,899)	-0,0313 (0,236)	-0,0130 (0,623)	0,0309 (0,257)

Nota: Los p-valores de los coeficientes vienen dados entre paréntesis.

4.2. Análisis del “efecto cambio de año”

Con el fin de detectar si existe un efecto “cambio de año” analizamos 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. Los resultados obtenidos en las Tablas 7 y 8, donde se calculan los rendimientos medios en diversos subperiodos en los que hemos dividido la muestra apuntan, en todos los índices, hacia la 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 los últimos 5 días de diciembre registran rendimientos por debajo de la media anual. Asimismo, tanto en los índices AIAF 2000 como en los índices AFI estas diferencias en los rendimientos se amplifican en aquéllos índices en los que el riesgo de precio es mayor. También podemos observar que en todas las carteras evaluadas, el rendimiento promedio de enero (diciembre), si no incluimos sus 5 primeros (últimos) días hábiles, es bastante más reducido (elevado) que el rendimiento registrado durante dichos 5 primeros (últimos) días hábiles. De

hecho, si excluimos los 5 primeros días hábiles de enero, éste se manifiesta como un mes menos rentable que el global del periodo 2000-2005; mientras que si hacemos lo propio con los últimos 5 días de diciembre, éste se manifiesta como un mes más rentable que todo el periodo analizado.

Tabla 7. Promedio en diversos subperiodos de los rendimientos diarios logarítmicos de los índices AFI durante 2000-2005. Los valores vienen dados como porcentaje.

	Primeros 5 días del año	Últimos 5 días del año	Periodo 2000-2005*	Enero**	Diciembre***
Zona-3	0,0705	0,0033	0,0181	0,0011	0,0345
Zona-5	0,0983	-0,0047	0,0228	-0,0006	0,0533
Zona-10	0,1461	-0,0368	0,0291	0,0099	0,0794
Zona-15	0,1758	-0,0529	0,0345	0,0167	0,0986
Zona-30	0,2121	-0,0653	0,0434	0,0465	0,1428
Global	0,1337	-0,029	0,027	0,0105	0,0715

* No incluye los rendimientos de los 5 primeros y 5 últimos días hábiles del año. ** No incluye los rendimientos de los 5 primeros días hábiles del año. *** No incluye los rendimientos de los 5 últimos días hábiles del año.

Tabla 8. Promedio en diversos subperiodos de los rendimientos diarios logarítmicos de los índices AIAF 2000 durante 2000-2005. Los valores vienen dados como porcentaje.

	Primeros 5 Días del año	Últimos 5 días del año	Periodo 2000-2005*	Enero**	Diciembre***
Corto	0,0525	0,0086	0,0181	0,0111	0,035
Medio	0,0999	0,0047	0,0231	0,0088	0,0799
Largo	0,1303	-0,0332	0,0275	0,0021	0,0624
Extralargo	0,1634	-0,0724	0,0341	0,0242	0,1066
Global	0,1188	-0,0245	0,0264	0,0096	0,0747

* No incluye los rendimientos de los 5 primeros y 5 últimos días hábiles del año. ** No incluye los rendimientos de los 5 primeros días hábiles del año. *** No incluye los rendimientos de los 5 últimos días hábiles del año.

Para realizar un análisis más profundo del “efecto cambio de año” ajustamos el siguiente modelo de regresión:

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

En [2], $D_{5P,t}$ 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 cuantifica 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 los excesos de rendimiento de la primera semana de enero y de la última de diciembre, respectivamente. Finalmente, el término de error (ε_t), por las razones ya comentadas, vuelve a modelizarse como un GARCH (1,1).

Tabla 9. Resultados del ajuste de la ecuación [2] en los índices AFI

Coefficiente	Zona-3	Zona-5	Zona-10	Zona-15	Zona-30	Global
α	0,0181 (0,0000)	0,0233 (0,0000)	0,0287 (0,0000)	0,0326 (0,0001)	0,0357 (0,0000)	0,0267 (0,0000)
α_{5P}	0,0475 (0,0003)	0,0570 (0,0160)	0,1027 (0,0189)	0,1291 (0,0275)	0,1464 (0,0296)	0,0894 (0,0175)
α_{5U}	-0,0144 (0,4580)	-0,0265 (0,3960)	-0,0676 (0,1355)	-0,0799 (0,1058)	-0,0918 (0,0356)	-0,0565 (0,1389)

Nota: Los p-valores de los coeficientes vienen dados entre paréntesis.

Tabla 10. Resultados del ajuste de la ecuación [2] en los índices AIAF 2000

Coefficiente	Corto	Medio	Largo	Extra largo	Global
α	0,0185 (0,0000)	0,0236 (0,0000)	0,0273 (0,0000)	0,0286 (0,0000)	0,0265 (0,0000)
α_{5P}	0,0377 (0,0021)	0,0525 (0,0022)	0,0958 (0,0071)	0,1155 (0,0144)	0,0882 (0,0178)
α_{5U}	-0,0053 (0,7421)	-0,0206 (0,2908)	-0,0666 (0,0209)	-0,1065 (0,0048)	-0,0576 (0,1158)

Nota: Los p-valores de los coeficientes vienen dados entre paréntesis.

Los resultados obtenidos con el modelo de regresión [2] vienen dados en las Tablas 9 y 10. Éstos permiten reafirmar y matizar las apreciaciones realizadas sobre las Tablas 7 y 8. Se puede comprobar que en todos los índices se observa un “efecto cambio de año” donde siempre es significativo, según los niveles habituales, el coeficiente que cuantifica el exceso de rentabilidad de los 5 primeros días del año. Asimismo, el valor de dicho coeficiente aumenta con la duración de la cartera analizada. En cambio, tanto en los instrumentos de deuda pública como en los de deuda privada, la infrarentabilidad de la última semana de diciembre sólo es estadísticamente significativa en el índice AFI con vencimiento 30 años y en los índices “largo” y “extralargo” de AIAF 2000. También debemos remarcar que el valor absoluto del coeficiente α_{5U} aumenta a medida que el vencimiento de la cartera analizada es mayor.

Así, los resultados obtenidos permiten apuntar hacia 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. No obstante, sólo tienen clara significación estadística en todos los índices los excesos de rendimiento de enero, lo que es bastante común en la literatura. Asimismo, estas pautas se agudizan en las carteras con mayor el riesgo de precio.

También debemos tener en cuenta que, tal vez, los rendimientos anormales encontrados en la primera semana de enero y en la última de diciembre puedan imputarse a la existencia de algún efecto de estacionalidad semanal, documentado en los mercados de acciones de Estados Unidos por Ariel (1987) y en los de renta fija por Park y Reinganum (1986) y Jordan y Jordan (1991). Concretamente Ariel (1987) observa que las acciones son más rentables las dos primeras semanas del mes que el resto del mes; mientras que Jordan y Jordan (1991) observa en el índice Dow Jones Composite rendimientos anormalmente elevados (bajos) la segunda (última) semana de cada mes. Por otra parte, Park y Reinganum (1986) observan que las emisiones a corto plazo de letras del tesoro estadounidense presentan una TIR anormalmente elevada (baja) cuando su vencimiento se produce la última (primera) semana del mes, si bien este fenómeno se agudiza en el cambio de año. Entendemos por tanto necesario, realizar un análisis comparativo de los rendimientos de las primeras y últimas semanas de cada mes, con el fin de precisar si el “efecto cambio de año” observado puede deberse a otro fenómeno

estacional del tipo “efecto semana del mes” o “efecto cambio de mes”. En las Tablas 11, 12, 13 y 14 ofrecemos el promedio de los rendimientos registrados exclusivamente los primeros y últimos 5 días de cada mes en los índices que analizamos. Las Tablas 11 y 13 muestran que tanto en instrumentos de deuda pública como en los de deuda corporativa, la primera semana de enero de enero es siempre la más rentable, lo que refuerza las evidencias de que el exceso de rentabilidad de su primera semana puede ser imputable, al menos en parte, a un “efecto cambio de año”. En cambio, el análisis comparado del rendimiento las últimas semanas de cada mes (Tablas 12 y 14) nos lleva a observar que son las de diciembre y enero, dependiendo del índice, las que presentan un rendimiento inferior. En carteras de vencimiento más “corto” (los índices AFI a 3 y 5 años y todos los índices AIAF 2000 excepto el “extralargo”), enero es el mes cuya última semana es la menos rentable, mientras que en el resto de carteras, la última semana de mes que registra un rendimiento inferior es la de diciembre. Por tanto, entendemos que la hipótesis de que el “efecto cambio de año” debe provocar unos rendimientos en la última semana de diciembre anormalmente bajos queda bastante diluida.

Tabla 11. Promedio en 2000-2005 de los rendimientos diarios logarítmicos de la primera semana de cada mes de los índices AFI

	Enero	Febrero	Marzo	Abril	Mayo	Junio	Julio	Agosto	Sept.	Octubre	Nov.	Dic.
Zona-3	0,0705	0,0378	0,0201	0,0104	0,0089	0,0592	0,0036	0,0369	0,025	0,0035	0,01	0,0237
Zona-5	0,0983	0,0535	0,0256	-0,0017	0,0112	0,0892	-0,0118	0,0547	0,0264	-0,0155	0,0038	0,0426
Zona-10	0,1461	0,0798	0,0464	-0,0182	0,0211	0,091	-0,0186	0,0708	0,0264	-0,0267	-0,0103	0,0578
Zona-15	0,1758	0,1073	0,0525	-0,0353	0,0249	0,0974	-0,0456	0,1082	0,0187	-0,0305	-0,0045	0,0726
Zona-30	0,2121	0,1815	0,079	-0,0562	0,0413	0,1132	-0,0636	0,1247	-0,0156	-0,0244	0,0279	0,0824
Global	0,1337	0,078	0,0431	-0,0185	0,022	0,0842	-0,0202	0,0701	0,0231	-0,0155	0,0033	0,0475

Nota: Los resultados vienen dados en tanto por cien

Tabla 12. Promedio en 2000-2005 de los rendimientos diarios logarítmicos de la última semana de cada mes de los índices AFI

	Enero	Febrero	Marzo	Abril	Mayo	Junio	Julio	Agosto	Sept.	Octubre	Nov.	Dic.
Zona-3	-0,0118	0,0335	0,0294	0,0057	0,0164	0,0186	0,0136	0,0503	0,0097	0,0246	0,0158	0,0033
Zona-5	-0,0195	0,0411	0,0397	0,0066	0,0251	0,0073	0,0187	0,0723	0,0255	0,0233	0,0237	-0,0047
Zona-10	-0,0175	0,0273	0,046	0,0166	0,0339	-0,0004	0,0363	0,0771	0,0402	0,0218	0,0335	-0,0368
Zona-15	-0,0122	0,0157	0,0452	0,0255	0,0238	-0,0115	0,034	0,0864	0,0459	0,0343	0,0512	-0,0529
Zona-30	0,0309	-0,0313	0,0072	0,0565	-0,0074	-0,0332	0,0538	0,1014	0,0784	0,0369	0,0807	-0,0653
Global	-0,0135	0,0255	0,0372	0,0161	0,0207	-0,0052	0,0261	0,0728	0,0411	0,0319	0,0346	-0,029

Nota: Los resultados vienen dados en tanto por cien

Tabla 13. Promedio en 2000-2005 de los rendimientos diarios logarítmicos de la primera semana de cada mes de los índices AIAF 2000

	Enero	Febrero	Marzo	Abril	Mayo	Junio	Julio	Agosto	Sept.	Octubre	Nov.	Dic.
Corto	0,0525	0,0294	0,008	0,0082	0,0186	0,0463	0,0199	0,0292	0,012	0,0113	0,0113	0,0169
Medio	0,0999	0,0358	0,0139	0,0058	0,0291	0,0804	0,0277	0,0256	0,0141	0,0066	-0,0005	0,0391
Largo	0,1303	0,0549	0,0155	-0,004	0,0534	0,1132	0,0043	0,0324	0,0095	0,0044	-0,0079	0,0375
Xlargo	0,1634	0,1001	0,0123	-0,0262	0,0728	0,1339	-0,0172	0,0542	-0,0067	-0,0052	0,0036	0,0526
Global	0,1188	0,051	0,0138	-0,0019	0,0464	0,1014	0,0092	0,0332	0,0082	0,004	-0,0025	0,0372

Nota: Los resultados vienen dados en tanto por cien

Tabla 14. Promedio en 2000-2005 de los rendimientos diarios logarítmicos de la última semana de cada mes de los índices AIAF 2000

	Enero	Febrero	Marzo	Abril	Mayo	Junio	Julio	Agosto	Sept.	Octubre	Nov.	Dic.
Corto	-0,0007	0,0288	0,0221	-0,0002	0,0258	0,0108	0,0109	0,0346	0,0136	0,0187	0,0132	0,0086
Medio	-0,0214	0,0339	0,0442	-0,0151	0,0346	0,0052	0,0049	0,0509	0,0106	0,0266	0,0106	0,0047
Largo	-0,0389	0,0219	0,0387	-0,0066	0,0397	-0,0071	0,0092	0,0712	0,0158	0,0174	0,0311	-0,0332
Xlargo	-0,0303	0,0257	0,0181	-0,0001	0,0451	-0,0316	0,0006	0,08	0,037	0,0091	0,0409	-0,0724
Global	-0,0291	0,0266	0,0359	-0,0066	0,0361	-0,0062	0,0076	0,0651	0,0172	0,018	0,0267	-0,0245

Nota: Los resultados vienen dados en tanto por cien

El análisis descriptivo del anterior párrafo se complementa con el ajuste de los siguientes modelos de regresión:

$$R_t = \alpha + \alpha_{ENE}D_{ENE,t} + \varepsilon_t, \quad t=1,2,\dots,T \quad [3]$$

$$R_t = \alpha + \alpha_{DIC}D_{DIC,t} + \varepsilon_t, \quad t=1,2,\dots,T \quad [4]$$

En [3] y [4] únicamente utilizamos como observaciones, respectivamente, los rendimientos registrados en las primeras y últimas semanas de los meses del año. Así, $D_{ENE,t}$ ($D_{DIC,t}$) es una variable dummy que toma 1 si el rendimiento se registró en enero (diciembre) y 0 si no es así. El coeficiente α de la ecuación [3] (ecuación [4]) cuantifica el rendimiento medio de las primeras (últimas) semanas de todos los meses exceptuando las observaciones de enero (diciembre); ya que a su primera (última) semana se le debe sumar α_{ENE} (α_{DIC}). El término de error no es modelizado como un GARCH (1,1), ya que las muestras no son una series "continuas" de observaciones en el tiempo, sino que se truncan al final de la primera o última semana de cada mes. Dado que las series de rendimientos que analizamos son heterocedásticas, optamos por ajustar [3] y [4] con el método generalizado de momentos, donde la estimación de la matriz de varianzas y covarianzas de los coeficientes se realiza con la corrección propuesta por White (1980).

Tabla 15. Resultados del ajuste de las ecuaciones [3] y [4] en los índices AFI.

Coeficiente en [3]	Zona-3	Zona-5	Zona-10	Zona-15	Zona-30	Global
α	0,0213 (0,0018)	0,0243 (0,0296)	0,0272 (0,0859)	0,031 (0,1258)	0,0427 (0,1302)	0,0275 (0,0539)
α_{ENE}	0,0543 (0,0007)	0,0852 (0,0053)	0,1462 (0,0017)	0,1744 (0,0042)	0,1989 (0,016)	0,1246 (0,0017)
Coeficiente en [4]	Zona-3	Zona-5	Zona-10	Zona-15	Zona-30	Global
α	0,0188 (0,0007)	0,0241 (0,0083)	0,0286 (0,0253)	0,0309 (0,06)	0,033 (0,1942)	0,0261 (0,0267)
α_{DIC}	-0,0171 (0,262)	-0,0279 (0,2907)	-0,0632 (0,1403)	-0,0752 (0,1906)	-0,0753 (0,4389)	-0,0511 (0,2098)

Nota: Los p-valores de los coeficientes vienen dados entre paréntesis.

Tabla 16. Resultados del ajuste de las ecuaciones [3] y [4] en los índices AIAF 2000.

Coefficiente en [3]	Corto	Medio	Largo	Extra largo	Global
α	0,0192 (0,0001)	0,0247 (0,0086)	0,0268 (0,0524)	0,031 (0,1004)	0,026 (0,0318)
α_{ENE}	0,0406 (0,0033)	0,0985 (0,0003)	0,1532 (0,0002)	0,2067 (0,0022)	0,1323 (0,0001)
Coefficiente en [4]	Corto	Medio	Largo	Extra largo	Global
α	0,0161 (0,000)	0,0166 (0,0278)	0,0172 (0,1324)	0,0173 (0,2954)	0,0171 (0,0925)
α_{DIC}	-0,0079 (0,4359)	-0,0095 (0,7385)	-0,04 (0,3603)	-0,0728 (0,2704)	-0,0332 (0,3869)

Nota: Los p-valores de los coeficientes vienen dados entre paréntesis.

Los resultados obtenidos con el ajuste de [3] y [4], vienen dados en las Tablas 15 y 16, en las que puede observarse que, nuevamente, éstos son similares en todos los índices. El ajuste de [3] sugiere que la primera semana de enero presenta una rentabilidad superior a la del resto de meses y que este exceso de rendimiento se hace más acusado en carteras con mayor riesgo de precio. Asimismo, siempre se rechaza con niveles de significación inferiores al 1% que dicho exceso de rendimiento sea nulo. Por tanto, no podemos sostener que el sobrerrendimiento de la primera semana de enero sea debida exclusivamente a una hipotética existencia de estacionalidad semanal o un “efecto cambio de mes”, sino que existen evidencias de que también está provocado por un “efecto cambio de año”. La “excepción” a esta regla es el índice AFI a 30 años, donde debe aceptarse que el sobrerrendimiento de la primera semana de enero es nulo para niveles de significación inferiores al 1,6%; lo cual, evidentemente, no invalida las apreciaciones efectuadas anteriormente. Los resultados obtenidos con el ajuste de [4] indican que la última semana de diciembre presenta una infrarentabilidad respecto a la última semana del resto de meses que también se hace más patente a medida que aumenta la duración del índice analizado. No obstante, los p-valores asociados a los coeficientes α_{DIC} indican que su valor no es significativo; por lo que no se rechaza que el comportamiento del rendimiento de los últimos 5 días de diciembre sea independiente de la posible existencia de un “efecto cambio de año”. No obstante, recordamos que en la mayor parte de índices analizados, el ajuste [2] nos llevó a la decisión de no rechazar que la última semana de diciembre fuera menos rentable que el resto del año.

5. CONCLUSIONES

Aunque el “efecto enero” y el “efecto cambio de año” no han sido tan estudiados en los mercados de renta fija como en los de acciones, existen varios trabajos en los que se apunta su existencia en los mercados estadounidenses bonos. En este trabajo hemos analizado su existencia en los mercados españoles de operaciones al contado con renta fija del estado y corporativa con calificación de “inversión”, y cuya maduración es a medio y largo plazo.

Los resultados obtenidos dependen muy débilmente del vencimiento promedio de los títulos que componen el índice analizado o de si evaluamos índices de deuda pública o privada: no existen prácticamente indicios de “efecto enero” ni tampoco de estacionalidad mensual en ninguno de los índices de renta fija analizados, pero sí que se detectan claros indicios de un “efecto cambio de año” consistente, esencialmente, en que la primera semana de enero presenta unos rendimientos anormalmente elevados.

La inexistencia de indicios de "efecto enero" es coincidente con los resultados obtenidos en numerosos trabajos centrados en el mercado estadounidense, que tampoco detectan esta anomalía en los bonos públicos o privados con elevada calificación crediticia. 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. Así, se detecta un exceso de rentabilidad la primera semana de enero que también es mayor en aquellos índices construidos con carteras de mayor duración. Este comportamiento anómalo es, además, estadísticamente significativo y puede ser imputado, entre otras posibles causas, a la existencia efectiva del "efecto cambio de año". También hemos detectado una infrarentabilidad la última semana de diciembre que, aunque también aumenta con el riesgo de precio del índice evaluado, no resulta estadísticamente significativa en la mayor parte de índices y si lo es, no puede rechazarse que sea independiente de la existencia del "efecto cambio de año".

6. BIBLIOGRAFÍA

- ABAD, D.; MARHUENDA, J.; NIETO, B. (2000): "Anomalías en el mercado español de capitales. Un nuevo enfoque: dominancia estocástica", *Moneda y Crédito* 211, 183-200.
- AL-KHAZALI, O. (2001): "Does the January effect exist in high-yield bond market?", *Review of Financial Economics*, 10, 71-80.
- AMUTIO, G. (1995) <<¿Puede el maquillaje de carteras explicar el efecto enero?>>, *Análisis Financiero*, 66, 20-34.
- ANDRÉS, J.; FERNÁNDEZ, A. (2005): "¿Existe estacionalidad diaria en el mercado de Bonos y Obligaciones del estado? Evidencia empírica en el período 1998-2003", *Análisis Financiero*, 98, 16-21.
- ARIEL, R.A. (1987): "A monthly effect in stock returns", *Journal of Financial Economics*, 18, 1, 161-174.
- ASOCIACIÓN DE INTERMEDIARIOS DE ACTIVOS FINANCIEROS (2000): "Metodología para la elaboración de un índice de deuda de los valores negociados en el mercado AIAF", *Mimeo*.
- ATHANASSACOS, G.; SAM-TIAN, Y., (1998): "Seasonality in Canadian Treasury bond returns: an institutional explanation", *Review of Financial Economics*, 7, 1, 65-86.
- 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* 11, 2, 246-277.
- BILDERSEE, J.; KAHN, N. (1987): "A preliminary test of the presence of window dressing: evidence from institutional stock trading", *Journal of Accounting, Auditing & Finance*, 2,3, 239-265.
- BRANCH, B. (1977): "A tax-loss selling trading rule", *Journal of Business*, 50, 2, 198-207.
- CHAN, K.C.; WU, H.K. (1993): "Bond market seasonality and business cycles", *International Review of Economics and Finance*, 2, 4, 377-386.
- CHAN, K.C.; WU, H.K. (1995): "Another look on bond market seasonality: a note", *Journal of Banking and Finance*, 19, 1047-1054.
- 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*, 17, 391-415.
- CHEN, C.R.; CHAN, A. (1997): "From T-Bills to stocks: seasonal anomalies revisited", *Journal of Business, Finance and Accounting* 24, 5, 573-592.
- CLAYTON, R.; DELOZIER, J.; EHRHARDT, M.C. (1989): "A note on January returns in the U.S. government bond market: The term effect", *Journal of Financial Services Research*, 2, 307-318.
- COOPER, R.; SHULMAN, J.M. (1994): "The year-end effect in junk bond prices", *Financial Analysts Journal*, 50, 5, September-October, 61-65.
- DE VASSAL, V. (1998): "Time and seasonal patterns in the fixed income markets", *Journal of Fixed Income*, 7, 4, 7-16.
- DEROSA-FARAG, S. (1996): *1995 High Yield Market Review*. New York Chase Securities, New York.
- DYL, E. (1977): "Capital Gains Taxation and the Year-End Stock Market Behavior". *Journal of Finance* 32, 165-175.
- FLANNERY, M. J.; PROTOPAPADAKIS, ARIS A. (1988): <<From T-Bills to Common Stocks: Investigating the Generality of Intra-Week Return Seasonality>>, *Journal of Finance*, 43, 2, 431-450.

- FRIDSON, M.S. (2000): "Semiannual seasonality in High-Yield bond returns", *Journal of Portfolio Management*, 26, 4, 102-111.
- GÓMEZ, J.; MARHUENDA, J. (1998): "Las anomalías del tamaño y enero en el mercado español de capitales", *Revista Española de Financiación y Contabilidad*, 97, 1033-1059.
- GULTEKIN, M.; GULTEKIN, N. (1983): "Stock market seasonality: International evidence", *Journal of Financial Economics*, 12,4 469-481.
- HANSEN, P.R. AND A. LUNDE, (2001): A forecast comparison of volatility models: Does anything beat GARCH(1,1)?, Working Paper 01-01, March, Brown University. SSRN WP Series.
- HAUGEN, R.; LAKONISHOK, J. (1988): *The incredible January effect*. Dow Jones Irwing, Illinois (USA).
- HERAS, A.; NAVE, J.M. (2004): "Análisis no paramétrico de la estacionalidad en los rendimientos de la Deuda Pública Española", *Revista de Economía Financiera*, 2, 65-79.
- JORDAN, S.D.; JORDAN, B.D. (1991): "Seasonality in daily bond returns", *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 26, 2, 269-285.
- KEIM, D.B.; STAMBAUGH, R.F. (1986): "Predicting returns in the stock and bond markets", *Journal of Financial Economics*, 17, 357-390.
- LAVIN, A. (2000): "An empirical investigation of the persistence of stock and bond return seasonality", *The Journal of Applied Business Research*, 16, 2, 65-80.
- LAKONISHOK, J.; SMIDT, S. (1988): "Are seasonal anomalies real? A ninety-year perspective. *Review of Financial Economics*, 1,4, 403-425.
- MA, C.K.; RAO, R.; WEINRAUB, H. (1988): "The seasonality in convertible bond markets: stock effect or bond effect?", *Journal of Financial Research*, 11, 4, 335-347.
- MAXWELL, W.F. (1998): "The January effect in the corporate bond market: a systematic examination", *Financial Management*, 27, 2, 18-30.
- PEIRÓ, A. (1993): "Movimientos estacionales en el mercado de acciones español", *Instituto valenciano de investigaciones económicas*, WP-EC 93-10.
- PARK, S-Y.; REINGANUM, M.R. (1986): "The puzzling price behaviour of treasury bills that mature at the turn of the calendar months", *Journal of Financial Economics*, 16, 267-283.
- POTERBA, J.M.; WEISBENNER, S.J. (2001): "Capital Gains tax rules, tax-loss trading and turn-of-the-year returns", *Journal of Finance*, 56, 1, 353-368.
- REINGANUM, M.R. (1983): "The anomalous stock market behaviour of small firms in January. Empirical tests for tax-loss selling effects", *Journal of Financial Economics*, 12,1, 89-104.
- ROZEFF, M.; KINNEY, W. (1976): "Capital market seasonality: the case of stock returns", *Journal of Financial Economics*, 3, 379-402.
- SCHENEWEIS, T.; WOOLRIDGE, J.R. (1979): "Capital market seasonality: the case of bond returns", *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 14, 4, 939-958.
- SEYHUN, N. (1993): "Can omitted risk factors explain the January effect? A Stochastic Dominance Approach" *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 28, 2, 195-215.
- SIAS, R.; STARKS, L. (1997): "Institutions and individuals at the turn-of-the-year", *Journal of Finance*, 52, 4, 353-368.
- SMIRLOCK, M. (1985): "Seasonality and bond market returns", *Journal of Portfolio Management*, 11, 3, 42-44.
- SMITH, K.L. (2002): "Government bond market seasonality, diversification and cointegration: international evidence", *Journal of Financial Research*, 25, 1, 203-221.
- THOMSON, J. (1989): "Errors in recorded security prices and the turn-of-the-year", *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 24, 4, 513-526.
- VIÑOLAS, P. (1995) <<Estacionalidad de la Bolsa Española: El 'Efecto Enero' y el Efecto 'Fin de Semana'>>, *Análisis Financiero*, 66, 8-17.
- WACHTEL, S. (1942): "Certain observations on seasonal movements in stock prices". *Journal of Business*, 15, 184-193.
- 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*, 36,3, 3-10.
- WILSON, J.W.; JONES, C.P. (1990): "In there a January effect in corporate bond and paper returns?", *Financial Review*, 25, 1, 55-79.
- WHITE, H. (1980): "A heterokedasticity consistent covariance matrix estimator and a direct test for heterokedasticity", *Econometrica* 48, 817-838.