

ESTACIONALIDAD DIARIA EN EL MERCADO ESPAÑOL DE DEUDA PÚBLICA DURANTE EL PERIODO 1994-2002

Jorge de Andrés Sánchez. Aurelio Fernández Bariviera.

Departamento de Gestión de Empresas. Universidad Rovira i Virgili.

RESUMEN

La estacionalidad en los mercados financieros ha sido un hecho ampliamente estudiado y documentado por la literatura. No obstante, los estudios se han centrado, esencialmente, en los mercados de acciones, olvidándose en gran medida en los mercados de renta fija. En este sentido, en este trabajo se explora si existe algún indicio de efecto día de la semana en el mercado español de deuda pública anotada. Ello nos permitirá, tangencialmente, sopesar si los rendimientos en los mercados de renta fija se producen efectivamente durante los días en que existe mercado (hipótesis de días de mercado), o, durante todos los días del año (hipótesis de días de mercado), que sería a priori lo más razonable.

Palabras Clave: Bonos y Obligaciones del Estado, índices de renta fija, estacionalidad diaria, efecto fin de semana, hipótesis sobre la generación de rendimientos

1. INTRODUCCIÓN

El estudio de la existencia de estacionalidad en los mercados financieros, que se plasma en anomalías de calendario como el "efecto fin de semana", "efecto enero", etc., se ha convertido en uno de los temas clásicos de la literatura financiera. No obstante, la mayor parte de esfuerzos se han concentrado en contrastar la existencia de dichos efectos en los mercados de acciones, prestándose una atención mucho menor a los mercados de renta fija. En este sentido, Alexander y Ferri (2000) documentan la existencia de indicios de estacionalidad diaria en los bonos de alta rentabilidad del Nasdaq, mientras que Jordan y Jordan (1991) no encuentran evidencias de existencia de estacionalidad diaria, pero sí de efecto enero, en los bonos que componen el índice Dow Jones Composite¹ de bonos corporativos. Por otra parte, Cooper y Shulman (1994) encuentran evidencias de la existencia de efecto enero en los bonos de alto rendimiento, mientras que Maxwell (1998) reafirma los resultados de Jordan y Jordan, respecto a la existencia de efecto enero en el mercado de bonos corporativos con un rating medio-alto.

¹ Este índice se compone de títulos de emisores cuyo rating suele ser A o en el peor de los casos, alguna B elevada.

En este trabajo, analizamos si existen evidencias de estacionalidad diaria en el mercado español de deuda pública anotada (MDPA). También analizaremos si en el MDPA, el rendimiento se genera según días de calendario –tal como debería producirse según posturas como la de Fama (1965) y, en consecuencia, los rendimientos realizados los lunes son tres veces más grandes que los realizados el resto de días de la semana; o bien, si éste se genera en los días de negociación, lo cual sería congruente con posturas como las de Clark (1984). Así, en España, Bachiller (1992) contrasta que las rentabilidades de las acciones en España, si son consistentes con alguna hipótesis, lo son con la de los días de mercado. No obstante, incluso bajo esta última hipótesis, observa claros indicios de la existencia de estacionalidad diaria en la bolsa de Madrid.

Por otra parte, es ampliamente conocido que los instrumentos de renta fija no son en sí “renta fija”, sino que su precio, y por tanto, su rendimiento, está sujeto a las variaciones aleatorias de los tipos de interés, siendo más sensibles al desplazamiento de la estructura temporal de los tipos de interés los títulos con mayor vencimiento, y por tanto, con mayor duración. Así, si denominamos como P_t al precio de un bono en el diferimiento t , éste se desglosa como:

$$P_t = P_t^{ex} + CC_t$$

donde P_t^{ex} es el precio ex-cupón y CC_t el cupón corrido. Así, el rendimiento que se obtiene en $t+1$, medido como tanto efectivo de interés, será una variable aleatoria \tilde{R}_{t+1} cuya incertidumbre viene dada por la del precio ex-cupón en $t+1$, que dependerá del perfil que tome la ETTI en dicho vencimiento. Así:

$$\tilde{R}_{t+1} = \frac{\tilde{P}_{t+1}^{ex} + CC_{t+1} - P_t}{P_t}$$

Bajo estas premisas, queda claro que, hay una parte de rendimiento que se genera explícitamente según los días de calendario (el cupón corrido), lo cual, por otra parte, no ocurre con las acciones. Ello, nos podría llevar a concluir que los rendimientos deben generarse según días de calendario. En este sentido se manifiestan Ezquiaga y Knop (1994, p. 29), al proponer que en el cálculo del rendimiento de diario de bs índices AFI de deuda pública se tengan en cuenta los días efectivos que transcurren entre las dos sesiones implicadas.

Para dar cumplimiento a nuestros objetivos, hemos estructurado el trabajo de la siguiente forma. En el epígrafe siguiente realizamos una revisión crítica de la literatura sobre estacionalidad diaria, con el fin de exponer las razones que se han ido proponiendo como causantes esta anomalía. Posteriormente presentamos la base de datos

y la metodología utilizada en nuestro análisis para, finalmente, exponer los resultados obtenidos y las conclusiones que entendemos que son más relevantes.

2. REVISIÓN DE LA LITERATURA SOBRE ESTACIONALIDAD DIARIA

Ya en 1934 Fields se había ocupado del estudio movimientos estacionales en el mercado de valores de Nueva York. Pero no fue hasta la década de 1980, cuando con los trabajos de French (1980) y Gibbons y Hess (1981), en que la investigación sobre esta cuestión tomó un gran impulso. A su vez, Rogalski (1984) separa los rendimientos en período de operaciones (cierre de un día contra su apertura) y período de no operaciones (apertura contra cierre anterior). Así, encuentra que el rendimiento negativo tanto para el índice *SP500* como para el *NYSE Composite Index* ocurre durante el período de no operaciones que va desde el cierre del viernes a la apertura del lunes, que es lo que considera *efecto fin de semana*. El test *F* de igualdad de rendimientos diarios (cierre contra cierre) es rechazado a un nivel del 5%. Empero, la igualdad de retornos durante el tiempo de operaciones no puede ser rechazada para ambos índices al 5% de confianza. Estos resultados son coherentes con explicación de French (1980).

Un estudio posterior de Harris (1986) observa que el momento en que se produce la caída del rendimiento depende del tamaño de la empresa. Así para empresas de gran capitalización la mayor parte del rendimiento negativo se produce entre el cierre del viernes y la apertura del lunes. En cambio, en empresas de menor capitalización la infrarentabilidad se produce entre el cierre del viernes y el cierre del lunes. Según Damodaran (1989), la diferencia de efecto entre empresas de alta y baja capitalización se da parcialmente por respuestas lentas del mercado a los anuncios de malas noticias realizadas al fin de las operaciones del viernes por empresas pequeñas. Por tanto, estos dos autores vinculan el efecto fin de semana y lunes al ya conocido efecto tamaño.

En este sentido, Chang *et. al.* (1983) muestran que, después de ajustar los rendimientos por tamaño de muestra y error de registro, el efecto se vuelve poco significativo para los Estados Unidos. No obstante, y tras realizar dichos ajustes, el efecto permanece significativo para siete países europeos (Francia, Italia, Holanda, España, Suecia, Suiza y el Reino Unido) y para Canadá y Hong Kong. El hecho de que los países europeos presenten tanta diferencia con los Estados Unidos es remarcable, y las razones podrían encontrarse en la forma de liquidación en cada mercado. También debemos destacar que el efecto no es uniforme a lo largo de todo el calendario. De acuerdo a algunos de los estudios empíricos realizados (Wang *et. al.*), el efecto fin de semana es

usualmente estadísticamente significativo para no más de dos semanas al mes. Por otra parte, Jaffe *et al.* (1989) observan que los rendimientos de los lunes son significativamente menores cuando el mercado ha caído la semana previa que cuando ha subido.

A lo largo del tiempo se han sucedido un cúmulo de explicaciones. que las podemos clasificar de la siguiente manera:

a) Demoras en la casación de operaciones y en la compensación de cheques. Lakonishok y Levi (1982) tratan de dar una explicación parcial a este efecto amparándose en las demoras que hay en la liquidación y compensación de cheques. Luego, explican el efecto lunes como un trasvase del exceso de rendimiento del viernes. Así, explican que desde 1968 en los Estados Unidos la liquidación de compra/venta de acciones ocurre cinco días hábiles después de la operación y además que la compensación de cheques (*clearing*) de acuerdo al sistema de la Reserva Federal de Estados Unidos toma un día hábil adicional. Así, para una operación realizada en cualquier día (excepto viernes) de una semana sin festivos, el pago se realiza realment ocho días después: cinco para liquidar la operación, dos de fin de semana y uno de liquidación del cheque. Empero, si la operación se realiza un viernes, tenemos un primer fin de semana, luego cinco días para liquidar la operación, un segundo fin de semana y finalmente un día adicional para cancelar el cheque. De este modo el pago se realiza diez días después. Por tanto, el operador que vende en día viernes, debe esperar dos días adicionales que aquel que vende en cualquier otro día de la semana. Entonces, es esperable que los operadores exijan un rendimiento mayor cuando venden en día viernes, para compensar esos dos días adicionales de financiación.

En esta línea Keim y Stambaugh (1984) analizan el índice Standard & Poor's Composite durante el período 1928-1982. Dividen a este período en dos subperíodos: antes y después de 1952, dado que en el primer período la Bolsa de Nueva York estaba normalmente abierta los días sábados (usualmente desde las 10 a 12 horas). Se observa que los rendimientos de los viernes que son seguidos por un sábado con operaciones, son menores. Además los sábados con operaciones tienden a tener un rendimiento mayor que otros días de la semana. Esto implica que el último día de la semana (ya sea éste viernes o sábado) tiende a tener un rendimiento mayor. Es llamativo que el rendimiento negativo del lunes es más pronunciado en el período 1928-1952 que en el período 1953-1982. Esta tendencia negativa es significativa estadísticamente y consistente a lo largo del tiempo: es también negativo a lo largo de los 11 subperíodos de 5 años cada uno en los cuales se ha subdividido el período

de estudio. Los autores rechazan la hipótesis de igual rendimiento a lo largo de la semana a todo nivel de significatividad razonable para todo el período si lo dividimos en dos subperíodos. Asimismo, la hipótesis es rechazada al nivel de 5% de significatividad en nueve de los once subperíodos de cinco años. El estudio avanza también en separar los rendimientos según la capitalización de las empresas. Es así que construyen los deciles de capitalización desde el año 1963 al año 1979 y concluyen que, si bien en todos los deciles se verifica el efecto fin de semana, éste es más pronunciado cuanto más pequeña es la empresa. No obstante dejan abierta la razón. Sugieren que podría deberse a un sesgo hacia el alza en los cierres del viernes, que es revertido el lunes, pero los tests formales no han podido probarlo.

En contra de esta hipótesis, Wang *et. al.* (1997), desglosan el efecto lunes según la semana del mes en que ocurre. Así han documentan que el llamado efecto lunes se produce esencialmente en los lunes de las últimas dos semanas del mes. Entonces, parecen poco consistentes las explicaciones basadas en los tiempos de registro (dado que de otro modo deberían ser constantes en el tiempo).

b) Actitud de inversores particulares e institucionales. Una hipótesis que parece tener bastante aceptación (Ritter (1988), Harris y Gurel (1986)) es aquella que basa estos rendimientos excepcionales en el comportamiento de determinados clientes, quienes prefieren comprar (o al menos evitar vender) en el día previo al festivo. Así, Sias y Starks (1995) contribuyen a esta hipótesis afirmando que las anomalías son más pronunciadas en acciones en las cuales los inversores institucionales tienen un rol más importante.

Lakonishok y Maberly (1990) explican parte del efecto por medio de patrones de comportamiento de inversores individuales e institucionales. De acuerdo a su estudio las personas físicas tienden a operar más los días lunes, especialmente a realizar operaciones de venta. Ritter (1988) también propuso una explicación en el mismo sentido. Una de las razones por la que los inversores individuales suelen ser más activos los lunes, es que durante el fin de semana tienen más tiempo para dedicarse a decisiones financieras, tal como indica Osborne (1962). Contrariamente, el lunes es el día de planeamiento estratégico de los inversores institucionales, por lo que tienden a negociar menos.

Una razón adicional por la que los individuos tienen una propensión mayor a vender que a comprar al inicio de la semana para de tener tiempo suficiente para yuxtaponer el líquido obtenido con las ventas con las próximas

compras dentro de la semana, ya que la reinversión no se produce en el mismo día. Así, Lakonishok y Maberly (1990), a través de una encuesta, constatan que de los individuos que no retiraban fondos de sus cuentas, solo el 17% de ellos reinvertían el montante de la venta en el mismo día y sólo el 22% lo reinvertían en la misma semana. El inversor necesita saber el importe exacto de su venta para luego invertir; entonces eso respalda el argumento de Ritter de que normalmente la reinversión no se realiza el mismo día. Abraham e Ikenberry (1994) han encontrado una mayor presencia de ordenes de venta en los lunes que siguen a los días viernes de rendimiento negativo. De esta manera, la mayor cantidad de venta de los inversores individuales sería una respuesta a la mala noticia de un rendimiento negativo (Tong (2000)).

Por el contrario Wang *et. al.* ponen en duda la explicación basada en las actitudes de compra de inversores individuales ya que no se explica por qué se concentran en solo dos semanas del mes.

c) Otras explicaciones del efecto lunes. Admati y Pfleiderer (1989) demuestran que el efecto día de la semana se produce por los procedimientos de las operaciones del mercado y la presencia de operadores con información privilegiada. Así, Porter (1992) observa que la probabilidad de que el cierre de las transacciones ocurran al precio ofertado (*ask*) es mayor en viernes que en lunes en el mercado canadiense. La emisión de información privada por parte de firmas de baja capitalización o la intención de los *market makers* de evitar negociar con inversores con información privilegiada podrían ser una explicación parcial de efecto.

Otra posible explicación de la sobrerentabilidad de los viernes es que los días previos a los festivos hay un muchas operaciones de cobertura realizada por operadores en descubierto (*short-sellers*) a fin de cubrir sus posiciones riesgosas en descubierto antes del festivo. Lo que no se entiende es por qué los operadores querrán cubrir sus operaciones en descubierto antes del festivo y no sus operaciones 'normales' (*long position*). Además los rendimientos no destacables en los días posteriores al festivo sugieren que estas ventas en descubierto no fueron respondidas en los días posteriores al festivo. Es más, si el cierre de las operaciones en descubierto antes del festivo fuera responsable del alto rendimiento pre-festivo, no se podría explicar el retorno positivo entre el cierre pre-festivo y la apertura post-festivo.

Damodaran (1989) observan que los anuncios de resultados y dividendos que se realizan en día viernes se asocian con resultados decrecientes y con rendimientos más negativos que los anuncios realizados en otros días

de la semana. Además, muchas compañías tienen la costumbre de revelar las noticias luego de cerrado el mercado del viernes; así, se produce un efecto derrame en el rendimiento del día lunes. También demuestra que los rendimientos de los lunes son menos negativos sin noticias malas que los que puedan producirse los viernes. No obstante, admite que la proporción de efecto fin de semana explicada por medio de esta hipótesis es bastante pequeña. En cualquier caso Wang *et. al.* descartan la explicación de Demodaran sobre información de malas noticias, dado que no se entiende por qué las empresas sólo comunicarían malas noticias en las últimas semanas del mes, ya que el anuncio de noticias macroeconómicas tales como índice de precios al consumidor, producción industrial, balance de pagos, estadísticas monetarias, estadísticas del mercado de trabajo, se han realizado tanto en los Estados Unidos como en el Reino Unido en distintos días de la semana.

3. BASE DE DATOS Y METODOLOGÍA

Para el MDPA, los índices existentes son los elaborados por el Banco de España y el de los Analistas Financieros Internacionales (AFI). En nuestro trabajo, utilizamos los índices que elaboran los AFI. En Ezquiaga y Knop (1994) se realiza un análisis comparado de ambos índices y, asimismo, se expone los criterios de elaboración de los índices AFI de forma detallada. Dentro del mercado de bonos y obligaciones, AFI elabora un índice global y unos índices de referencia para gestores, que son las zonas a tres, cinco, diez, quince años, y más recientemente, la zona correspondiente a bonos emitidos a 30 años, los cuales reflejan el proceso acumulativo de una cartera posicionada en bonos nocionales con dichos vencimientos. En el cuadro 1 se ofrece la composición del índice AFI global del mercado de bonos y la de los diferentes submercados en marzo de 2002.

Zona 3 años		Zona 5 años		Zona 10 años		Zona 15 años		Zona 30 años		Deuda MP y LP	
B-4.50	24,87%	O-4.80	29,81%	O-5.15	25,79%	O-4.75	66,07%	O-6.00	71,37%	Z-3	27,54%
B-4.65	24,66%	O-6.00	70,19%	O-4.00	23,02%	O-5.50	33,93%	O-5.75	28,63%	Z-5	18,45%
B-3.25	20,92%			O-5.40	27,26%					Z-10	32,76%
B-4.95	29,56%			O-5.35	23,93%					Z-15	9,55%
										Z-30	11,70%
Total	100%	Total	100%	Total	100%	Total	100%	Total	100%	Total	100%

Cuadro 1. Composición de los índices AFI de bonos y obligaciones del Estado. Fuente: web de los Analistas Financieros Internacionales (<http://www.afi.es>). Consulta del 2 de abril de 2002.

Para cuantificar el rendimiento de una cartera invertida sistemáticamente en los bonos representativos del MDPA hemos utilizado el índice AFI para deuda pública emitida a medio y largo plazo. No obstante, con el fin de sopesar si el comportamiento respecto a la estacionalidad diaria es homogéneo en todos los vencimientos, son también objeto de estudio los índices AFI correspondientes cada una de las zonas representativas de dichos vencimientos. No obstante, dado que el periodo analizado es el comprendido entre enero de 1994 y marzo de

2002, ha quedado fuera de nuestro análisis el índice referente a las obligaciones con vencimiento a 30 años, cuya aparición, como ya fue comentado, se sitúa en 1998.

Las rentabilidades diarias de los índices han sido calculadas con un tanto instantáneo de interés. Así, si denominamos como I_t al valor del índice en la t -ésima sesión, el rendimiento obtenido en t por la cartera representativa de dicho índice, R_t , es:

$$R_t = \ln\left(\frac{I_t}{I_{t-1}}\right) \quad [1]$$

Así, para realizar el análisis de la estacionalidad del índice global de bonos y obligaciones del estado, implementaremos el siguiente modelo regresión:

$$R_t = \mathbf{b}_1 L_t + \mathbf{b}_2 M_t + \mathbf{b}_3 X_t + \mathbf{b}_4 J_t + \mathbf{b}_5 V_t + \mathbf{e} \quad [2]$$

donde L_t , M_t , X_t , J_t y V_t son variables dicotómicas asociadas a los días en los que existe mercado, que toman 1 si la observación hace referencia a dicho día de la semana y 0 en caso contrario. Dichas variables corresponden al lunes, martes, miércoles, jueves y viernes respectivamente. Por tanto, los coeficientes $\mathbf{b}_1, \mathbf{b}_2, \dots, \mathbf{b}_5$ pueden interpretarse como los rendimientos medios de cada día de la semana. Finalmente, \mathbf{e} es el término de error. Dado que [2] puede tener problemas de autocorrelación y heterocedasticidad en los errores, ya que tomamos datos de frecuencia diaria; y, asimismo, éstos pueden comportarse seguramente como una variable aleatoria no normal, se ha estimado dicho modelo mediante el método generalizado de momentos (MGM), utilizando la corrección por heterocedasticidad y correlación de Newey y West (1987), lo cual permitirá paliar parcialmente estos problemas.

Posteriormente, a partir de las estimaciones obtenidas en [2], realizaremos los siguientes contrastes de hipótesis utilizando el test de Wald:

a) Para sopesar la ausencia de estacionalidad diaria se realiza el contraste conjunto:

$$\mathbf{b}_1 = \mathbf{b}_2 = \mathbf{b}_3 = \mathbf{b}_4 = \mathbf{b}_5 \quad [3]$$

b) Para analizar la existencia del efecto lunes (es decir, si el lunes presenta una rentabilidad anormal respecto al resto de días de la semana), contrastamos:

$$\mathbf{b}_1 = (\mathbf{b}_2 + \mathbf{b}_3 + \mathbf{b}_4 + \mathbf{b}_5)/4 \quad [4a]$$

Puede observarse que la consideración de la hipótesis [4a], dado que hemos definido el rendimiento con [1], y por tanto, sin tener el número de días reales que median entre dos sesiones, estamos suponiendo, implícitamente, la hipótesis días de mercado. Si partimos de que los rendimientos en los índices AFI, tal

como suponen Ezquiaga y Knop deben generarse cada día, el rendimiento diario imputable al lunes debería ser 1/3 del valor del coeficiente \mathbf{h}_1 , por lo que la hipótesis nula a contrastar en el análisis del efecto lunes sería en este caso:

$$\mathbf{h}_1/3 = (\mathbf{h}_2 + \mathbf{h}_3 + \mathbf{h}_4 + \mathbf{h}_5)/4 \quad [4b]$$

Debe remarcar que, tal como afirman Corredor y Santamaría (1996), [3], [4a] y [4b] analizan información distinta. La ecuación [3] es más general, puesto que contrasta la hipótesis de que la rentabilidad sea independiente del día de la semana en que se produce, mientras que las ecuaciones referentes al efecto lunes ([4a] y [4b]) tratan de verificar si la rentabilidad en dicho día es diferente del resto de días.

Posteriormente, analizamos si el comportamiento de los segmentos del mercado que conforman el mercado de deuda pública a medio y largo plazo es homogéneo respecto al comportamiento de estacionalidad. Por ello, estimamos como un sistema el conjunto de ecuaciones:

$$R_t^{j)} = \mathbf{b}_1^{j)}L_t^{j)} + \mathbf{b}_2^{j)}M_t^{j)} + \mathbf{b}_3^{j)}X_t^{j)} + \mathbf{b}_4^{j)}J_t^{j)} + \mathbf{b}_5^{j)}V_t^{j)} + \mathbf{e}_j \quad , \quad j=1,2,3,4 \quad [5]$$

En [5], j hace referencia al segmento del MDPA al que nos estemos refiriendo. Así, $j=1$ corresponde al subsegmento de títulos con vencimiento a tres años, $j=2$, corresponde al subsegmento de títulos con vencimiento a 5 años, $j=3$ corresponde a la zona de obligaciones con vencimiento a 10 años, mientras que $j=4$ corresponde a la zona de títulos con vencimientos cercanos a los 15 años. Asimismo, el significado de los coeficientes, de las variables independientes y el de las variables explicadas es análogo al comentado para [2]. El sistema [5] volverá a estimarse utilizando MGM por las razones ya comentadas. Posteriormente realizaremos los contrastes de las hipótesis [3], [4a] y [4b], para cada ecuación de [5], lo que permitirá analizar en cada segmento la existencia de estacionalidad.

4. RESULTADOS

Los resultados de la estimación de [2] y de los contrastes [3], [4a] y [4b] vienen dados en el cuadro 2. Éstos evidencian, en primer lugar, que a pesar de que el devengo del cupón corrido se produce según los días de calendario, los rendimientos parecen generarse los días de mercado. Al calcularse el crecimiento del índice utilizando [1], si se generaran los rendimientos cada día, el rendimiento medio de los lunes (el coeficiente \mathbf{h}_1) debería ser, aproximadamente, el triple que el resto de coeficientes. Obsérvese que ello no solamente no ocurre; sino que el lunes es el día menos rentable. Además el lunes es el único día donde la rentabilidad media no es

significativamente mayor que cero según los niveles de significación estadísticos habituales. No obstante, puede observarse que se descarta la hipótesis genérica de estacionalidad, ya que se acepta la hipótesis nula [3]. También se descarta la existencia de efecto lunes bajo la hipótesis de días de mercado, ya que no rechazamos la hipótesis nula [4a]. No obstante, se acepta la existencia del efecto lunes en el caso en que se considere la hipótesis días de calendario, ya que se rechaza, claramente, la hipótesis nula [4b].

	Variables					Hipótesis		
	Lunes (L)	Martes (M)	Miercoles (X)	Jueves (J)	Viernes (V)	[3]	[4a]	[4b]
Coef.	0,0201%	0,0438%	0,0320%	0,0374%	0,0303%	$\chi^2=1,781$	$\chi^2=1,001$	$\chi^2=13,20$
t-ratio	1,323 (0,186)	3,361 (0,001)	2,445 (0,015)	2,567 (0,010)	2,050 (0,041)	(0,776)	(0,317)	(0,000)

Cuadro 2. Resultados de la estimación de [2] y los contrastes [3], [4a] y [4b].

Nota. Entre paréntesis, el nivel de significación

Los resultados de la estimación de [5], vienen dados en el cuadro 3. En él se puede observar, nuevamente, que en ningún segmento parece cumplirse la hipótesis de días de calendario, pero tampoco está del todo claro en 3 de los sectores analizados que se cumpla la hipótesis de los días de mercado. No obstante, sí que podemos observar que en los segmentos de "bonos cortos", sobre todo en el segmento de bonos con vencimiento a 3 años, los rendimientos de los diferentes días de la semana son bastante similares entre sí, y son significativamente mayores que cero según los niveles de significación habituales. No obstante, en los segmentos de bonos con vencimientos largos, los lunes, miércoles y viernes no presentan rendimientos medios significativamente diferentes de cero a un nivel de significación del 95% o superior, por lo que podemos intuir que los rendimientos en estos subsegmentos del MDPa se producen esencialmente los martes y los jueves, que si son significativamente mayores que cero con, al menos, un 95% de significación.

	Índice AFI de bonos a 3 años					Índice AFI de bonos a 5 años				
	Lunes (L)	Martes (M)	Miercoles (X)	Jueves (J)	Viernes (V)	Lunes (L)	Martes (M)	Miercoles (X)	Jueves (J)	Viernes (V)
Coef	0,028%	0,029%	0,029%	0,031%	0,029%	0,025%	0,041%	0,031%	0,032%	0,031%
t-ratio	3,909 (0,000)	4,015 (0,000)	4,112 (0,000)	4,216 (0,000)	3,963 (0,000)	2,066 (0,039)	3,467 (0,001)	2,631 (0,009)	2,677 (0,007)	2,583 (0,010)
	Índice AFI de obligaciones a 10 años					Índice AFI de obligaciones a 15 años				
	Lunes (L)	Martes (M)	Miercoles (X)	Jueves (J)	Viernes (V)	Lunes (L)	Martes (M)	Miercoles (X)	Jueves (J)	Viernes (V)
Coef	0,023%	0,052%	0,035%	0,043%	0,024%	0,007%	0,057%	0,036%	0,053%	0,033%
t-ratio	1,193 (0,233)	2,749 (0,006)	1,855 (0,064)	2,225 (0,026)	1,238 (0,216)	0,268 (0,788)	2,183 (0,029)	1,375 (0,169)	2,045 (0,041)	1,254 (0,210)

Cuadro 3. Resultados de la estimación de [5] para los índices AFI particulares de cada vencimiento

Nota. Entre paréntesis, el nivel de significación

En el cuadro 4, se ofrecen los resultados de los contrastes [3], [4a] y [4b]. Puede observarse que únicamente aceptamos la existencia del efecto lunes bajo la hipótesis de días de calendario (rechazamos [4b]) pero no podemos aceptar el resto de hipótesis relativas a la estacionalidad. No obstante, queremos remarcar que el valor de los coeficientes del sistema de regresiones obtenidos en el cuadro 3 y su significación hacen sospechar que,

sobre todo, en los segmentos del mercado con mayor vencimiento, pueden existir indicios de efecto lunes, aunque se suponga que los rendimientos se generan los días de negociación.

	Índice AFI de bonos a 3 años			Índice AFI de bonos a 5 años		
Hipótesis	[3]	[4a]	[4b]	[3]	[4a]	[4b]
Resultado	$\chi^2=0,049$ (0,879)	$\chi^2=0,014$ (0,905)	$\chi^2=21,020$ (0,000)	$\chi^2=0,960$ (0,916)	$\chi^2=0,448$ (0,503)	$\chi^2=12,66$ (0,000)
	Índice AFI de obligaciones a 10 años			Índice AFI de obligaciones a 15 años		
Hipótesis	[3]	[4a]	[4b]	[3]	[4a]	[4b]
Resultado	$\chi^2=1,704$ (0,790)	$\chi^2=0,519$ (0,471)	$\chi^2=7,170$ (0,007)	$\chi^2=2,287$ (0,683)	$\chi^2=1,639$ (0,201)	$\chi^2=7,25$ (0,007)

Cuadro 4. Resultados de los contrastes [3], [4a] y [4b] para los índices AFI particulares de cada vencimiento. **Nota.** Entre paréntesis, el nivel de significación

5. CONCLUSIONES

Aunque la existencia de estacionalidad no ha sido tan estudiada en los mercados de renta fija como en los de acciones, existen varios trabajos en los que se apunta su existencia en diferentes mercados estadounidenses de bonos. El objetivo de este trabajo va en este sentido, ya que hemos estudiado la posible existencia del efecto día de la semana en el MDPA.

Los resultados obtenidos sugieren un fuerte efecto lunes si se supone que los rendimientos se generan todos los días de la semana, mientras que las evidencias respecto a que los lunes son menos rentables que el resto de días de la semana no son tan concluyentes si adoptamos como hipótesis la de los días de negociación. No obstante, continúan existiendo, ya que tanto en el índice global de bonos y obligaciones como en los índices referentes a los vencimientos 10 y 15 años, el rendimiento de los lunes no es significativamente diferente de cero. En cualquier caso, si tuviéramos que decantarnos por una hipótesis acerca de cómo se generan los rendimientos en el MDPA, deberíamos aceptar la hipótesis de los días de negociación, en contra de lo que dictaría la intuición, ya que en este caso, los indicios de existencia de una infrarentabilidad sistemática los lunes son menos elevados.

6. BIBLIOGRAFÍA

- ABRAHAM, A.; IKENBERRY, D. L. (1994): "The Individual Investor and the Weekend Effect", *Journal of Financial and Quantitative Analysis* Vol. 29 No. 2, 263-277.
- ADMATI, A. R.; PLEIDERER, P. (1989): "Divide and Conquer: A Theory of Intraday and Day-of-the-Week Mean Effects", *Review of Financial Studies*, 2, 189-224
- ALEXANDER, G.J.; FERRI, M.G. (1991): "Day-of-the-week patterns in volume and prices of Nasdaq high-yield bonds", *Journal of Portfolio Management*, 26, 3, 33-41.
- BACHILLER, A. (1992): "Efecto fin de semana en la bolsa española", *Cuadernos Aragoneses de Economía*, 1-2, 155-162.
- CHANG, E.C; PINEGAR, M.J. ; RAVICHANDRAN, R.. (1993): "International Evidence on the Robustness of the Day-of-the-Week Effect", *Journal of Financial and Quantitative Analysis* Vol. 28 No. 4, 497-513.
- CLARK, P. (1984): "A subordinated stochastic process with finite variance for speculative prices", *Econometrica*, 41, 90-95.
- COOPER, R.A.; SHULMAN, J. (1994): "The year-end effect in Junk Bond Prices", *Financial Analysts Journal* September/October, 61-65.
- CORREDOR, P.; SANTAMARÍA, R. (1996): "El efecto día de la semana: resultados sobre algunos mercados de valores europeos", *Revista Española de Financiación y Contabilidad*, 86, 235-252.
- DAMODARAN, A. (1989): "The Weekend Effect in Information Releases: A Study of Earnings and Dividend Announcements", *Review of Financial Studies*, 2, 607-623

- DYL, E. A.; MARTIN JR., S.A. (1985): "Weekend Effects on Stock Returns: A Comment", *The Journal of Finance*, Vol. XL, No. 1, 347-349
- EZQUIAGA, I; FERRERO, A. (1999): *El mercado español de deuda pública en euros*. Madrid: Escuela de Finanzas Aplicadas (AFI).
- EZQUIAGA, I; KNOP, R. (1994): "Los índices de renta fija y su utilización en la gestión de carteras: los índices AFI", *Análisis Financiero* 62, 22-33.
- FAMA, E. (1965): "The behavior of stock market prices", *Journal of Business*, 38, 34-105.
- FIELDS, M. J. (1934): "Security Prices and Stock Exchange Holidays in Relation to Short Selling", *Journal of Business*, Vol. 7, 328-338.
- GIBBONS, M. R. ; HESS, P. (1981): "Day of the Week Effects and Asset Returns", *Journal of Business*, 54 579-596.
- HARRIS, L. (1986): "A Transaction Data Study of Weekly and Intradaily Patterns of Stock Returns", *Journal of Financial Economics*, 16, 99-117
- JAFFE, J.; WESTERHELD, R. (1985): "The Week-End Effect in Stock Returns: The International Evidence", *Journal of Finance*, 41, 433-454
- JAFFE, J.; WESTERFIELD, R.; MA, C. (1989): "A Twist on the Monday Effect in Stock Price: Evidence from the U.S. and Foreign Stock Markets", *Journal of Banking and Finance*, 13, 641-650
- 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. (1984): "A Further Investigation of the Weekend Effect in Stock Returns", *Journal of Finance*, 39, 819-840
- LAKONISHOK, J.; LEVI, M. (1982): "Weekend Effects on Stock Returns: A note", *The Journal of Finance*, Vol. XXXVII, No. 3, 883-889
- LAKONISHOK, J.; LEVI, M. (1985): "Weekend Effects on Stock Returns: A Reply", *The Journal of Finance*, Vol. XL, No. 1, 351-352
- LAKONISHOK, J.; MABERLY, E. (1990): "The Weekend Effect: Trading Patterns of Individual and Institutional Investors", *Journal of Finance* Vol. XLV No. 1, 231-243.
- MAXWELL, W.F. (1998): "The January effect in the corporate bond market", *Financial Management*, Summer, 18-30.
- NEWBY, W.; WEST, K. (1987): "A simple positive semi-definite, heterokedasticity and autocorrelation consistent covariance matrix", *Econometrica*, 55, 703-708.
- OLDFIELD, G.S.; ROGALSKI, R.J. (1980): "A Theory of Common Stock Returns Over Trading and Non-Trading Periods", *The Journal of Finance*, June, Vol. XXXV, No. 3, 729-751.
- PORTER, D. C. (1992): "The Probability of a Trade at the Ask: An examination of Interday and Intraday Behavior", *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, June, Vol. 27, 209-228.
- ROGALSKI, R. J. (1984): "New Findings Regarding Day-of-the-Week over Trading and Non-Trading Periods: A Note", *Journal of Finance*, 39, 1603-1614
- TONG, W. (2000): "International Evidence on Weekend Anomalies", *The Journal of Financial Research*, Vol. 23, No. 4, 495-522.
- WANG, K.; LI, Y.; ERICKSON, J. (1997): "A New Look at the Monday Effect", *The Journal of Finance* Vol. LII No. 5, 2171-2186.