

Análisis no paramétrico de estacionalidad en los rendimientos de la Deuda Pública española(*)

Alicia de las Heras

Juan M. Nave

Universidad de Castilla – La Mancha

Recibido: Febrero, 2003; Aceptado: Julio, 2003

Resumen: El empleo habitual de datos de alta frecuencia en los trabajos empíricos que estudian el comportamiento de los modelos teóricos de valoración de activos, abre la oportunidad, o incluso la necesidad, de estudiar los comportamientos estacionales que dichos datos puedan presentar. En este trabajo, se contrasta la posible existencia de efectos de calendario en los rendimientos diarios de la Deuda Pública española para el periodo 1990-2001, comparándose con el comportamiento coetáneo de los rendimientos diarios de la renta variable. En concreto, se analizan los efectos *día de la semana*, *semana del mes* y *mes del año*, empleando métodos no paramétricos. Los resultados obtenidos difieren entre sí dependiendo de las características de los activos que generan los rendimientos analizados.

Abstract: It is more and more usual to employ high frequency data in the empirical papers that test asset pricing models. This fact brings us the opportunity, or perhaps the necessity, to analyze the seasonal patterns, if any, in these data. In this paper we test the presence of calendar effects in the Spanish Public Debt daily returns since 1990 to 2001. Then, we compare the evidence showed with the behavior of the simultaneous equity daily returns. Specifically we analyze the day-of-the-week, the-week-of-the-month and the-month-of-the-year effects using non-parametric techniques. The results show dependence of the returns behavior on the assets characteristics.

Palabras clave: Deuda Pública española; *efecto día de la semana*; *efecto semana del mes*; *efecto mes del año*; rendimientos diarios; estacionalidad; métodos no paramétricos.

Clasificación JEL: G12.

1. INTRODUCCIÓN

La investigación empírica sobre los rendimientos generados por el mercado de renta variable español ha puesto de manifiesto la existencia de comportamientos estacionales variados en dichos rendimientos. Así, se pueden citar, sin ánimo de ser exhaustivos, el trabajo de

(*) Los autores desean agradecer la importante colaboración ofrecida por el personal de Analistas Financieros Internacionales (AFI) y los comentarios realizados a este trabajo por dos evaluadores anónimos de la Revista de Economía Financiera y por su editor Alfonso Novales. Juan Nave agradece la financiación recibida del MCYT (BEC2001-1599) y de la Fundación BBVA (1/BBVA 00044321-15466/2002).



Santesmases (1986), en donde se muestra la presencia de rendimientos anormalmente elevados durante el mes de enero, *efecto enero*, y en todo el primer trimestre del año, *efecto trimestre*; el de Rubio y Salvador (1991), que analiza una posible relación entre el *efecto lunes* observado y los meses en los cuales se genera; los de Peña (1995) y Corredor y Santamaría (1996), que se centran en analizar el *efecto día de la semana*, desde una óptica institucional e internacional respectivamente; el de Corredor, Lechón y Santamaría (1997), en donde se estudia el posible efecto del vencimiento de los derivados en el comportamiento del subyacente; y el de Meneu y Pardo (2001), en el que se analiza el *efecto día festivo*.

No obstante, no han proliferado de igual forma estudios que aborden esta problemática en el contexto de la renta fija doméstica y, en concreto, de la Deuda Pública, siendo prácticamente imposible citar alguno de forma explícita, excepción hecha del reciente trabajo de Heras y Nave (2002), centrado en el análisis de la estacionalidad diaria, es decir en los llamados *efecto día de la semana* y *efecto día festivo*, de los rendimientos de dicha Deuda Pública a través de análisis paramétricos. Esta ausencia puede quedar justificada por la “juventud” del mercado de Deuda Pública que, aunque no le ha privado de convertirse en el segmento del mercado secundario de activos financieros domésticos más importante de nuestro país, ha impedido acumular una serie de datos históricos suficientemente larga y con la calidad requerida para afrontar este tipo de estudios. De hecho, es en junio de 1988 cuando aparecen, de la mano de Analistas Financieros Internacionales, los primeros índices referidos al mercado de Deuda Pública, no lográndose una regularidad en su publicación hasta alrededor de 1990.

Siguiendo a Jordan y Jordan (1991), se pueden esgrimir, además de la importancia cuantitativa del mercado de Deuda Pública anteriormente aducida, dos razones adicionales que justifican el análisis del comportamiento de los rendimientos de la Deuda Pública española: la verificación, utilizando una nueva base de datos, de que los resultados obtenidos para la renta variable no son fruto de un exceso de manipulación de los datos utilizados, en el sentido apuntado por Lakonishok y Smidt (1988); y, comprobar en qué medida pudiese darse una coincidencia de los efectos de calendario para la renta variable y la renta fija con el fin de ayudar a formular hipótesis sobre el origen de dichos efectos.

Aún así, la principal motivación de este trabajo reside en la necesidad de conocer las características de la serie de rendimientos diarios de la Deuda Pública española para su adecuada utilización en la estimación, contraste e implementación de modelos teóricos de valoración de activos financieros, alejándonos del objetivo de algunos de los trabajos citados anteriormente, relacionado con la búsqueda de beneficios extraordinarios a través del aprovechamiento de las ineficiencias de mercado asociadas a dichos comportamientos estacionales en los procesos de inversión.

En este contexto, el presente trabajo tiene como objetivo comprobar si existen patrones estacionales que caractericen a los rendimientos diarios a la Deuda Pública española o, si por el contrario, dichos rendimientos no reflejan las pautas observadas por los rendimientos generados en otros segmentos del mercado secundario español. Para ello, se analizan concretamente los efectos *día de la semana*, *semana del mes* y *mes del año*, verificándose, en su caso, la coincidencia

o no entre dichos patrones y los observados en el mercado español de renta variable. Como casos particulares de estos tres efectos señalados se presta una especial atención a los efectos evidenciados ya en otros mercados financieros como son: el *efecto lunes*, el *efecto fin de semana*, el efecto del vencimiento de los contratos de activos derivados en la tercera semana del mes, el *efecto cambio de mes*, el *efecto enero* y el *efecto cambio de año*.

Las series de rendimientos diarios que se analizan se extraen del índice AFI de Letras del Tesoro (AFI-LT), del índice AFI de Deuda Pública a medio y largo plazo (AFI-ML) y del índice Ibex-35 para el periodo temporal comprendido entre los años 1990 y 2001, ambos incluidos. El análisis simultáneo de estas tres series permitirá observar en qué medida existe un comportamiento diferenciado entre los rendimientos procedentes de activos de Deuda Pública emitidos al descuento y los procedentes de activos de Deuda Pública que ofrecen pagos periódicos de cupones, así como las similitudes de los comportamientos de éstos con el observado en los rendimientos generados por los activos de renta variable.

En este trabajo, a diferencia de la mayoría de los trabajos citados anteriormente en los que se utilizan análisis paramétricos, se hace uso de una metodología basada en la aplicación de contrastes no paramétricos, evitando los problemas que surgen al realizar análisis paramétricos cuando no se cumplen las hipótesis sobre las cuales se sustentan, lo que ocasiona una merma en las propiedades estadísticas de las conclusiones que de ellos se extraen.

Después de esta introducción, el trabajo se divide en cuatro apartados: a continuación, en el apartado segundo se analizan los datos; en el tercer apartado se describe la metodología; en el apartado cuarto se exponen y comentan los resultados; y finalmente, en el apartado quinto se exponen las conclusiones más relevantes.

2. DATOS EMPLEADOS

Los datos de los que parte este estudio son los valores diarios de los índices AFI-LT, AFI-ML e Ibex-35 para el periodo comprendido entre el 29 de diciembre de 1989 y el 31 de diciembre de 2001, ambos incluidos. El índice AFI-ML se utiliza en su versión de índice total, es decir, aquella que incluye tanto las variaciones en la cotización de los títulos que lo componen como su cupón corrido.¹

A partir de estos datos se han calculado, para cada índice, los correspondientes rendimientos como la diferencia logarítmica entre dos valores de cierre consecutivos, expresándolos en tanto por cien:²

1 Los valores de estos índices AFI se encuentran disponibles en www.afi.es y su elaboración se describe en Analistas Financieros Internacionales (1994, 2000 y 2002). Una descripción de la elaboración del Ibex-35 por parte de la Sociedad de Bolsas de Valores, y los datos utilizados de éste, pueden encontrarse en www.sbolsas.es.

2 Tal y como exponen Board y Sutcliffe (1988) y Aggarwal y Schatzberg (1997), es preferible trabajar con estos rendimientos logarítmicos puesto que representan tasas de rendimiento generadas bajo un proceso de tipo geométrico que corrige ciertas desviaciones que pudieran originarse respecto a la Distribución Normal.



$$r_t = (Ln(I_t) - Ln(I_{t-1})) \cdot 100 \quad (1)$$

donde:

r_t , es el rendimiento del índice para el día t ;

I_t , es el valor de cierre del índice para el día t ; y

I_{t-1} , es el valor de cierre del índice en la fecha de negociación anterior al día t .

Con el fin de realizar un análisis temporal más pormenorizado se diferencian tres subperiodos constituidos a partir de dos puntos de corte: el 1 de enero de 1994 y 1 de enero de 1998, fechas correspondientes a la incorporación de activos emitidos por el Tesoro a más largo plazo, el bono a quince años y el bono a treinta años, que afectan a la definición del índice AFI-ML.³

En la medida que los rendimientos diarios son realizaciones de una variable aleatoria, el hecho de comprobar su estacionalidad implica analizar si la distribución de probabilidad es la misma para cada uno de los grupos definidos en relación al efecto concreto que se esté estudiando. Este hecho requiere de un análisis descriptivo previo de los rendimientos calculados anteriormente. Este análisis se recoge en la Tabla 1, donde se comprueba un comportamiento diferenciado entre las tres series de rendimientos, no sólo al comparar las medidas de posición central (media y mediana) sino también respecto a las medidas de dispersión (desviación típica) y de forma (asimetría y curtosis), mostrando distribuciones que se diferencian claramente de la que correspondería a una Normal, al rechazarse la hipótesis nula de Normalidad en todas las series de rendimientos descritas.

Cronológicamente, destaca la reducción paulatina del rendimiento medio asociado a la Deuda Pública. Así, el índice AFI-LT pasa del 0.047% diario durante el periodo 1990-1993 al 0.031% y 0.016% en los sucesivos periodos posteriores, y el índice AFI-LM desde el 0.063% diario al 0.046% y 0.022%. Sin embargo, el índice Ibex-35 presenta un incremento en su rendimiento medio para el periodo 1994-1997, pasando del 0.019% durante el primer subperiodo al 0.069% en el segundo y acabar con un promedio del 0.015% en el periodo 1998-2001. Respecto a la desviación típica, el índice Ibex-35 es el que mayor valor adopta, experimentando una reducción durante el segundo subperiodo que coincide con un incremento en su promedio y mediana, subperiodo en el que este estadístico incrementa para el índice AFI-ML junto con un incremento en su mediana. Por último, por lo que se refiere a las medidas de forma, se puede observar un comportamiento más o menos común por lo que al coeficiente de asimetría se refiere, predomi-

3 A pesar de que la elaboración de los índices AFI-LT y AFI-ML inicia en junio de 1988, la serie utilizada comienza en 1990 debido a que en el periodo que va desde junio de 1988 a diciembre de 1989 se encontró un número significativo de días sin observaciones, considerándose más correcto obviar ese periodo. En Heras y Nave (2002) el análisis de los índices de Deuda Pública a 3, 5, 10, 15 y 30 años muestra un comportamiento similar al del índice AFI-ML que los engloba y, a su vez, diferenciado en cada uno de los tres subperiodos considerados. Todo ello constituye la motivación para mantener estos tres subperiodos de análisis y el hecho de tratar de forma conjunta el global de Deuda Pública con rendimientos explícitos a través del índice AFI-ML.

Tabla 1.
Estadísticos descriptivos de los rendimientos diarios.

Esta Tabla muestra el número de observaciones, media, mediana, desviación típica, coeficiente de asimetría y curtosis, de los rendimientos diarios expresados en tanto por cien calculados a partir de los índices AFI-LT, AFI-ML e Ibex-35 para cada uno de los períodos analizados. Además, las dos últimas columnas recogen el estadístico Jarque-Bera por el que se contrasta la hipótesis nula de Normalidad en la distribución y el estadístico Q de Ljung-Box que contrasta la hipótesis nula de ausencia de autocorrelación, empleando para su cálculo un número de retardos igual a 10.

	Nº Obs.	Media	Mediana	Desv. Tip.	Asimetría	Curtosis	Jarque-Bera	Ljung-Box Q
Periodo muestral, 1990-2001.								
AFI-LT	3027	0.032	0.028	0.078	0.121	29.524	109948.3 **	345.8 **
AFI-ML	3027	0.044	0.044	0.283	-0.031	5.015	3172.3 **	56.7 **
Ibex-35	3004	0.034	0.059	1.322	-0.312	3.593	1664.3 **	31.6 **
Periodo muestral, 1990-1993								
AFI-LT	1034	0.047	0.040	0.109	0.254	18.745	15150.3 **	158.6 **
AFI-ML	1034	0.063	0.048	0.272	0.548	9.549	3980.2 **	51.5 **
Ibex-35	1000	0.019	0.006	1.167	-0.316	7.089	2110.5 **	17.3 *
Periodo muestral, 1994-1997								
AFI-LT	991	0.031	0.028	0.063	-2.338	25.262	27253.8 **	81.4 **
AFI-ML	991	0.046	0.062	0.328	-0.330	3.075	408.4 **	15.6
Ibex-35	1006	0.069	0.089	1.080	-0.216	1.699	128.9 **	20.9 **
Periodo muestral, 1998-2001								
AFI-LT	1002	0.016	0.011	0.045	-0.658	21.562	19483.3 **	50.7 **
AFI-ML	1002	0.022	0.027	0.243	-0.221	1.279	76.4 **	11.3
Ibex-35	998	0.015	0.096	1.650	-0.289	1.793	147.6 **	15.6

* Rechazo de la hipótesis nula a un nivel del 10%.

** Rechazo de la hipótesis nula a un nivel del 5%.

nando una asimetría negativa en todos los casos. Sin embargo, es apreciable el elevado valor que toma el coeficiente de curtosis en la serie de rendimientos diarios asociados al índice AFI-LT, valores muy superiores a los adoptados por los otros dos índices.

3. METODOLOGÍA

La mayor parte de los estudios de estacionalidad en los rendimientos de activos financieros han empleado análisis paramétricos basados en modelos de regresión lineal con variables ficticias estimados a través de Mínimos Cuadrados Ordinarios (MCO). De esta forma, la existencia

de efectos estacionales se comprueba a través de la significatividad de los coeficientes del modelo, haciéndose necesario precisar la distribución de probabilidad que corresponde a la fuente de aleatoriedad del mismo, es decir, al término de error.

Bajo ese tipo de análisis se considera que el término de error sigue una distribución Normal, imponiéndose la misma distribución a los rendimientos diarios que se están estudiando. Así, el estimador MCO, β , que es una combinación de dichos rendimientos, se distribuye como una Normal, $N(\beta; Var(\beta))$, y el cociente de dicho coeficiente estimado entre la estimación de su desviación típica, $\hat{\beta}/\sqrt{\hat{Var}(\hat{\beta})}$ como una t de Student con un número de grados de libertad igual a la diferencia entre el número de observaciones y el número de parámetros estimado.

El problema que surge en este tipo de análisis paramétricos es que la mayor parte de los estudios se realizan con rendimientos diarios, cuya distribución de probabilidad dista en gran medida de ser Normal y, por tanto, invalidan los contrastes de significatividad basados en la distribución t. Además, tal y como señalan Schneeweis y Woolridge (1979), cabe destacar otras dos premisas sobre las cuales se sustentan los análisis paramétricos: que las observaciones analizadas sean independientes y que las poblaciones de las cuales proceden los grupos de rendimientos definidos al analizar cada efecto estacional posean la misma varianza. En la medida en que el análisis de estacionalidad suponga enfrentarse a varios grupos de rendimientos con varianzas diferentes entre sí y se ignore esta característica, el estadístico t estimado dejará de ser totalmente adecuado, pudiéndose rechazar de manera errónea la hipótesis nula de falta de significatividad en los parámetros estimados, tal y como ponen de manifiesto Chen et al. (2002).

Para el caso concreto que aquí se estudia, la Tabla 1 muestra la presencia de autocorrelación y el rechazo a la hipótesis de Normalidad de las series analizadas. Además, tal y como ponen en evidencia los resultados obtenidos, existen diferencias en la varianza de los distintos grupos identificados al estudiar los distintos efectos de calendario, lo cual requiere el empleo de análisis no paramétricos capaces de identificar las similitudes o diferencias entre las distribuciones sin necesidad de incluir supuesto alguno acerca de la familia paramétrica de la cual proceden las observaciones disponibles.

El análisis de los posibles comportamientos estacionales precisa la clasificación de los rendimientos dependiendo, claro está, del efecto concreto que se esté analizando, del día de la semana, de la semana del mes o del mes del año en que se generen. Así, cuando se analice el *efecto día de la semana* se formarán cinco grupos mutuamente excluyentes, correspondientes a los cinco días de la semana con negociación, cuando se analice el *efecto semana del mes* se formarán cinco grupos y cuando se analice el *efecto mes del año*, doce.

A partir de los grupos de rendimientos así definidos dentro de cada serie, cabe aplicar dos tipos de contrastes no paramétricos: (1) los contrastes fuertes, que determinarán en que medida los diferentes grupos formados tienen distribuciones de frecuencias homogéneas entre sí; y (2) los contrastes débiles, en los que se comparan los rendimientos de cada grupo frente a los del resto de grupos, es decir, frente a su grupo complementario.

Como contraste fuerte se emplea el contraste de Kruskal-Wallis.⁴ A través del estadístico Kruskal-Wallis se contrasta la hipótesis nula de que los grupos identificados proceden de la misma población. Para ello, se ordena la serie completa de rendimientos diarios en forma creciente, y se asignan rangos. El único supuesto necesario es que la serie de la cual procede cada grupo sea de tipo continuo. El valor del estadístico Kruskal-Wallis se aproxima a una distribución chi-cuadrado con tantos grados de libertad como grupos de rendimientos se estén comparando, menos uno. Kruskal y Wallis (1952) encontraron que a un nivel teórico de significación del 10% o inferior, el verdadero nivel de significación es menor que el proporcionado por dicha distribución chi-cuadrado. Es decir, la distribución chi-cuadrado aporta un contraste de hipótesis relativamente conservador. Además, en la medida en que su procedimiento de cálculo emplea los rangos de las observaciones, no es sensible a valores extremos, haciéndose más potente que otros contrastes no paramétricos semejantes, como el de la distribución chi-cuadrado de Pearson.⁵

Rechazar la hipótesis nula a través de un contraste fuerte de homogeneidad supone aceptar el hecho de que existen diferencias entre las distribuciones de frecuencias asociadas a los grupos identificados en cada efecto. Ello obliga a profundizar en el análisis con el fin de llegar a reconocer cuál o cuáles son los grupos de rendimientos que realmente generan dichas diferencias, lo que se consigue con el empleo de los contrastes débiles, tal y como señalan Jones y Wilson (1989). Es por ello por lo que a cada grupo y su correspondiente complementario se les aplican los siguientes contrastes: el ya descrito de Kruskal-Wallis de homogeneidad de las distribuciones,⁶ así como el de igualdad de medianas y el de igualdad de varianzas de Siegel-Tukey, que se introducen seguidamente.

El contraste de igualdad de medianas es un caso particular del contraste chi-cuadrado de Pearson que permite contrastar si los distintos grupos analizados, en este caso dos, proceden de una población común, comparando las frecuencias observadas en cada grupo para cada suceso relevante con las que se obtienen en la serie completa. En este caso los sucesos relevantes son dos y definen dos intervalos formados a partir del valor de la mediana de la serie original.

Finalmente, el estadístico Siegel-Tukey contrasta si los dos grupos a comparar han sido extraídos de poblaciones con igual varianza. Para ello, se ordenan los rendimientos de la serie original, se asignan rangos comenzando alternativamente desde el menor y desde el mayor, hacia el centro, y se compara la suma de los rangos asociados a cada grupo. De esta forma, si uno de

4 Para la descripción de los contrastes se siguen los textos de Conover (1971) y Novalés (1998) en donde puede encontrarse una descripción más pormenorizada.

5 Paralelamente a la aplicación del contraste de Kruskal-Wallis se ha aplicado, con idéntica finalidad, el contraste de homogeneidad chi-cuadrado de Pearson, comprobándose que en los casos que ofrece resultados dispares se debe únicamente a la presencia de valores extremos.

6 Ahora, además de la aplicación paralela del contraste de homogeneidad chi-cuadrado de Pearson, se añade el contraste de Kolmogorov-Smirnov, cuyos resultados no difieren de los obtenidos con el anterior. Igualmente se ha aplicado el contraste de igualdad de medias de Mann-Whitney sin que sus resultados difieran de los proporcionados por la aplicación del contraste de homogeneidad de Kruskal-Wallis, ya que se basa en los rangos asignados a cada realización, evitando la incidencia de los valores extremos.

los dos grupos procede de una población con mayor dispersión recibirá los rangos menores, siendo de especial interés el caso en el que ambas poblaciones mantienen una medida de posición central similar.

4. RESULTADOS OBTENIDOS

Los resultados obtenidos se presentan en las Tablas 2, 3 y 4, una para cada uno de los efectos estudiados que se comentan a continuación. En cada una de ellas se muestran los estadísticos descriptivos que se contrastan y los resultados de aplicar los contrastes no paramétricos descritos a los tres índices analizados (Paneles A, B y C), y a los periodos de tiempo identificados: el global y los 3 subperiodos generados a partir de éste.

4.1. El efecto día de la semana

Al observar los resultados obtenidos en la Tabla 2, en el Panel A se evidencia un claro *efecto día de la semana* en el índice AFI-LT, atendiendo al resultado del contraste global de Kruskal-Wallis. Además, al analizar los resultados de los contrastes individuales se observa que en todos los casos nos encontramos ante distribuciones distintas entre los grupos y sus respectivos complementarios. El análisis de los estadísticos descriptivos permite, sin embargo, formular una hipótesis acerca del origen de estos resultados, siendo los lunes y los viernes los grupos claramente diferenciados, tanto en lo que a su posición central se refiere como a su dispersión, comportamiento reflejado en los resultados de los contrastes. Sin embargo, no se puede hablar de un *efecto fin de semana* en el mismo sentido que se hace en los trabajos centrados en los rendimientos de los mercados de renta variable, ya que aquí los rendimientos del viernes son menores a los del resto de días mientras que los del lunes son mayores, justo el comportamiento contrario al descrito por el mencionado *efecto fin de semana*. Este comportamiento se repite en cada uno de los tres subperiodos analizados, aunque el *efecto viernes* se suaviza con el tiempo a pesar de continuar siendo la sesión con más volatilidad de la semana.

En el índice AFI-ML (Tabla 2, Panel B) ya no se observa *efecto día de la semana* en los resultados del contraste global. Según estos resultados todos los grupos de rendimientos coinciden en su distribución de probabilidad. Ahora bien, cuando se desciende a los contrastes individuales se observa nuevamente un *efecto lunes*, aunque bastante más débil que en el caso anterior. En este caso, la evolución temporal descrita por los distintos subperiodos analizados muestra claramente la influencia del primer subperiodo en este resultado. No obstante, cabe recordar en este momento que en el primer subperiodo el índice AFI-ML estaba formado por Bonos y Obligaciones con un plazo hasta el vencimiento más corto, es decir, más cercano al de la Letra del Tesoro a un año incluida en el índice AFI-LT, por lo que resulta coherente pensar que el menor plazo hasta el vencimiento de la cartera representada en el índice es la causa clara de este *efecto lunes* detectado.

En el caso del índice AFI-ML, su cambio de composición a lo largo del periodo analizado hace que sea más oportuno el análisis detallado de los subperiodos dentro de los cuales el índice es homogéneo en su definición. Así, en el tercer subperiodo que se corresponde con una defini-

**Tabla 2.
Efecto día de la semana.**

Esta tabla muestra la media y mediana (como medidas de posición central) y la desviación típica (como medida de dispersión) de cada grupo, junto con los resultados de los contrastes no paramétricos: Kruskal-Wallis (K-W), contraste de mediana (Chi(2)) y el contraste de varianzas de Siegel-Tukey (S-T), para los tres índices analizados y en los diferentes periodos de tiempo considerados.

	Media	Mediana	D.T.	K-W	Chi (2)	S-T	Media	Mediana	D.T.	K-W	Chi (2)	S-T
Panel A: Índice AFI- LT												
Periodo global, 1990-2001						Subperiodo 1, 1990-1993						
Total	0.032	0.028	0.078	443.8 **			0.047	0.040	0.109	232.3 **		
Lunes	0.073	0.066	0.082	431.6 **	343.8 **	-7.7 **	0.111	0.105	0.115	225.2 **	168.3 **	-9.6 **
Martes	0.026	0.019	0.063	24.6 **	26.2 **	3.3 **	0.043	0.034	0.088	7.9 **	2.0	1.8 *
Miércoles	0.024	0.021	0.068	15.7 **	14.7 **	4.3 **	0.026	0.030	0.102	21.6 **	24.7 **	4.3 **
Jueves	0.026	0.023	0.065	11.5 **	13.5 **	5.3 **	0.044	0.035	0.081	3.3 *	4.4 **	6.0 **
Viernes	0.010	0.013	0.095	69.9 **	34.0 **	-5.3 **	0.012	0.030	0.126	31.7 **	19.6 **	-2.6 **
Subperiodo 2, 1994-1997						Subperiodo 3, 1998-2001						
Total	0.031	0.028	0.063	199.9 **			0.016	0.011	0.045	130.0 **		
Lunes	0.073	0.069	0.050	193.8 **	168.7 **	-6.4 **	0.032	0.032	0.032	128.1 **	144.1 **	-4.7 **
Martes	0.025	0.020	0.048	13.2 **	10.9 **	2.4 **	0.010	0.011	0.035	9.2 **	16.2 **	3.3 **
Miércoles	0.031	0.022	0.048	2.3	6.7 **	2.7 **	0.016	0.011	0.035	4.5 **	10.9 **	1.5
Jueves	0.022	0.022	0.051	11.3 **	16.5 **	3.4 **	0.011	0.011	0.053	4.6 **	3.9 **	2.5 **
Viernes	0.006	0.018	0.087	28.9 **	9.1 **	-2.0 **	0.013	0.011	0.059	15.5 **	6.9 **	-2.7 **
Panel B: Índice AFI-ML												
Periodo global, 1990-2001						Subperiodo 1, 1990-1993						
Total	0.044	0.044	0.283	3.9			0.063	0.048	0.272	40.9 **		
Lunes	0.057	0.071	0.286	3.7 *	8.6 **	-1.2	0.130	0.120	0.237	37.6 **	47.3 **	-0.8
Martes	0.037	0.036	0.272	0.7	1.1	0.0	0.021	0.033	0.274	10.4 **	7.0 **	-0.1
Miércoles	0.038	0.037	0.255	0.2	0.4	2.5 **	0.050	0.037	0.231	0.7	1.2	1.7 *
Jueves	0.042	0.038	0.293	0.3	0.3	1.2	0.043	0.037	0.287	1.8	2.6	1.2
Viernes	0.046	0.037	0.308	0.0	0.4	-2.5 **	0.071	0.035	0.311	0.5	2.2	-2.0 **
Subperiodo 2, 1994-1997						Subperiodo 3, 1998-2001						
Total	0.046	0.062	0.328	4.5			0.022	0.027	0.243	10.0 **		
Lunes	0.053	0.071	0.366	1.0	0.3	-2.1 **	-0.015	-0.022	0.218	7.9 **	5.3 **	1.2
Martes	0.058	0.087	0.304	1.1	2.1	-0.1	0.032	0.013	0.232	0.1	0.2	0.6
Miércoles	0.038	0.048	0.299	0.2	0.5	2.0 **	0.028	0.020	0.230	0.3	0.0	0.8
Jueves	0.072	0.054	0.321	0.0	0.1	1.7 *	0.012	0.034	0.268	0.0	0.3	-1.1
Viernes	0.010	0.019	0.345	3.2 *	1.2	-1.6	0.055	0.053	0.261	4.1 **	5.3 **	-1.7 *
Panel C: Índice Ibox-35												
Periodo global, 1990-2001						Subperiodo 1, 1990-1993						
Total	0.034	0.059	1.322	8.3 *			0.019	0.006	1.167	4.7		
Lunes	0.008	0.057	1.420	0.2	0.1	-0.7	-0.060	0.000	1.437	0.1	0.0	-1.8 *
Martes	0.112	0.096	1.288	1.3	0.7	-0.2	0.061	-0.032	1.116	0.1	0.5	0.2
Miércoles	-0.049	-0.031	1.280	5.9 **	4.6 **	1.5	-0.063	-0.101	1.001	3.7 *	1.8	1.3
Jueves	0.018	0.032	1.359	0.0	0.2	0.2	0.095	0.042	1.222	0.8	0.2	0.8
Viernes	0.082	0.181	1.255	2.8 *	4.1 **	-0.8	0.061	0.140	1.004	1.2	2.8 *	-0.5
Subperiodo 2, 1994-1997						Subperiodo 3, 1998-2001						
Total	0.069	0.089	1.080	3.2			0.015	0.096	1.650	4.1		
Lunes	-0.012	0.062	1.215	0.8	0.1	-0.1	0.100	0.108	1.590	0.1	0.0	0.7
Martes	0.147	0.269	1.062	2.4	3.8 *	0.6	0.126	0.076	1.618	0.2	0.1	-0.7
Miércoles	0.061	-0.047	1.084	0.6	2.0	-0.3	-0.144	0.018	1.653	2.8 *	0.9	1.4
Jueves	0.060	0.017	1.037	0.1	0.6	0.1	-0.100	0.055	1.721	0.2	0.2	-0.5
Viernes	0.090	0.145	0.990	0.2	0.3	-0.3	0.094	0.309	1.660	1.8	2.5	-0.8

* Rechazo de la hipótesis nula a un nivel del 10%.

** Rechazo de la hipótesis nula a un nivel del 5%.

ción del índice que incluye las referencias de Deuda Pública a más largo plazo emitidas por el Tesoro, se observa un claro *efecto fin de semana* con rendimientos en los viernes superiores a los del resto de días de la semana y menores los lunes, comportamiento que deberá ser motivo de ratificación en el futuro.



Finalmente, por lo que se refiere al índice Ibex-35 (Tabla 2, Panel C), la aplicación de los contrastes no paramétricos empleados no permite observar coincidencia con el comportamiento de los índices AFI-LT y AFI-ML. Más allá de este comentario, los resultados ratifican la inexistencia en este periodo de *efecto fin de semana* en el mercado de renta variable español mostrado en estudios previos, detectándose diferencias significativas en la distribución de los miércoles al compararse al resto de la semana, con valores inferiores en las medidas de posición central que llegan a ser negativos en la mayor parte de los casos.⁷

4.2. El efecto semana del mes

Al analizar este efecto se buscan diferencias significativas en aquellas semanas en las que se produce vencimiento de opciones y futuros que mantengan como subyacente activos que están relacionados con los índices analizados, vencimientos, que en el caso español se concentran en la tercera semana del mes.⁸ En este sentido, el principal resultado obtenido es, precisamente, la ausencia de cualquier tipo de comportamiento estacional durante la tercera semana del mes, incluso en el índice Ibex-35.

Tampoco se puede hablar en este periodo de *efecto cambio de mes* en el sentido en el que lo tratan autores como Jordan y Jordan (1991) y Lakonishok y Smidt (1984) en lo que se refiere al índice AFI-LT. El Panel A de la Tabla 3 muestra que aunque en ningún momento se rechaza la hipótesis de homogeneidad entre las cinco distribuciones de frecuencias a través del contraste de Kruskal-Wallis, sí que se puede observar un cierto comportamiento diferenciador durante la primera semana del mes, pero si comparamos los rendimientos de la primera y quinta semana conjuntamente, frente al resto, no se encuentran diferencias significativas, de ahí que no se pueda hablar de un *efecto cambio de mes*.⁹

Sin embargo, para el índice AFI-ML se puede observar en el Panel B de la Tabla 3, que durante el periodo global se encuentran diferencias significativas durante la quinta semana respecto al resto de los días de mes y además si se agrupan los rendimientos de la primera y quinta semana sí que se observan diferencias significativas propias de un *efecto cambio de mes* con signo negativo. Ahora bien, por las razones anteriormente aludidas, en este caso es más relevante el análisis de los subperiodos, observándose que es principalmente el primero de los subperiodos el que provoca este resultado en la serie global, habiendo desaparecido cualquier tipo de efecto durante el tercero.

7 Comportamiento evidenciado por Camino (1997) durante el periodo 1992-1993, causado por el rendimiento promedio negativo que se genera desde el cierre del martes a la apertura del miércoles.

8 En concreto los futuros sobre el Bono Nacional a diez años vencen el tercer miércoles del mes de marzo, junio, septiembre y diciembre, mientras que los futuros y opciones sobre el Ibex-35 vencen el tercer viernes de cada mes.

9 La clasificación de los rendimientos diarios en cinco grupos siguiendo a Wang et al. (1997) y Sun y Tong (2002) provoca que la primera y quinta semana del mes no se completen normalmente, por lo que su análisis individualizado es poco representativo ya que su comportamiento está claramente influenciado por el comportamiento de los rendimientos durante la semana.



Tabla 3.
Efecto semana del mes.

Esta tabla muestra la media y mediana (como medidas de posición central) y la desviación típica (como medida de dispersión) de cada grupo, junto con los resultados de los contrastes no paramétricos: Kruskal-Wallis (K-W), contraste de mediana (Chi(2)) y el contraste de varianzas de Siegel-Tukey (S-T), para los tres índices analizados y en los diferentes periodos de tiempo considerados.

	Media	Mediana	D.T.	K-W	Chi (2)	S-T	Media	Mediana	D.T.	K-W	Chi (2)	S-T
Panel A: Índice AFI-LT												
Periodo global, 1990-2001						Subperiodo 1, 1990-1993						
Total	0.032	0.028	0.078	6.4			0.047	0.040	0.109	3.3		
1ª	0.026	0.025	0.082	4.8 **	1.1	1.4	0.037	0.035	0.123	3.0 *	2.8 *	0.4
2ª	0.035	0.029	0.074	1.7	0.4	-1.3	0.051	0.040	0.092	0.0	0.0	0.5
3ª	0.032	0.028	0.092	0.2	0.1	0.0	0.046	0.041	0.141	0.3	0.2	0.5
4ª	0.031	0.027	0.068	0.3	0.1	-0.1	0.048	0.044	0.084	0.7	2.6	-0.4
5ª	0.035	0.028	0.073	0.8	0.2	0.2	0.053	0.035	0.092	0.0	0.9	-1.0
Subperiodo 2, 1994-1997						Subperiodo 3, 1998-2001						
Total	0.031	0.028	0.063	5.5			0.016	0.011	0.045	2.3		
1ª	0.029	0.026	0.049	1.1	0.1	2.0 **	0.011	0.011	0.041	2.0	1.7	-0.5
2ª	0.033	0.031	0.071	1.8	1.3	-1.0	0.021	0.012	0.051	0.4	0.1	-0.8
3ª	0.033	0.026	0.055	0.0	0.4	0.4	0.015	0.012	0.040	0.0	0.1	-1.4
4ª	0.028	0.024	0.070	2.3	1.6	-0.6	0.016	0.012	0.035	0.1	0.1	2.0 *
5ª	0.034	0.032	0.062	1.7	1.6	-0.7	0.017	0.012	0.056	0.3	0.2	0.8
Panel B: Índice AFI-ML												
Periodo global, 1990-2001						Subperiodo 1, 1990-1993						
Total	0.044	0.044	0.283	6.9			0.063	0.048	0.272	5.4		
1ª	0.041	0.037	0.314	0.2	0.9	-1.5	0.044	0.035	0.290	3.2 *	2.8 *	-0.4
2ª	0.055	0.057	0.306	2.4	2.3	-0.5	0.076	0.061	0.287	1.5	3.4 *	1.3
3ª	0.051	0.052	0.256	1.6	1.3	0.4	0.083	0.048	0.210	1.5	0.0	-0.1
4ª	0.033	0.040	0.286	0.7	0.2	-0.4	0.044	0.052	0.319	0.2	0.2	-1.3
5ª	0.035	0.032	0.246	3.6 *	2.7	2.0 **	0.061	0.038	0.229	0.3	0.6	0.7
Subperiodo 2, 1994-1997						Subperiodo 3, 1998-2001						
Total	0.046	0.062	0.328	8.2 *			0.022	0.027	0.243	1.5		
1ª	0.058	0.082	0.361	0.5	1.5	-0.6	0.023	0.021	0.289	0.0	0.2	-1.7 *
2ª	0.051	0.078	0.362	0.4	0.7	-0.8	0.036	0.030	0.261	0.9	0.1	-1.1
3ª	0.060	0.078	0.315	1.4	1.3	-0.1	0.010	0.038	0.227	0.2	0.7	0.6
4ª	0.041	0.061	0.308	0.0	0.0	0.6	0.015	0.004	0.220	0.7	1.8	0.9
5ª	0.012	-0.010	0.284	7.5 **	12.8 **	0.9	0.032	0.045	0.220	0.2	0.6	1.2
Panel C: Índice Ibex-35												
Periodo global, 1990-2001						Subperiodo 1, 1990-1993						
Total	0.034	0.059	1.322	3.6			0.019	0.006	1.167	3.1		
1ª	0.111	0.118	1.356	3.1 *	1.8	-1.4	-0.052	-0.039	1.195	0.7	0.9	0.2
2ª	0.007	0.069	1.332	0.3	0.0	1.0	0.045	0.060	1.162	0.4	1.5	0.9
3ª	0.061	0.048	1.283	0.0	0.0	1.3	0.126	0.092	1.117	1.4	1.1	0.2
4ª	-0.003	0.048	1.383	0.1	0.1	-2.2 **	-0.101	-0.105	1.298	1.4	1.8	-2.6 **
5ª	0.010	0.004	1.232	0.7	0.9	1.3	0.070	0.005	0.991	0.0	0.0	1.6
Subperiodo 2, 1994-1997						Subperiodo 3, 1998-2001						
Total	0.069	0.089	1.080	6.0			0.015	0.096	1.650	3.8		
1ª	0.193	0.210	1.084	3.3 *	2.2	-0.8	0.190	0.311	1.700	3.8 *	1.7	-1.6
2ª	0.007	0.051	1.102	0.9	0.4	0.3	-0.031	0.126	1.667	0.3	0.1	0.4
3ª	0.074	0.040	0.949	0.1	0.8	2.1 **	-0.017	0.018	1.674	0.3	0.1	0.0
4ª	0.100	0.183	1.062	0.9	2.7	-0.4	-0.009	0.048	1.710	0.1	0.5	-0.7
5ª	-0.024	-0.047	1.252	2.1	2.9 *	-1.7 *	-0.018	0.068	1.426	0.1	0.1	2.0 **

* Rechazo de la hipótesis nula a un nivel del 10%.

** Rechazo de la hipótesis nula a un nivel del 5%.

Finalmente, en un análisis del Ibex-35 a través del Panel C de la Tabla 3, se observa un comportamiento claramente alejado de presentar los efectos hasta ahora analizados, incluido el ya comentado, referido al vencimiento de los activos derivados sobre el Ibex-35.



4.3. El efecto mes del año

El Panel A de la Tabla 4 muestra que en el índice AFI-LT, además de detectarse un claro *efecto mes del año* a través del contraste fuerte, los contrastes débiles señalan la existencia de un comportamiento diferenciado durante los meses de enero, junio, julio y diciembre al compararse con el resto de los días del año en un análisis del periodo global, meses que incluyen tanto el cambio de año como el cambio de semestre, haciendo coincidir a los meses con mayor rendimiento con el cambio de año, y a los meses con menor rendimiento con el cambio de semestre.¹⁰

El índice AFI-ML muestra (Panel B de la Tabla 4) para el periodo global un comportamiento diferenciado durante el mes de enero, con rendimientos superiores al resto de meses, y en febrero, con el signo contrario, aunque en el subperiodo más cercano a la actualidad no aparece ningún mes con un comportamiento diferenciado al resto.

Finalmente, el análisis del Panel C de la Tabla 4 no permite observar ningún comportamiento similar entre el índice Ibex-35 y los índices de Deuda Pública, observándose diferencias significativas durante el mes de septiembre y noviembre en el periodo global que, de nuevo, no se ratifican en el comportamiento más reciente del índice, en donde no se detecta *efecto mes del año*. En este resultado destaca la ausencia clara de efectos relacionados con el cambio de año en el mercado español de renta variable, concretamente del *efecto enero* analizado en trabajos previos.

5. CONCLUSIONES

A lo largo de este trabajo se ha analizado la posible presencia de efectos de calendario en los rendimientos diarios de los activos de Deuda Pública española, comparándose con el comportamiento de la renta variable. Para ello se han utilizado dos índices elaborados por AFI a partir de las cotizaciones diarias de las Letras del Tesoro y de los Bonos y Obligaciones del Estado, respectivamente, así como el índice Ibex-35 del mercado español de renta variable. Concretamente, el estudio de los comportamientos estacionales se ha centrado en tres efectos: el *efecto día de la semana*, el *efecto semana del mes* y el *efecto mes del año*, abarcando el periodo comprendido entre 1990 y 2001, periodo que se ha dividido en tres subperiodos para realizar un análisis temporal complementario. La aplicación de diversos contrastes no paramétricos, más adecuados ante el rechazo de Normalidad en las series de rendimientos y la diferencia significativa entre las varianzas de algunos de los grupos que se comparan, ha conducido a un conjunto de resultados de los que resaltan los que seguidamente se enumeran.

El índice AFI-LT muestra un claro *efecto día de la semana* con diferencias sobre el resto de días de la semana significativamente positivas los lunes y significativamente negativas los

10 Con la finalidad de resumir los resultados obtenidos, en la Tabla 4 tan solo se reflejan los resultados correspondientes al contraste fuerte, a los contrastes débiles referidos a los meses de enero y diciembre, relacionados con el efecto cambio de año, así como al resto de meses en los que los contrastes débiles referidos al periodo global han resultado significativos.

Tabla 4.
Efecto mes del año.

Esta tabla muestra la media y mediana (como medidas de posición central) y la desviación típica (como medida de dispersión) de cada grupo, junto con los resultados de los contrastes no paramétricos: Kruskal-Wallis (K-W), contraste de mediana (Chi(2)) y el contraste de varianzas de Siegel-Tukey (S-T), para los tres índices analizados y en los diferentes periodos de tiempo considerados.

	Media	Mediana	D.T.	K-W	Chi (2)	S-T	Media	Mediana	D.T.	K-W	Chi (2)	S-T
Panel A: Índice AFI-LT												
Periodo global, 1990-2001						Subperiodo 1, 1990-1993						
Total	0.032	0.028	0.078	21.7 **			0.047	0.040	0.109	12.9		
Enero	0.033	0.032	0.142	5.5 **	7.0 **	-2.2 **	0.046	0.046	0.204	2.1	0.8	-0.7
Junio	0.028	0.020	0.060	4.4 **	4.1 **	-0.7	0.043	0.039	0.068	0.3	0.0	-1.1
Julio	0.024	0.021	0.057	4.2 **	3.7 *	1.0	0.033	0.033	0.070	3.1 *	0.8	0.7
Dic.	0.033	0.032	0.066	6.0 **	4.9 **	0.5	0.043	0.041	0.078	0.5	0.0	3.0 **
Subperiodo 2, 1994-1997						Subperiodo 3, 1998-2001						
Total	0.031	0.028	0.063	13.8			0.016	0.011	0.045	5.4		
Enero	0.034	0.040	0.122	3.8 *	3.8 *	0.3	0.017	0.012	0.043	0.0	0.7	-3.1 **
Junio	0.028	0.026	0.070	1.4	1.0	1.9 *	0.012	0.011	0.031	1.7	5.6 **	1.7 *
Julio	0.024	0.020	0.061	1.6	4.1 **	0.4	0.014	0.011	0.031	0.2	0.2	1.4
Dic.	0.029	0.030	0.062	0.6	0.1	2.4 **	0.027	0.013	0.052	1.7	1.1	-3.5 **
Panel B: Índice AFI-ML												
Periodo global, 1990-2001						Subperiodo 1, 1990-1993						
Total	0.044	0.044	0.283	14.4			0.063	0.048	0.272	17.0		
Enero	0.071	0.071	0.254	4.7 **	5.0 **	1.7 *	0.100	0.086	0.165	4.7 **	7.2 **	2.0 **
Feb.	0.012	0.029	0.262	4.9 **	3.5 *	1.7 *	0.057	0.049	0.258	0.0	0.0	2.0 **
Dic.	0.050	0.056	0.235	0.7	0.8	0.5	0.074	0.056	0.170	0.4	0.8	1.1
Subperiodo 2, 1994-1997						Subperiodo 3, 1998-2001						
Total	0.046	0.062	0.328	17.8 *			0.022	0.027	0.243	5.5		
Enero	0.064	0.083	0.321	0.4	1.1	0.5	0.045	0.042	0.257	1.2	1.1	0.5
Feb.	-0.027	-0.027	0.309	7.3 **	7.1 **	-0.4	0.006	0.014	0.206	0.4	0.1	1.7 *
Dic.	0.054	0.067	0.235	0.0	0.1	2.4 **	0.020	-0.018	0.291	0.1	0.1	-3.1 **
Panel C: Índice Ibox-35												
Periodo global, 1990-2001						Subperiodo 1, 1990-1993						
Total	0.034	0.059	1.322	18.6 *			0.019	0.006	1.167	20.7 **		
Enero	0.149	0.100	1.449	1.0	0.5	0.0	0.118	-0.020	1.390	0.0	0.1	-0.5
Sep.	-0.169	-0.135	1.649	6.2 **	4.4 **	-2.9 **	-0.347	-0.304	1.310	10.0 **	5.7 **	-2.7 **
Nov.	0.167	0.188	1.228	2.9 *	5.4 **	0.1	-0.012	-0.129	0.965	0.5	0.5	0.3
Dic.	0.120	0.134	1.319	1.2	1.6	-1.4	0.103	0.157	1.104	0.7	1.2	-2.3 **
Subperiodo 2, 1994-1997						Subperiodo 3, 1998-2001						
Total	0.069	0.089	1.080	18.0 *			0.015	0.096	1.650	9.1		
Enero	0.169	0.179	1.001	1.2	0.5	0.3	0.160	0.156	1.862	0.4	0.3	0.3
Sep.	0.102	0.061	0.964	0.0	0.1	0.2	-0.266	-0.284	2.341	1.8	1.6	-2.7 **
Nov.	0.318	0.320	0.943	5.7 **	6.4 **	1.3	0.194	0.377	1.626	1.1	3.7 *	-0.9
Dic.	0.153	0.067	1.179	0.3	0.0	-0.3	0.102	0.273	1.648	0.2	1.2	0.0

* Rechazo de la hipótesis nula a un nivel del 10%.

** Rechazo de la hipótesis nula a un nivel del 5%.

viernes, comportamiento contrario al tradicionalmente estudiado *efecto fin de semana* de los mercados de renta variable. También se observa evidencia a favor de un *efecto mes del año* con rendimientos mayores en los meses alrededor del cambio de año, diciembre y enero, y menores en los meses alrededor del medio año, junio y julio, describiendo un comportamiento en forma de U en los rendimientos diarios a lo largo de los meses del año.

En el índice AFI-ML se presenta evidencia en el periodo global a favor de un *efecto lunes*, un *efecto cambio de mes*, y un *efecto enero-febrero*, detectado tan solo por los correspondientes contrastes débiles, no encontrándose un comportamiento diferenciado en la tercera semana del

mes en la que tienen su vencimiento los activos derivados sobre el Bono Nocional a diez años. No obstante, el cambio de definición del índice a lo largo del periodo analizado otorga mayor relevancia al análisis de los subperiodos, resaltando en este sentido que ninguno de los efectos señalados está presente en el subperiodo más reciente que abarca desde 1998 a 2001, detectándose en este último subperiodo un claro *efecto fin de semana*.

Por último, el análisis del Ibex-35 evidencia una falta total de correspondencia entre los patrones estacionales de la Deuda Pública española y la renta variable, destacando el hecho de no haber encontrado en el comportamiento de este índice, ni evidencia a favor del efecto del vencimiento de los activos derivados sobre el mismo, ni evidencia a favor del *efecto enero*.

Así pues, de cara a la futura utilización de las series de rendimientos diarios descritos por los índices AFI-LT y AFI-ML en trabajos de corte empírico, habrá que tener en cuenta los patrones de comportamiento encontrados, entre los que destaca por su importancia y actualidad el *efecto lunes* de la serie de rendimientos correspondiente al índice AFI-LT, serie que, por otra parte, es altamente susceptible de ser utilizada como proxy de la serie de rendimientos del activo libre de riesgo del mercado financiero español.

REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- Aggarwal, R. y J.D. Schatzberg (1997): “Day of the week effects, information seasonality, and higher moments of security returns”, *Journal of Economics and Business*, 49, pp. 1-20.
- Analistas Financieros Internacionales (1994): “Notas para el análisis”, *Analistas Financieros Internacionales: Informe anual*.
- Analistas Financieros Internacionales (2000): “Notas para el análisis”, *Analistas Financieros Internacionales: Informe anual*.
- Analistas Financieros Internacionales (2002): “Los índices AFI de renta fija”, *mimeo*.
- Board, J.L. y M. Sutcliffe (1988): “The weekend effect in the UK stock market returns”, *Journal of Business Finance and Accounting*, 15, pp. 199-213.
- Camino, D. (1997): “Efectos intradía y día de la semana en la Bolsa de Madrid. Información y volumen de contratación”, *Revista Española de Financiación y Contabilidad*, 26, 90, pp. 51-75.
- Chien, C.C., C.F. Lee y A.M.L. Wang (2002): “A note on stock market seasonality: The impact of stock price volatility on the application of dummy variable regression model”. *The Quarterly Review of Economics and Finance*, 42, pp. 155-162.
- Conover, W.J. (1971): *Practical nonparametric statistics*. Ed. Wiley, New York.
- Corredor P., P. Lechón y R. Santamaría (1997): “El vencimiento de los derivados y el Ibex-35”, *Revista de Economía Aplicada*, 14, pp. 81-97.

- Corredor, P. y R. Santamaría (1996): “El efecto día de la semana: resultados sobre algunos mercados de valores europeos”, *Revista Española de Financiación y Contabilidad*, 25, 86, pp. 235-252.
- Heras, A. y J. M. Nave (2002): “Estacionalidad diaria en los rendimientos de la Deuda Pública española”, Documento de Trabajo de la Facultad de CC. EE. y EE de Albacete. Universidad de Castilla – La Mancha.
- Jones, C. P. y J. W. Wilson (1989): “An analysis of the January effect in stocks and interest rates under varying monetary regimes”, *The Journal of Financial Research*, 12 (4), pp. 341-354.
- Jordan, S.D. y B.D. Jordan (1991): “Seasonality in daily bond returns”, *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 26 (2), pp. 269-285.
- Lakonishok, J. y S. Smidt (1988): “Are seasonal anomalies real? A ninety year perspective”, *The Review of Financial Studies*, 1, pp. 403-425.
- Meneu, V. y A. Pardo (2001): “El efecto día festivo en la Bolsa española”, *Moneda y Crédito*, 213, pp. 97-126.
- Novalés, A. (1998): *Estadística y Econometría*. Ed. McGraw-Hill, Madrid.
- Peña (1995): “Daily seasonalities and stock market reforms in Spain”, *Applied Financial Economics*, 5, pp. 419-423.
- Rubio, G. y L. Salvador (1991): “Estacionalidad diaria de los precios de las acciones en el mercado español de capitales”, *Revista Española de Financiación y Contabilidad*, 67, pp. 307-336.
- Santesmases, M. (1986): “An investigation of the Spanish stock market seasonalities”, *Journal of Business Finance and Accounting*, 13, pp. 267-276.
- Schneeweis, T. y J. R. Woolridge (1979): “Capital Market seasonality: The case of bond returns”, *The Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 14 (5), pp. 939-958.
- Sun, Q. y W.H.S. Tong (2002): “Another new look at the Monday effect”, *Journal of Business Finance and Accounting*, 29 (7), pp. 1123-1147.
- Wang, K., Y. Li y J. Erickson (1997): “A new look at the Monday effect”, *The Journal of Finance*, 52 (5), pp. 2171-2186.