



FUNDACION BBV

**EL EFECTO DE LOS ANUNCIOS DE CAMBIOS
EN LA LEGISLACION FISCAL SOBRE LAS
GANANCIAS DE CAPITAL EN LOS PRECIOS
DE LOS ACTIVOS FINANCIEROS**

Begoña Basarrate

Gonzalo Rubio

Diciembre, 1995

ECONOMIA PUBLICA

**EL EFECTO DE LOS ANUNCIOS DE CAMBIOS
EN LA LEGISLACION FISCAL SOBRE LAS
GANANCIAS DE CAPITAL EN LOS PRECIOS
DE LOS ACTIVOS FINANCIEROS**

Begoña Basarrate

Gonzalo Rubio

Diciembre, 1995

Centro de Estudios de Economía sobre el Sector Público

Director: **D. José Manuel González-Páramo**, catedrático de Hacienda Pública y Sistema Fiscal,
de la Universidad Complutense de Madrid

© FUNDACION BBV
DOCUMENTA
Plaza de San Nicolás, 4
48005 BILBAO

BEGOÑA BASARRATE URIZAR

Profesora Titular de Hacienda Pública y Derecho Fiscal de la Universidad del País Vasco. Licenciada y Doctora en Ciencias Económicas y Empresariales por la Universidad del País Vasco. Master en Economía por la Universidad de San Francisco. Ha impartido clases de Licenciatura en Sistemas Fiscales, Sistema Fiscal Español y Hacienda Pública, y de Doctorado en Economía. Ha sido Consejera Técnica de Investigación del Instituto de Estudios Fiscales, Ministerio de Economía y Hacienda.

Autora de varios artículos publicados en Hacienda Pública Española, Investigaciones Económicas y Revista de Economía Pública.

GONZALO RUBIO IRIGOYEN

Catedrático de Fundamentos del Análisis Económico de la Universidad del País Vasco. Licenciado en Ciencias Económicas y Empresariales por la Universidad del País Vasco, Master en Dirección de Empresas (MBA) por la Universidad de Columbia, Doctor (PhD) en Ciencias Económicas por la Universidad de California en Berkeley. Ha impartido clases en Licenciatura de Economía de la Empresa, Microeconomía y Macroeconomía, y de doctorado en Economía. Ha sido profesor visitante de la Universidad de Burdeos, Centro de Estudios Monetarios y Financieros del Banco de España, Universidad Carlos III de Madrid y de la Universidad de California en Berkeley. Premio de Investigación de la European Finance Association, 1989.

Autor de varios artículos publicados en Journal of Banking and Finance, Journal of Business Finance and Accounting, Investigaciones Económicas y Centre for Economics Policy Research.

Los Centros Permanentes de Reflexión de la Fundación Banco Bilbao Vizcaya abordan, desde una perspectiva multidisciplinar, áreas específicas de actualidad. En cada una de estas áreas se incluyen proyectos de investigación propios, a partir de los cuales se desarrolla una actividad de encuentros periódicos, generalmente en la modalidad de seminarios y conferencias anuales.

Aspiran estos Centros a que la sociedad vea en ellos puntos de referencia de calidad, en los estudios y debates de los temas encuadrados dentro de cada área.

La Fundación Banco Bilbao Vizcaya pretende ofrecer, con el Centro de Estudios sobre Economía Pública, un punto de referencia en el estudio, la reflexión y el debate sobre la actividad del sector público español y las alternativas disponibles para mejorar el diseño de la política pública en sus aspectos fundamentales: fiscalidad, gasto y endeudamiento públicos, regulación económica, gestión pública y descentralización, etc.

RESUMEN

Este trabajo presenta evidencia consistente con la importancia que se suele atribuir a los condicionantes fiscales en relación a la inversión con riesgo. Los resultados empíricos obtenidos mediante una metodología apropiada para situaciones en las que se desconoce con exactitud la llegada de nueva información al mercado y donde la fecha de los anuncios se produce en el mismo momento para todas las acciones, muestran reacciones significativas ante cambios en la legislación fiscal sobre ganancias de capital. Asimismo, los resultados sugieren la existencia de un margen de maniobra para profundizar en el desarrollo fiscal que favorezca la inversión en renta variable.

SUMARIO

	Páginas
1. INTRODUCCION	7
2. CAMBIOS EN LA LEGISLACION FISCAL	9
3. LOS DATOS	11
3.1. Rendimientos diarios de carteras	11
3.2. La rotación del volumen de contratación	14
4. METODOLOGIA ESTADISTICA Y RESULTADOS PREVIOS	15
4.1. Metodología estadística	15
4.2. Resultados previos	19
5. RESULTADOS EMPIRICOS	26
5.1. El comportamiento de las carteras ante anuncios de cambios en el tratamiento fiscal de las plusvalías	26
5.2. El comportamiento de las carteras durante bloques de anuncios sobre el tratamiento fiscal de las plusvalías	30
5.3. La rotación de los títulos negociados de las diferentes carteras durante bloques de anuncios sobre el tratamiento fiscal de las plusvalías	32
6. COMENTARIOS FINALES Y CONCLUSIONES	34

EL EFECTO DE LOS ANUNCIOS DE CAMBIOS EN LA LEGISLACION FISCAL SOBRE LAS GANANCIAS DE CAPITAL EN LOS PRECIOS DE LOS ACTIVOS FINANCIEROS

I. INTRODUCCION

Uno de los aspectos centrales de la economía de la regulación consiste en conocer si las posibles acciones reguladoras tienen efectos beneficiosos sobre los agentes económicos afectados por dicha regulación. El análisis económico tradicional utiliza las ideas de la economía del bienestar para discernir las posibles repercusiones sociales de las diversas medidas reguladoras.

Sorprendentemente, los análisis de la economía de la regulación han ignorado, en gran medida, datos financieros que, sin embargo, tienen por su calidad y precisión un enorme potencial para analizar el impacto de las medidas reguladoras en las expectativas de los agentes económicos y en su bienestar.

Un cambio legislativo en la imposición sobre las ganancias de capital lo podemos entender como una variación en la regulación fiscal con potenciales repercusiones sobre las expectativas de los agentes financieros y, consecuentemente, sobre su actuación en los mercados de valores. Una forma interesante de analizar la importancia que tiene la legislación fiscal sobre plusvalías en los precios de los activos financieros consiste en estudiar cómo dichos precios reaccionan ante el anuncio de un cambio relevante en la legislación tributaria sobre las ganancias de capital. En definitiva, la disponibilidad de datos financieros precisos y numerosos permite, en principio, estudiar la repercu-

sión que los cambios legislativos de carácter fiscal tienen sobre las expectativas de los agentes.

Este trabajo se centra en los cambios anunciados a lo largo de 1990 en relación a la reforma de la imposición personal sobre la renta y el patrimonio. De particular interés para este proyecto son los cambios propuestos en la legislación que afecta a las variaciones patrimoniales. Así, la idea de este proyecto consiste en estudiar la reacción de los precios de las acciones ante la llegada de nueva información que implicaba cambios en la legislación existente hasta 1990 sobre variaciones patrimoniales.

La gran dificultad con la que se enfrenta un trabajo de estas características se basa en la práctica imposibilidad de conocer con exactitud la llegada de la nueva información al mercado. Los continuos rumores y declaraciones de diversa índole que acompañaron a los significativos cambios en la legislación fiscal a lo largo de 1990 implican considerables dificultades en la interpretación de los resultados empíricos. Declaraciones contradictorias entre las autoridades legislativas incorporan complicaciones adicionales en el análisis al no resultar claro si el mercado las debía interpretar como signos positivos de cambio o si, por el contrario, el mercado debería hacer una lectura negativa de los mismos.

El trabajo desarrolla una metodología estadística que pretende corregir este tipo de di-

ficultades. Asimismo, es crucial notar que la fecha de un posible cambio en la legislación fiscal es la misma para todas las acciones. Estas dos características, nos obliga a utilizar una metodología diferente de la habitual en los estudios sobre la llegada de nueva información a los mercados¹. En particular, cabe señalar que empleamos una metodología multivariante bajo ecuaciones aparentemente no relacionadas que permite contrastar hipótesis conjuntas cuando la fecha de los anuncios es la misma para todas las empresas y cuando resulta difícil concretar la fecha en la que se produjo la llegada de la nueva información.

Los resultados muestran la importancia que la legislación fiscal sobre plusvalías tiene sobre el comportamiento del mercado de valores. Sin embargo, es preciso señalar que las dificultades anteriores impiden que se detecten resultados significativos cuando empleamos fechas de anuncios individuales. Por el contrario, la utilización de bloques de fechas que incorporen cualquier tipo de comentario sobre los posibles cambios fiscales reflejan de forma sig-

nificativa importantes impactos de los cambios en la legislación fiscal sobre los precios de las acciones.

Este trabajo está dividido en seis secciones. La segunda sección describe los cambios producidos en la legislación fiscal y los identifica por las fechas en que fueron anunciados en la prensa más significativa del país. Los datos utilizados se presentan en la tercera sección. Asimismo, esta sección describe la formación de carteras de activos financieros que empleamos en los resultados empíricos, así como las características principales de estas carteras. La cuarta parte contiene una descripción de la metodología estadística empleada en el trabajo y de una serie de resultados previos que necesitamos conocer para implantar dicha metodología estadística. La quinta sección presenta los resultados empíricos sobre los efectos de los anuncios de cambios en la legislación fiscal sobre plusvalías en los precios de las acciones. Finalmente, la sexta sección presenta las conclusiones más relevantes del trabajo.

¹ Los denominados «event studies» en terminología inglesa.

2. CAMBIOS EN LA LEGISLACION FISCAL

El tratamiento fiscal de las variaciones patrimoniales ha sido tradicionalmente criticado en nuestro país. En junio de 1990 se publicó el Libro Blanco sobre la reforma de la imposición personal sobre la renta y el patrimonio. El primer anuncio sobre el contenido preciso del mismo llegó a la prensa el 16 de junio de 1990. Esta es una de las fechas claves para el estudio que proponemos realizar.

En el apartado que contiene el Libro Blanco sobre las variaciones patrimoniales se hace una crítica de la situación existente hasta ese momento y se proponen una serie de mejoras enmarcadas en los objetivos siguientes:

- a) Simplificar el sistema existente hasta ese momento.
- b) Integrar las plusvalías en la estructura progresiva del IRPF, teniendo en cuenta su carácter de renta irregular de génesis plurianual.
- c) Tomar en consideración tanto las plusvalías como las minusvalías, evitando siempre la compensación de minusvalías netas con otras fuentes de renta.
- d) Limitar el conjunto de fenómenos económicos considerados fiscalmente como plusvalías.

Lo importante, desde el punto de vista de nuestro trabajo, es que las medidas concretas propuestas para el logro de los cuatro objetivos anteriores, mejoraban considerablemente el tratamiento de las plusvalías. Por tanto, la llegada de esta información al mercado parece que debería impactar favorable y significativamente a los precios de las acciones más directamente afectadas por un mejor trato fiscal. Desafortunadamente, anuncios de estas carac-

terísticas no implican, contrariamente a lo que podemos pensar, reacciones positivas en los precios de los activos financieros sometidos a fuertes cargas impositivas. Si durante los meses o días anteriores a la aparición definitiva del Libro Blanco, los comentarios de las autoridades legislativas contenían mensajes incluso más positivos para el tratamiento de las plusvalías que el finalmente reflejado en el Libro Blanco, las reacciones de los precios de las acciones podrían ser negativas. Estas reacciones negativas podrían ser absolutamente plausibles a pesar de las mejoras en el trato de las plusvalías sobre la situación anterior a la aparición del Libro Blanco. Sin duda, lo relevante son las expectativas de los agentes sobre el contenido del Libro Blanco. Si lo finalmente anunciado el 16 de junio de 1990 no resultaba tan satisfactorio para el mercado bursátil como se podría esperar, las reacciones de los precios no serían necesariamente positivas. Al contrario, se producirían reacciones negativas en los precios de los activos.

En cualquier caso, es interesante presentar algunos de los comentarios que aparecieron el 16 de junio en los tres periódicos utilizados en nuestro análisis, El País, Expansión y Cinco Días. En particular, El País señalaba que *el tratamiento fiscal de las plusvalías será totalmente modificado en el nuevo impuesto sobre la renta*. Cinco Días, por su parte, enfatizaba que *el Libro Blanco establece un tipo máximo de tributación para las plusvalías del 35%*. Finalmente, Expansión, en su primera página, señalaba que *Hacienda rebaja drásticamente la fiscalidad sobre las plusvalías*.

Nótese que, además de la dificultad señalada en el párrafo anterior, el mercado podría haber incorporado estas noticias con anterioridad si las filtraciones sobre lo que finalmente se anunciaría en el Libro Blanco se hubiesen producido con la regularidad e intensidad suficientes.

Asimismo, es importante señalar que las propuestas del Libro Blanco no tenían un carácter de imperativo legal, aunque permitían entrever el espíritu de la reforma que se pensaba llevar a cabo. En este sentido, la primera noticia sobre el contenido del anteproyecto de ley sobre la reforma del IRPF apareció el 12 de julio de 1990. Finalmente, la noticia sobre la aprobación del Consejo de Ministros de dicho anteproyecto apareció en prensa el 28 de julio de ese mismo año. Estas son las fechas claves del trabajo y sobre las que se llevará a cabo el estudio econométrico propuesto más adelante. Este anteproyecto confirma la modificación radical del sistema de tributación de las plusvalías existentes, aunque al mismo tiempo restringe las ventajas en el IRPF propuestas en el Libro Blanco con el fin último de mantener la recaudación.

Otras fechas de potencial interés son el 16 y el 19 de julio de 1990. El 16 de julio se anunciaba

que Hacienda pensaba rebajar las retenciones por rentas de capital. Una vez más, esta noticia podría tener consecuencias negativas, ya que el 19 de mayo anterior se habían producido una serie de noticias que implicaban un mejor tratamiento de las retenciones que el sugerido el 16 de julio. Por otra parte, el 19 de julio se anunciaba que el nuevo IRPF reduciría la fiscalidad de los fondos de inversión.

En definitiva, la cuestión de la reacción de los precios de las acciones que cotizan en el mercado bursátil ante esta serie de noticias se convierte en un tema empírico. Es claro que una interpretación a priori de dichas noticias resulta mucho más compleja de lo que cabría esperar. Los resultados empíricos de la quinta sección facilitarán las conclusiones sobre la interpretación que hizo el mercado sobre las mismas, así como sobre la relevancia del tratamiento fiscal de las plusvalías para el mercado de valores.

3. LOS DATOS

3.1. Rendimientos diarios de carteras de acciones

En los trabajos empíricos que estudian la reacción de los precios ante la llegada de nueva información, es importante disponer de una base de datos de rendimientos diarios donde pueda reflejarse con precisión el impacto de un determinado anuncio.

Para este trabajo disponemos de una muestra diaria de 92 acciones que cotizan en el mercado continuo español para el período comprendido entre el 19 de abril de 1990 y el 8 de junio de 1993². Estos datos comprenden las cotizaciones diarias de apertura, cierre, máximo, mínimo, así como el volumen de pesetas efectivas negociadas y el número de títulos contratados diariamente. Esto supone un total de 789 observaciones para cada acción de la muestra, aunque no todas ellas tienen los datos completos debido a las diferentes fechas de entrada en el mercado continuo. Asimismo, hemos recogido los dividendos pagados por las empresas de la muestra durante dicho período y la información sobre los derechos de suscripción necesaria para calcular los rendimientos totales diarios que serán la base del estudio.

Una de las más importantes conjeturas de nuestra investigación, tal como hemos comentado anteriormente, se basa en que existirán unas determinadas acciones cuyos rendimientos (precios) reaccionarán en mayor medida ante cambios favorables (o desfavorables) en la legislación fiscal sobre plusvalías. Así, acciones cuyos rendimientos tienen un importante porcentaje proveniente de los dividendos pagados, no deberían experimentar, ante cambios legislativos en el tratamiento fiscal de las

plusvalías, una reacción tan acusada como aquellas otras acciones cuyos rendimientos provienen en su mayor parte de ganancias de capital. De la misma forma, acciones que forman parte de estrategias de contratación que tratan de optimizar las ventajas de tipo fiscal que ofrece la legislación tributaria también deberían ser de especial interés en un trabajo de estas características. Finalmente, el tamaño, medido por la capitalización bursátil de las acciones, ha representado una forma tradicional de clasificar a las acciones que cotizan en el mercado de valores al ser una variable asociada con el riesgo bursátil y con la liquidez de contratación que incorporan dichas acciones.

Estas consideraciones nos han llevado a utilizar carteras de acciones en nuestra investigación empírica en lugar de acciones individuales, ya que resulta relativamente sencillo formar grupos homogéneos, facilitando la interpretación de los resultados empíricos. En particular, hemos formado carteras de acciones según la relación dividendo/precio de las diferentes acciones de la muestra en cada año, así como en base al potencial de contratación impositiva de las mismas y en función de la capitalización bursátil. A continuación pasamos a describir el proceso de formación de dichas carteras y las características principales de las mismas.

Para realizar la clasificación en términos de la relación dividendo/precio, calculamos los dividendos brutos por acción pagados por cada empresa de la muestra para cada año entre 1989 y 1992. Estos dividendos los dividimos por el precio final de cada una de las acciones en el último día de contratación de cada uno de dichos años. Así, disponemos de la relación dividendo/precio de cada acción y en cada año desde 1989 a 1992. Al final de cada uno de dichos años, todas las acciones se clasificaron

² Estos datos fueron facilitados por la Comisión Nacional del Mercado de Valores. Los autores agradecen a dicha

institución el acceso al banco de datos del mercado continuo.

de menor a mayor relación dividendo/precio y fueron distribuidas en cinco carteras denominadas DY1, DY2, DY3, DY4 y DY5, donde DY1 incorpora las acciones que no pagaron dividendos y aquellas otras acciones que pagan menos dividendos en relación a sus precios. Por otra parte, DY5 son las acciones que tienen un alto dividendo en relación a sus precios y que, por lo tanto, dependen en menor medida de las ganancias de capital como forma de obtener rendimientos bursátiles.

En segundo lugar, queremos clasificar acciones que presentan una alta probabilidad de ser negociadas por motivos principalmente relacionados con estrategias de inversión impositivas. Así, en cada año necesitamos clasificar a todas las acciones disponibles de acuerdo con su potencial de contratación impositiva. En nuestro trabajo se empleará la medida del potencial de contratación impositiva (PCI) utilizada por Basarrate y Rubio (1994a). En particular, dicha medida se obtiene como el cociente entre el precio final del año y el precio máximo a lo largo de ese mismo año para cada una de las acciones disponibles en la muestra. En definitiva, el valor máximo que puede alcanzar esta medida es uno, resultando un cociente más bajo cuanto mayor sea el potencial de contratación impositiva de cada título. Así, la medida puede escribirse como ³:

$$PCI_i = \frac{P_i \text{ FINAL}_t}{P_i \text{ MAXIMO}_t}; i = 1, \dots, N, t = 1989, \dots, 1992 \quad (1)$$

De esta manera, formamos cinco carteras clasificando las acciones individuales según su potencial de contratación impositiva durante cada uno de los años disponibles en la muestra.

³ La racionalidad de esta medida está íntimamente conectada con el comportamiento del mercado bursátil al final y principio de cada año. En este trabajo, la utilizamos como una medida de carácter más general en cuanto a los efectos potenciales que un cambio en la legislación

En otras palabras, como disponemos tanto del precio máximo como del precio final de todas las acciones individuales en cada año, somos capaces de calcular el PCI dado por la expresión (1). Así, para cada año establecemos una clasificación de todas las acciones de menor a mayor PCI que nos permite asignar cada acción individual a una de las cinco carteras formadas según este criterio. Estas carteras se denominan PC11, PC12, PC13, PC14 y PC15. De esta forma, la cartera denominada PC11 contiene las acciones con un PCI particularmente bajo, lo que implica tener un alto potencial de contratación impositiva. Son, en definitiva, aquellas acciones que han experimentado una mayor caída en sus precios desde el momento en que tuvieron su precio máximo del año hasta el final de dicho año. Por otra parte, la cartera denominada PC15 contiene las acciones con una menor probabilidad de ser negociadas por razones impositivas. Son las que han experimentado una menor caída de sus precios desde el máximo nivel del año.

Finalmente, una manera alternativa de formar carteras consista en observar la capitalización bursátil de cada empresa al final de cada año y asignar dichas acciones a un determinado número de carteras. En nuestro caso, se decidió construir cinco carteras según el criterio de la capitalización bursátil que denominamos MV1, MV2, MV3, MV4 y MV5. Así, la cartera MV1 contiene las acciones de menor capitalización, mientras que la cartera MV5 se forma con las acciones de mayor tamaño.

Es importante señalar que los componentes tanto de las carteras basadas en el potencial de contratación impositiva como de las carteras que utilizan la capitalización bursátil, así co-

fiscal sobre ganancias de capital tenga en los rendimientos de los activos financieros. Véase Basarrate y Rubio (1994a) para una explicación detallada de la relevancia de esta medida.

mo de las carteras construidas según el cociente dividendo/precio varían de año en año. En definitiva, aunque sus componentes pueden, en principio, ser muy diferentes de año en año, sus características de potencial de contratación impositiva, tamaño y cociente dividendo/precio permanecen inalterables.

Por otra parte, disponemos de dos índices de mercado calculados a partir de los rendimientos disponibles en cada mes de las acciones mencionadas anteriormente. Así, el primer índice supone que cada una de las acciones de la muestra recibe una ponderación diferente de acuerdo con su valor de mercado o capitalización al final del año precedente al cálculo de los rendimientos diarios. Este índice lo denominamos VW. El segundo índice supone que todas las acciones tienen en cada día la misma ponderación. En definitiva, este índice que denominamos EW, no es más que la media aritmética de los rendimientos de todas las acciones con datos disponibles en cada día⁴.

Las características más relevantes de estas carteras y que resumen su comportamiento durante el período muestral aparecen en los diversos paneles del cuadro I. En el panel A se presentan los rendimientos medios y autocorrelaciones de las cinco carteras formadas según el cociente dividendo/precio. A pesar de la baja significatividad de los rendimientos, puede observarse un claro patrón de comportamiento en las cinco carteras. Los rendimientos medios aumentan monótonamente desde las carteras DY1 hasta la cartera DY5. En concreto, sus rendimientos anualizados varían desde un -24 por ciento para la cartera DY1 hasta un 8 por ciento para la cartera DY5. Asimismo, sus rendimientos presentan la habitual autocorrelación de primer orden. Sin duda, resulta sorprendente el comportamiento tan di-

⁴ Los nombres VW y EW provienen de la terminología inglesa «Value-Weighted» y «Equally-Weighted» respectivamente.

ferente que han tenido las acciones que cotizan en el mercado bursátil en términos de la cantidad pagada de dividendos en relación a sus precios.

El panel B contiene los mismos estadísticos para las carteras formadas según la capitalización bursátil. De nuevo, aparece un claro patrón en el comportamiento de las carteras. Las acciones de mayor tamaño son las únicas que presentan, en promedio, rendimientos positivos. Este resultado tiene cierto interés al contradecir lo que se conoce como «efecto tamaño», característica que había dominado el panorama bursátil español en las últimas décadas⁵.

Finalmente, el panel C sugiere un patrón de comportamiento similar al encontrado por Bassarate y Rubio (1994a) para el período entre 1976 y 1991. Las empresas que no se utilizan en las estrategias fiscales al final y principio de cada año (PCI5) obtienen, en promedio, rendimientos superiores a los de las empresas con alto potencial de contratación impositiva (PCII).

En resumen, las empresas que pagan menos dividendos (en relación a sus precios), las empresas de menor tamaño y las empresas con una alta probabilidad de formar parte de estrategias fiscales son las acciones que obtienen, en promedio, rendimientos más bajos.

Finalmente, en el panel D se aprecia que, para el mercado en agregado, el período muestral disponible tuvo unos resultados medios negativos. Dado el mayor peso relativo de las acciones más pequeñas en el índice EW que en el índice VW, no debe resultar sorprendente el peor resultado promedio del índice EW.

⁵ Según el denominado efecto tamaño las empresas pequeñas han obtenido sistemáticamente rendimientos superiores a los rendimientos de las empresas de mayor tamaño, incluso una vez que se ha ajustado por el riesgo.

3.2. La rotación del volumen de contratación

En un trabajo reciente, Basarrate y Rubio (1994b) analizan la evidencia existente sobre la importancia que tienen las motivaciones fiscales en el volumen de negociación del mercado bursátil. Los resultados sugieren que el impacto de las estrategias fiscales en el volumen de contratación de las acciones es relevante, especialmente durante los meses finales de cada año.

Dada esta evidencia, este trabajo incorpora un análisis sobre los efectos que tienen los anuncios de los cambios en la legislación fiscal sobre plusvalías en el volumen de contratación de los valores. Dicho volumen lo entendemos como el número de títulos negociados por cada acción en cada día. Sin embargo, parece evidente que esta medida debería ajustarse por el tamaño de cada empresa en términos del número de acciones desembolsadas que dicha empresa posea. Así, definimos la rotación diaria para cada acción i como:

$$ROT_{it} = \frac{\text{Número de títulos negociados en el día } t}{\text{Número de títulos desembolsados en el día } t-1} \quad (2)$$

Con estos datos podemos obtener la rotación media diaria del mercado en su conjunto como:

$$ROT_{mt} = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N ROT_{it} \quad (3)$$

De la misma forma, calculamos la rotación diaria de las diferentes carteras formadas según los criterios descritos en los párrafos anteriores. Los resultados sobre la rotación media de las carteras y del mercado durante el período muestral aparecen en el cuadro 2.

Una vez más podemos apreciar claros patrones en el comportamiento medio tanto en términos de rotación como de número de títulos negociados. En particular, las carteras que, en promedio, han obtenido un mayor rendimiento durante el período muestral, DY5, MV5 y PCI4-PCI5, son las que presentan un volumen de negociación más alto. Sin embargo, una vez que dicho volumen se ajusta por el número de acciones desembolsadas, encontramos que, en promedio, las acciones con mayor rotación diaria son las que pagan menos dividendos, las de menor tamaño y las que tienen una mayor probabilidad de ser negociadas por motivos fiscales. Incluso, en el panel D del cuadro 2, observamos que el mercado en su conjunto tiene una rotación media diaria inferior a la que presentan dichas carteras.

Tanto las medidas de rendimiento diario como de rotación diaria de las diferentes carteras forman la base de datos con la que se lleva a cabo esta investigación.

4. METODOLOGIA ESTADISTICA Y RESULTADOS PREVIOS

4.1. Metodología estadística

La literatura financiera, muy influenciada por la economía de la información, tiene una gran tradición en estudiar los efectos que diversos tipos de anuncios sobre las empresas tienen sobre sus precios. Un ejemplo tradicional consiste en estudiar cómo los cambios significativos de los dividendos que deciden pagar las empresas afectan a los precios de sus acciones. Es decir, se trata de conocer el impacto de la llegada de nueva información en los precios de los activos financieros. Lo habitual en estos casos es estimar el llamado modelo de mercado para cada activo i :

$$R_{it} = \alpha_i + \beta_i R_{mt} + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

con datos que incluyen el período de tiempo que contiene el suceso de interés (la llegada de nueva información). En (4), R_{it} es el rendimiento diario de la empresa i y R_{mt} es el rendimiento diario del mercado. Los rendimientos en exceso de la muestra de empresas utilizadas por haber efectuado todas ellas un cambio de las mismas características (cambio en el dividendo pagado), se miden como los residuos de la regresión (4) alrededor del suceso. Dichos residuos se promedian transversalmente en la muestra teniendo en cuenta que cada suceso ocurre en un momento temporal diferente para cada empresa analizada. La hipótesis nula de que el promedio de excesos de rendimientos en el momento del anuncio es cero se realiza mediante una estimación transversal de la desviación estándar de los residuos de la regresión (4). Esta metodología supone que los residuos son independientes y están idénticamente distribuidos.

El tipo de anuncio que nosotros proponemos realizar en este trabajo tiene una serie de características especiales que dificultan e inva-

lidan, de hecho, la metodología tradicional descrita brevemente en el párrafo anterior. En particular, debemos mencionar tres aspectos claves que deben tenerse en cuenta al estudiar un cambio regulatorio como el propuesto en este trabajo:

1) No podemos saber con exactitud el momento en que se produce un cambio en las expectativas de los agentes. No existe una única fecha que esté bien definida y que, por tanto, pueda interpretarse como el momento del anuncio. Ante cambios legislativos de estas características lo habitual es encontrarse con una sucesión de anuncios todos relevantes para la información que queremos incorporar en nuestro análisis sobre los precios de los activos. En la misma línea, este tipo de sucesos vienen acompañados por múltiples negociaciones entre las partes afectadas lo que implica que el acontecimiento estudiado ha podido ser anticipado antes de la fecha empleada como la fecha del suceso en el análisis estadístico.

2) No está claro, en principio, que el efecto del cambio en la legislación estudiado afecta de manera similar a todas las empresas de la muestra. Dada esta asimetría de las consecuencias del cambio, los estadísticos habituales tenderán a rechazar la hipótesis nula en un número excesivo de ocasiones. En otras palabras, las expectativas sobre los residuos (los excesos de rendimientos) tienen una probabilidad positiva de ser diferentes en la muestra transversal de empresas. Asimismo, la varianza de los residuos será diferente entre las empresas estudiadas.

3) Finalmente, la fecha en que se produce el/los anuncios sobre un cambio legislativo es/son la misma para todas las empresas en la muestra. Así, los residuos utilizados mediante la regresión (4) no serán independientes. No podremos atribuir necesariamente los posibles efectos en los precios al cambio legislativo analizado.

Para evitar los problemas anteriores el tipo de metodología multivariante que proponemos es la siguiente: se trata de parametrizar los excesos de rendimiento, δ_{ia} , en ecuaciones como:

$$R_{it} = \alpha_0 + \alpha_{1i} D_{0t} + \alpha_{12} DLUN_t + \sum_{\tau=t}^{+k} \beta_{\tau 0} R_{m\tau+t} + \sum_{\tau=k}^k \beta_{\tau 1} R_{met\tau+t} D_{0t} + \sum_{a=1}^n \delta_{ia} D_{at} + \omega_{it} \quad (5)$$

donde, D_{0t} es igual a 1 para cada observación entre el primer anuncio sobre el suceso analizado y la última observación en la muestra y cero para cualquier otra observación. De esta forma permitimos que las alfas y las betas en la regresión anterior cambien cuando se haya producido un cambio de regulación fiscal significativo. Es de destacar que la beta del activo i mide el riesgo no diversificable que tiene dicho activo. Desde este punto de vista, parece adecuado admitir cierta flexibilidad en el modelo de forma que cambios potenciales en el riesgo de los activos como consecuencia del nuevo marco legal sean recogidos en el análisis. El sumatorio relacionado con las betas se incluye para corregir por la falta de sincronización en la cotización de las acciones en relación al índice bursátil. La variable ficticia $DLUN_t$ es uno si el día en que observamos el rendimiento es lunes y cero en caso contrario. Diversos autores han argumentado que los lunes existe una estacionalidad muy importante en el precio de los activos financieros. Como los datos que utilizaremos en nuestro análisis serán rendimientos diarios de activos que cotizan en el mercado continuo español, nos parece necesario reconocer la estacionalidad anterior en nuestro estudio. Finalmente, si existen n anuncios, $a = 1, \dots, n$, relacionados con el suceso que analizamos, cada D_{at} es igual a uno en el momento en que se produce un anuncio y cero en caso contrario. De esta forma, δ_{ia} representa el impacto del anuncio a en el activo i , lo que, en definitiva,

mide el exceso de rendimiento del activo i como consecuencia de un anuncio sobre el suceso estudiado.

Cuando las variables explicativas son las mismas para cada uno de los N activos en la muestra tenemos un sistema de ecuaciones que podemos representar como:

$$R_{it} = \alpha_{i0} + \alpha_{i1} D_{0t} + \alpha_{i2} DLUN_t + \sum_{\tau=t}^{+k} \beta_{\tau i0} R_{m\tau+t} + \sum_{\tau=k}^k \beta_{\tau i1} R_{met\tau+t} D_{0t} + \sum_{a=1}^n \delta_{ia} D_{at} + \omega_{it}$$

$$R_{Nt} = \alpha_{N0} + \alpha_{N1} D_{0t} + \alpha_{N2} DLUN_t + \sum_{\tau=t}^{+k} \beta_{\tau N0} R_{m\tau+t} + \sum_{\tau=k}^k \beta_{\tau N1} R_{met\tau+t} D_{0t} + \sum_{a=1}^n \delta_{Na} D_{at} + \omega_{Nt} \quad (6)$$

El sistema de ecuaciones (6) puede estimarse simultáneamente mediante el procedimiento de ecuaciones aparentemente no relacionadas de Zellner.

Este enfoque del problema permite que los excesos de rendimientos (deltas) sean diferentes entre las empresas de la muestra. En cada ecuación, suponemos que los residuos son independientes y están idénticamente distribuidos, pero su varianza puede variar entre las diferentes ecuaciones del sistema. También suponemos que entre las ecuaciones (entre las empresas) las covarianzas contemporáneas de los residuos son diferentes de cero. Asimismo, la estructura impuesta sobre la matriz de varianzas y covarianzas de los residuos requiere que las observaciones de cada ecuación correspondan al mismo momento temporal. En definitiva, el procedimiento incorpora los tres problemas que caracterizan al análisis tradicional y que son particularidades propias del contexto que queremos estudiar en este trabajo.

Es conocido en la literatura econométrica que un sistema de ecuaciones como el (6) pue-

de escribirse en una sola regresión en forma particionada:

$$\begin{pmatrix} R_1 \\ R_2 \\ \vdots \\ R_N \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \bar{X} & 0 & 0 \\ 0 & \bar{X} & 0 \\ \vdots & \vdots & \vdots \\ 0 & 0 & \bar{X} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \beta_1 \\ \beta_2 \\ \vdots \\ \beta_N \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \varepsilon_1 \\ \varepsilon_2 \\ \vdots \\ \varepsilon_N \end{pmatrix} \quad (7)$$

donde

$R_i = (R_{i1} R_{i2} \dots R_{iT})$ es un vector $1 \times T$.

\bar{X} = es una matriz $K \times T$ de variables independientes que son las mismas para cada ecuación del sistema.

β_i = es un vector $K \times 1$ de coeficientes.

ε_i = es un vector $T \times 1$ de residuos.

De forma más compacta, el sistema puede escribirse como:

$$R = X' \beta + \varepsilon \quad (8)$$

Los supuestos que hemos comentado previamente pueden expresarse de forma analítica como sigue: en un corte transversal de empresas, las covarianzas contemporáneas de los residuos, $E(\varepsilon_{it} \varepsilon_{it})$, pueden ser distintas de cero, pero las covarianzas no contemporáneas, $E(\varepsilon_{it} \varepsilon_{it'})$, son cero. Estos supuestos, que caracterizan los datos de los mercados de valores, implican que la matriz de varianzas y covarianzas de ε en (8) es:

$$V(\varepsilon) = \Sigma \otimes I \quad (9)$$

donde,

Σ = es la matriz $N \times N$ de varianzas y covarianzas de $(\varepsilon_{1t} \varepsilon_{2t} \dots \varepsilon_{Nt})$

I = es la matriz identidad $T \times T$

\otimes es el producto de Kronecker

La ecuación (8) se estima por mínimos cuadrados generalizados.

Las hipótesis que este análisis nos permite estudiar son:

$$H1: \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \delta_{ia} = 0$$

el exceso de rendimiento promedio durante el anuncio a es cero.

$$H2: \delta_{ia} = 0 \quad \forall i, a$$

todos los excesos de rendimiento son iguales a cero.

$$H3: \delta_{ia} = 0 \quad \forall i$$

los excesos de rendimiento para cada i son cero en la fecha del anuncio a .

Además de superar ciertos problemas estadísticos como ya hemos comentado anteriormente, esta metodología permite realizar contrastes sobre hipótesis conjuntas como las hipótesis 2 y 3. Asimismo, existen estadísticos que no dependen de razonamientos asintóticos (los habituales en la metodología de Zellner) por lo que el tamaño de la muestra no se convierte en un aspecto relevante de la metodología. En particular es posible emplear un estadístico que se debe a Rao (1973) y que consiste en utilizar el estadístico de Wilks expresado como una serie de distribuciones beta que, bajo supuestos muy poco exigentes, tiene una distribución F exacta en muestras pequeñas.

Desarrollemos con precisión estos comentarios.

Sea Λ el estadístico de Wilks que es igual a:

$$\left| \hat{\Sigma}_u \right| + \left| \hat{\Sigma}_r \right|$$

donde $\hat{\Sigma}_u$ y $\hat{\Sigma}_r$

son las estimaciones de máxima verosimilitud de S utilizando los sistemas no restringidos y restringidos respectivamente.

Rao (1973) expande la función de distribución de $\Lambda^{1/2}$ y la expresa como una serie de términos que incorporan la distribución beta. Usando exclusivamente el primer término de dicha expansión, puede demostrarse que el estadístico.

$$\frac{1 - \Lambda^{1/2}}{\Lambda^{1/2}} \frac{ms - 2r}{Nq} \quad (10)$$

se distribuye como $F(Nq, ms-2r)$ donde,

N = es el número de ecuaciones en el sistema

q = es el número de restricciones contrastadas por ecuación

$$S = \left(\frac{N^2 q^2 - 4}{n^2 + q^2 \cdot 5} \right)^{1/2}$$

$$M = (t - R + q) - \frac{N + q + 1}{2}$$

y,

$$R = \frac{Nq - 2}{4}$$

Rao argumenta que el resto de los términos son de magnitud despreciable y que los tamaños habituales de los bancos de datos hacen que la aproximación anterior sea excelente. De hecho, cuando N o q son menores o iguales que dos, el estadístico tiene una distribución F exacta en muestras pequeñas⁶.

Por otra parte, también debemos contrastar la primera hipótesis que consiste simplemente

en contrastar un promedio y que no representa, contrariamente a las dos anteriores, una hipótesis conjunta.

La hipótesis H1 puede expresarse, usando la terminología de la ecuación (8), como $c = C\beta$. Theil (1971) demuestra que el estadístico,

$$\frac{NT - NK}{QQ} \frac{(c - C\beta)' \left\{ C' X' (\Sigma^{-1} \otimes I) X \text{ symbol}^{-1} C' \right\} (c - C\beta)}{(R - X\hat{\beta})' (\hat{\Sigma}^{-1} \otimes I) (R - X\hat{\beta})} \quad (11)$$

se distribuye asintóticamente como una $F(Q, NT - NK)$, donde Q es el número de restricciones contrastadas en el sistema. Es interesante observar que Hughes y Ricks (1984) demuestran que este estadístico tiene una distribución $F(Q, T - K)$ exacta en contrastes como el de la H1.

Si fuese posible concluir que el anuncio del 28 de julio o cualquier otro anuncio relacionado con el mencionado anteproyecto representa una ventaja para los inversores en cuanto que, por ejemplo, se produzca una disminución de la carga impositiva a medio y largo plazo relacionada con las ganancias de capital, esperaríamos en promedio un impacto positivo en los precios de las acciones. Al mismo tiempo, el precio de las acciones que pagan muchos dividendos en relación a sus ganancias de capital debería experimentar un aumento menor que el precio de aquellas acciones con un porcentaje superior de beneficios provenientes de las ganancias de capital. Así, el diferencial entre el rendimiento de una cartera de acciones que pagan muchos dividendos y el rendimiento de una cartera de acciones que pagan pocos dividendos debería disminuir en el momento del anuncio. La importancia que tiene el utilizar una metodología como la anterior puede apreciarse claramente ante las posibles diferencias que el cambio legislativo que proponemos estudiar tiene sobre diferentes acciones. De esta forma, cada empresa $i = 1, \dots, N$ en el sistema de ecuaciones (6) puede entenderse como un

⁶ Binder (1985a, 1985b) presenta simulaciones donde el estadístico de F de Rao supera a los estadísticos asintóticos más tradicionales.

grupo de empresas clasificadas según la importancia que la rentabilidad por dividendos tenga en relación a la rentabilidad por ganancias de capital. Así, admitimos explícitamente que el anuncio no afecta necesariamente por igual a todas las empresas en la muestra.

Se comentaba en la introducción que la identificación precisa de la fecha en la que se produce el anuncio por primera vez resulta una labor muy compleja en este tipo de estudios. Una forma de reducir estas dificultades, consiste en modificar ligeramente la metodología anterior y utilizar bloques que incorporan conjuntamente todos los días en los que han ido apareciendo anuncios relevantes para el estudio. De esta forma, la expresión (5) resulta:

$$R_{it} = \alpha_{i0} + \alpha_{i1} D_{0t} + \alpha_{i2} DLUN_t + \sum_{\tau=t-k}^{+k} \beta_{i\tau} R_{m\tau} D_{0t} + \delta_{ia} D_{at} + \omega_{it} \quad (12)$$

Esta expresión tiene la misma interpretación que la ecuación (5), excepto que δ_{ia} representa el impacto del anuncio sobre la cartera i durante todo el período (bloque) de anuncios que contenga cambios en la legislación fiscal sobre plusvalías. Este bloque viene recogido por una variable ficticia, D_{at} , que toma el valor 1 si el día t pertenece al bloque de anuncios y cero en caso contrario.

A pesar de sugerir que la corrección de rendimientos en las expresiones (5) y (12) incluyan una variable ficticia que reconozca la estacionalidad diaria de las acciones y un número de adelantos y retardos en la estimación de las betas, parece razonable justificar empíricamente tal sugerencia durante el período muestral utilizado en nuestro análisis. Estos resultados previos los discutimos a continuación.

⁷ Véase, a modo de ejemplo, French (1980), Keim y Stambaugh (1984), Smirlock y Starks (1986), Condoyanni, O'Hanlon y Ward (1988) y Peiró (1994a).

4.2. Resultados previos

4.2.1. La estacionalidad diaria de los rendimientos de acciones

En los últimos años un considerable número de estudios han puesto de manifiesto importantes y, al mismo tiempo, curiosas estacionalidades en los precios de los activos financieros. Aunque en un principio fue Estados Unidos el país habitual de referencia, diferentes investigadores han señalado que una gran parte de las estacionalidades encontradas en el New York Stock Exchange se producen de igual o similar manera en el resto de los países industrializados. Los dos tipos de estacionalidades que, sin duda, se han investigado con mayor profundidad han sido el comportamiento de los precios en el mes de enero en relación al resto del año y la estacionalidad diaria entre los días de la semana. Esta última forma de estacionalidad es la relevante para este trabajo.

La literatura previa parece confirmar que la distribución de los rendimientos de los activos financieros no es independiente del día de la semana. Concretamente, un resultado en el que hay consenso entre los autores es la presencia de rendimiento en promedio negativo y significativo el lunes ⁷.

Curiosamente, en el mercado español de valores, Rubio y Salvador (1991) encuentran un rendimiento promedio durante los lunes altamente significativo aunque positivo para el período comprendido entre 1984 y 1988 ⁸. Rubio y Salvador sugieren que las peculiaridades de la microestructura del mercado español de valores podría explicar un resultado tan diferente de la inmensa mayoría de las Bolsas occidentales. Efectivamente, en un trabajo muy reciente, Peiró (1994b) argumenta que la causa

⁸ De hecho el rendimiento los lunes es significativamente superior a los de los restantes días.

de la fuerte estacionalidad positiva durante dicho período reside en los sistemas de liquidación existentes en el mercado bursátil español. Las operaciones de compra y venta de valores se liquidaban el viernes de la semana siguiente a la fecha de contratación, permitiendo la liquidación por diferencias de las operaciones realizadas dentro de una misma semana. Como el procedimiento no exigía ningún desembolso, esta práctica incentivaba las compras de activos los lunes para proceder a la venta a lo largo de la misma semana. El 25 de noviembre de 1991 se instauró un nuevo sistema de liquidación en el mercado continuo. A partir de esta fecha, los agentes tenían siete días hábiles para proceder con la liquidación. De esta forma, las operaciones contratadas los lunes se liquidan los miércoles de la semana siguiente y así sucesivamente. Peiró (1994b) encuentra que la estacionalidad de los lunes era positiva hasta noviembre de 1991 y negativa entre noviembre de 1991 y diciembre de 1993. Este resultado confirma su conjetura, aunque no se ofrecen explicaciones sobre el alto rendimiento negativo del mercado durante los lunes.

Desafortunadamente, el trabajo de Peiró se limita a estudiar el mercado en agregado. Sorprendentemente, no existe ningún trabajo que investigue la estacionalidad diaria de acciones individuales o de carteras formadas según criterios de homogeneidad en las características de sus componentes. Naturalmente, dada la naturaleza de la metodología estadística propuesta para investigar los efectos de los cambios en la legislación fiscal, nos vemos obligados a analizar la estacionalidad diaria de los rendimientos de las diferentes carteras formadas en este trabajo.

Los resultados para todo el período muestral comprendido entre el 20 de abril de 1990 y el 8 de junio de 1993, para las diferentes carteras y para el mercado en agregado se presentan en el cuadro 3.

La forma de analizar la estacionalidad diaria consiste en realizar regresiones del tipo siguiente:

$$R_{it} = \beta_{iL} + \sum_{\tau=2}^5 \beta_{i\tau} D_{\tau} + \varepsilon_{it} \quad (13)$$

donde β_{iL} representa el rendimiento medio de los lunes durante el período de análisis y $\beta_{i\tau}$ es la diferencia entre el rendimiento de los cuatro días restantes de la semana y el rendimiento de los lunes, al ser D_{τ} una variable ficticia para cada uno de los días entre martes y viernes. Nótese, por otra parte, que en este tipo de regresiones, los errores estándar convencionales no serían apropiados al presentar los rendimientos claros signos de heterocedasticidad y autocorrelación de primer orden. Por este motivo, la matriz de varianzas y covarianzas del vector de estimadores utilizada viene dada por:

$$\text{var}(\hat{\beta}) = (X'X)^{-1} \hat{\Omega} (X'X)^{-1} \quad (14)$$

donde,

$$\hat{\Omega} = \sum_{t=k}^T \sum_{\tau=1}^T \hat{\varepsilon}_t X_t' X_{t-\tau} \hat{\varepsilon}_{t-\tau}$$

y donde $\beta = (\beta_L, \beta_M, \dots, \beta_V)'$, X es la matriz de variables explicativas, T es el número de observaciones, ε_t es el t -ésimo residuo y x_t es el t -ésimo vector de variables explicativas en (14), siendo $k = 1$. De esta forma, los errores estándar que se utilizan en los siguientes cuadros son estimadores consistentes de las desviaciones típicas de los estimadores de los parámetros.

En el panel A, donde aparecen los resultados de las carteras según el cociente dividendo/precio, observamos que la estacionalidad de los lunes se concentra exclusivamente en la cartera de acciones que pagan pocos o ningún dividendo, DYI. Aunque el rendimiento de los lunes es positivo, no podemos afirmar que resulta significativo. Sin embargo, sí parece posi-

ble concluir que durante los restantes días de la semana, la cartera DYI obtiene rendimientos estadísticamente más bajos que durante los lunes.

En los paneles B y C encontramos resultados similares. La estacionalidad positiva de los lunes para todo el período se concentra sorprendentemente en las acciones más pequeñas (MVI) y en las empresas con una mayor probabilidad de ser negociadas por motivos fiscales (PCII). La diferencia entre los rendimientos de los lunes y los rendimientos de los restantes días de la semana para estas carteras presenta unas magnitudes muy importantes.

Este resultado es interesante. Por un lado, confirma la necesidad de incorporar variables ficticias estacionales en nuestra metodología estadística, al menos para las carteras DYI, MVI y PCII. Por otro, sugiere que los resultados sobre la estacionalidad diaria que analizan exclusivamente el mercado en su conjunto pueden resultar muy engañosos, perdiendo una gran cantidad de información. Finalmente, los resultados mantienen una estacionalidad positiva durante los lunes, aunque muy concentrada en determinados tipos de acciones. Nótese que al considerar el mercado en su conjunto, independientemente del índice que utilicemos, no encontramos evidencia alguna de estacionalidad diaria.

Los distintos paneles del cuadro 4 contienen una evidencia similar referida a la rotación de los títulos negociados. Es interesante señalar que existen signos evidentes de una menor y significativa rotación durante los lunes en relación a los restantes días de la semana. Esta menor rotación, sin embargo, se concentra en las carteras de mayor dividendos, mayor tamaño y menor potencial de contratación impositiva, así como en el mercado en su conjunto. Asimismo, la diferencia entre la rotación de los distintos días de la semana se hace más pronunciada al ir avanzando la semana. Una

vez más, en el estudio de los efectos de los cambios en la legislación fiscal, será importante incorporar variables ficticias que recojan la estacionalidad diaria de la rotación.

Esta evidencia nos permitiría seguir adelante con el objetivo principal de este trabajo. Sin embargo, dada la evidencia de Peiró (1994b), decidimos analizar si existen comportamientos diferentes en los rendimientos diarios de las acciones antes y después del cambio en el sistema de liquidación.

El cuadro 5 contiene los resultados hasta el 22 de noviembre de 1991. La evidencia de Rubio y Salvador (1991) y Peiró (1994b) sugiere que deberíamos encontrar una diferencia más negativa entre el rendimiento de los lunes y los rendimientos del resto de la semana. Como antes, esta estacionalidad se debería concentrar en las carteras DYI, MVI y PCII, así como en el índice EW al verse relativamente más influenciado por este tipo de acciones. Los resultados confirman plenamente nuestra conjetura. En definitiva, antes del cambio en el sistema de liquidación, el denominado *semaneó* condicionaba el comportamiento estacional de las acciones a lo largo de la semana, produciendo una estacionalidad positiva los lunes que, curiosamente, tendía a concentrarse en unas acciones con unas características muy bien definidas.

Cuando el análisis lo centramos en el subperíodo comprendido entre el 25 de noviembre de 1991 y el 8 de junio de 1993, los resultados cambian radicalmente. El comportamiento estacional diario parece verse dominado por condicionantes íntimamente relacionados con la microestructura del mercado de valores. Los distintos paneles del cuadro 6 contienen la evidencia empírica. Una vez más, la forma de clasificar acciones en carteras muestra unos patrones de estacionalidad diaria enormemente definidos. Este es especialmente el caso en las carteras formadas por tamaño

y potencial de contratación impositiva. Curiosamente y en contra de la hipótesis del *sema-neo*, las empresas más pequeñas siguen presentando signos evidentes de rendimientos positivos durante los lunes. A diferencia de los resultados del cuadro 5, sin embargo, el resto de las carteras y en especial las de mayor tamaño tienen rendimientos más pequeños durante los lunes que durante el resto de la semana. Es realmente llamativo el cambio de signo en la estacionalidad de alguna de las carteras. Resultados similares se encuentran en las carteras formadas según el potencial de contratación impositiva, aunque, por otra parte, no encontramos estacionalidades significativas cuando observamos las acciones clasificadas por el cociente dividendo/precio. Finalmente, el cambio de signo en el conjunto del mercado también es consistente con una explicación relacionada con condicionantes microestructurales. En este segundo subperíodo, una vez que se puso en marcha el nuevo sistema de liquidación, el rendimiento medio de los lunes es negativo y significativo en el caso del índice VW. Asimismo, la diferencia entre los rendimientos de los restantes días y los lunes es positivo, incrementándose a medida que avanza la semana.

En resumen, la estacionalidad diaria es un fenómeno que deberían tener en cuenta las investigaciones que utilicen rendimientos diarios. Además, la estacionalidad se ha visto globalmente afectada por el cambio en los sistemas de liquidación existentes en nuestro mercado bursátil, aunque el signo de la estacionalidad durante los lunes no es consistente en una muestra transversal de las acciones. En particular, debemos destacar las diferencias tan importantes en el comportamiento diario entre las acciones de distintas capitalizaciones bursátiles y potencial de contratación impositiva.

Los cuadros 7 y 8 contienen resultados similares en relación a la rotación diaria. Resulta

evidente que durante el segundo subperíodo se produce un significativo descenso en la rotación de los títulos durante los lunes si lo comparamos con la rotación de los restantes días de la semana. En este caso, también resulta crucial el cambio en el sistema de liquidación. De esta forma, en el segundo subperíodo nos encontramos con dos fenómenos que no parecen independientes. Por un lado, para un importante número de acciones se produce un rendimiento medio negativo durante los lunes que es significativamente más pequeño que el rendimiento de los últimos días de la semana y, al mismo tiempo, se produce una menor y significativa rotación en el número de títulos negociados de dichas acciones. Ambos factores pueden ser relevantes para estudios que incorporen rendimientos o rotaciones diarias. De hecho, serán explícitamente considerados en la siguiente sección de este trabajo.

4.2.2. *Contratación asíncrona y estimación del riesgo sistemático*

Parece evidente que el riesgo sistemático o coeficiente beta de una determinada acción o cartera debería ser único, independientemente del intervalo de contratación que se supone en el cálculo de sus rendimientos. Desafortunadamente y como consecuencia de las diferentes fricciones existentes en los mercados, las estimaciones de las betas son muy sensibles a los cambios en el tamaño del intervalo que se impone en el cálculo de los rendimientos.

Cohen, Hawawini, Maier, Schwartz y Whitcomb (CHMSW) (1983) describen cómo las fricciones de los mercados hacen que la información existente en cada momento no se incorpore en los precios de forma inmediata. Así, los rendimientos observados resultan una función de los verdaderos rendimientos pasados y del rendimiento actual. Estos ajustes retardados inducen una correlación serial y una

correlación cruzada no contemporánea entre las distintas acciones, así como una correlación serial en el índice de mercado que tienen como consecuencia fundamental estimaciones sesgadas de las betas de las acciones o carteras empleadas en los contrastes empíricos. Teniendo en cuenta que los retardos en la incorporación de la información son finitos, dichos ajustes disminuirán cuando el intervalo de contratación aumente. Naturalmente, la utilización de rendimientos diarios —como los utilizados en este trabajo— implican importantes sesgos en las betas estimadas. En particular, podemos pensar en la contratación asíncrona que consiste en que algunas acciones tengan su última transacción antes que otros valores en el mismo día o que simplemente no se negocien. Lógicamente, cuanto menos líquidos sean estos valores, mayor será la importancia de los sesgos producidos por dicha contratación asíncrona.

CHMSW (1983) proponen una metodología que pretende corregir los sesgos de estimación en betas. Estos autores sugieren que los rendimientos observados, R_{it}^o , tengan una estructura de ajustes retardados de la forma:

$$R_{it}^o = \sum_{k=0}^K \gamma_{i, t-k} R_{it-k} \quad (15)$$

donde, R_{it}^o , es el rendimiento observado para la acción o cartera i , R_{it-k} es el rendimiento verdadero de i , mientras que las variables aleatorias, $\gamma_{i, t-k}$, representan la proporción del rendimiento verdadero del activo i generado en el período $t-k$ que es actualmente incorporado k períodos más tarde en el rendimiento observado del período t . Si no existieran ajustes retardados en los precios, las variables $\gamma_{i, t-k}$ serían cero para todos los valores positivos de k y uno para $k = 0$. En definitiva, $\gamma_{i, t-k}$, es la estructura de ajustes cumpliéndose, además, que:

$$E \left\{ \sum_{k=0}^K \gamma_{i, t-k} \right\} = 1$$

Bajo ciertos supuestos de estacionariedad e independencia de las variables consideradas, CHMSW obtienen la siguiente relación entre la verdadera beta y la observada:

$$\beta_i^o = \beta_i \left\{ 1 + 2 \sum_{k=1}^K \beta^o m_{+k} \right\} - \sum_{k=1}^K \left[\beta_{i+k}^o + \beta_{i-k}^o \right] \quad (16)$$

donde,

$$\beta^o m_{+k} = \frac{\text{cov} \{ R^o m_{+k}, R^o m \}}{\text{var} \{ R^o m \}} \quad (17)$$

que representa la correlación de orden k del índice de mercado observado,

$$\beta^o i_{+k} = \frac{\text{cov} \{ R^o i_{+k}, R^o m \}}{\text{var} \{ R^o m \}} \quad (18)$$

es la beta observada de la acción i adelantada k períodos y

$$\beta^o i_{-k} = \frac{\text{cov} \{ R^o i_{-k}, R^o m \}}{\text{var} \{ R^o m \}} \quad (19)$$

es la beta observada de la acción i retardada k períodos.

La expresión (16) puede utilizarse para despejar la beta verdadera, β_i , de forma que empleando mínimos cuadrados ordinarios para estimar las betas observadas, obtenemos el siguiente estimador consistente de la verdadera beta:

$$b_i = \frac{b^o + \sum_{k=1}^K b^o i_{+k} + \sum_{k=1}^K b^o i_{-k}}{\left\{ 1 + 2 \sum_{k=1}^K b^o m_{+k} \right\}} \quad (20)$$

siendo las b° las betas estimadas por mínimos cuadrados ordinarios.

La expresión (20) se utilizó para estimar las betas de las diferentes carteras construidas en la sección tercera de este trabajo.

Una de las más importantes dificultades con las que se enfrenta el econométra cuando emplea la ecuación (20) y el sistema de ecuaciones representado en (6) para analizar los efectos de los cambios en la legislación fiscal, consiste en determinar el número apropiado de adelantos y retardos en la estimación de la beta. El sesgo en el estimador de las betas queda reducido al aumentar el número de términos no contemporáneos. Por otra parte, los estimadores de dichos términos sufren errores de estimación por lo que la eficiencia del estimador resulta afectada. Estos dos efectos contrarios deben ser compensados. Para estimar la importancia estadística de los coeficientes no contemporáneos decidimos utilizar los métodos de especificación (información) de modelos de Akaike y Schwarz⁹. Ambos criterios escogen el número de adelantos y retardos que minimicen las siguientes expresiones:

$$\log \hat{\sigma}_\varepsilon^2 + \left\{ \frac{2}{T} \right\} k \quad (21)$$

en el caso de Akaike, donde $\hat{\sigma}_\varepsilon^2$ es el estimador de máxima verosimilitud de la varianza de las perturbaciones aleatorias de cada uno de los modelos investigados, T es el número de observaciones y k es el número de parámetros estimados, o alternativamente, en el caso de Schwarz:

$$\log \hat{\sigma}_\varepsilon^2 + \left\{ \frac{\log T}{T} \right\} k \quad (22)$$

Estos criterios fueron aplicados a los rendimientos diarios de las carteras descritas en la

⁹ Véase Chow (1983).

sección tercera de este trabajo bajo el índice de mercado VW y para todo el período entre el 20 de abril de 1990 y el 8 de junio de 1993. Los resultados sobre el número óptimo de retardos y adelantos aparecen en el cuadro 9. El primer número del paréntesis en cualquiera de las dos columnas indica el número de adelantos en el rendimiento del índice de mercado; el número del medio señala que el término contemporáneo debe incluirse en la estimación óptima de la beta, mientras que la última cifra representa el número de retardos en el rendimiento del índice de mercado que debe incorporarse en la estimación de la beta.

En general, los resultados muestran la necesidad de añadir algún retardo en la estimación de las betas cuando el intervalo empleado en el cálculo del rendimiento es diario. Nótese que este resultado corresponde a los rendimientos de las carteras, sugiriendo la importancia que pueden tener ajustes de esta naturaleza cuando el análisis use acciones individuales.

En la práctica totalidad de las carteras, resulta suficiente incluir el término contemporáneo y un sólo retardo. Sin embargo, los ajustes incorporan términos de orden superior para las carteras que pagan pocos dividendos en relación a su precio, en el caso de carteras compuestas por acciones de poco tamaño y para las carteras con un alto potencial de contratación impositiva. Estos dos últimos casos son especialmente relevantes. Dados estos resultados, la metodología estadística propuesta para estudiar el impacto de los anuncios sobre legislación fiscal en los precios de las acciones y que se presentó en las ecuaciones (5, 6 y 12) tendrá en cuenta estos ajustes para cada una de las carteras utilizadas en cada caso.

El cuadro 10 contiene las betas de las diferentes carteras cuando empleamos la habitual estimación por mínimos cuadrados ordinarios; una estimación que, basada en la expresi-

sión (20), emplea únicamente el término contemporáneo y un retardo independientemente de la cartera analizada y una última columna que presenta la beta óptima en el sentido de Akaike, usando la beta ajustada de la ecuación (20). Aunque, básicamente, todas las estimaciones de las betas realizadas por mínimos cuadrados ordinarios resultan sesgadas a la baja, el mayor sesgo aparece —tal como era previsible dados los resultados del cuadro 9— en las carteras de menor tamaño y alto potencial de

contratación impositiva. Nótese que, para estas carteras, las betas pasan de 1,14 y 1,38 hasta 1,23 y 1,56 respectivamente.

Podemos concluir que los ajustes en la estimación de las betas como medida fundamental de riesgo son necesarios en los estudios que emplean rendimientos diarios. La siguiente sección, donde presentamos los resultados claves de este trabajo, incorpora dichos ajustes.

5. RESULTADOS EMPIRICOS

5.1. El comportamiento de las carteras ante anuncios de cambios en el tratamiento fiscal de las plusvalías

La fecha del 16 de junio de 1990 se utiliza como una referencia clave en nuestro análisis sobre los efectos de los anuncios de los cambios en la legislación fiscal del tratamiento de plusvalías. En ese día aparecieron en los periódicos más importantes del Estado noticias específicas sobre la aprobación del Libro Blanco de la reforma fiscal por el Consejo de Ministros. En particular, de acuerdo con lo aprobado por dicho Consejo, las plusvalías a corto plazo —las menores de un año— serían consideradas como una renta más, por lo que tributarían al tipo marginal del contribuyente. Las plusvalías a largo plazo —para bienes mantenidos desde antes de 1978— quedarían totalmente exentas de tributación y las ganancias de capital generadas entre un año y el largo plazo tributarían al tipo medio del IRPF de cada contribuyente, pero calculado antes de sumar la plusvalía a su renta del correspondiente ejercicio. Dicho tipo medio, que pretendía reducir el exceso de gravamen al que estaban sometidas las plusvalías, tendría un límite máximo del 35 por ciento.

En un primer análisis de las consecuencias que tuvo dicho anuncio para el mercado bursátil, consideraremos las carteras extremas tanto para el caso del cociente dividendo/precio como para la capitalización bursátil y el potencial de contratación impositiva. El efecto de dicho anuncio se estudia mediante la ecuación (5) a través del coeficiente δ_{ia} que representa el impacto del anuncio a —el anuncio del 16 de junio— en los precios de las carteras

¹⁰ Este tipo de planteamiento supone que los rendimientos de las carteras quedan explicados por las variables del modelo detrás de la ecuación (5). Cualquier otro

extremas, $i = DYI, DY5; MVI, MV5$ y $PCII, PCI5$ ¹⁰:

$$R_{it} = \alpha_{i0} + \alpha_{i1} D_{0t} + \alpha_{i2} DLUN_t + \sum_{\tau=-k}^{+k} \beta_{i\tau} R_{mt+\tau} + \sum_{\tau=-k}^k \beta_{i\tau} R_{mt+\tau} D_{0t} + \sum_{a=1}^n \delta_{ia} D_{at} + \omega_{it}$$

Por tanto, en este primer paso estudiamos exclusivamente un anuncio y no una sucesión de anuncios como aparece en la expresión anterior. Esto implica que D_{at} es igual a uno cuando t es el 16 de junio de 1990 y cero en caso contrario. Los adelantos y retardos de la estimación del coeficiente beta se corresponden con los obtenidos en la sección anterior para cada una de las carteras analizadas. Finalmente, D_{0t} toma el valor uno a partir del 16 de junio de 1990 y cero en todos los días anteriores a esa fecha.

Dada la dificultad con la que nos enfrentamos al intentar aislar con precisión la llegada de nueva información al mercado, la regresión anterior la efectuamos suponiendo que la variable ficticia que recoge el impacto del anuncio va desde menos doce días antes del 16 de junio hasta cinco días después. Por tanto, realizamos 18 regresiones con la diferencia que D_{at} toma el valor de uno en cada uno de los días de esa ventana alrededor del 16 de junio.

El cuadro 11 contiene los resultados para las carteras que pagan pocos o nulos dividendos en relación a sus precios y para aquellas otras carteras con los cocientes dividendo/precio más elevados. En principio, si las medidas aprobadas por el Consejo de Ministros mejorasen el tratamiento de las plusvalías sobre lo esperado por los agentes económicos, esperaríamos un impacto positivo en todas las carteras, aunque de especial relevancia y significatividad en aquellas acciones cuyo rendimiento

efecto sería recogido por la variable ficticia directamente asociada con la fecha del anuncio.

dependiese en gran medida de las ganancias de capital. Por tanto, si lo anunciado el 16 de junio fuese una buena noticia, el diferencial entre DY1 y DY5 debería ser positivo y significativo. Este argumento debería ser matizado ya que el denominado *efecto cerrojo* por el que se posponen las realizaciones de las ganancias de capital y se favorecen las realizaciones inmediatas de pérdidas de capital, podría conducir a un tipo de gravamen efectivo sobre las ganancias de capital insignificante. Naturalmente, si este efecto fuese importante, los anuncios sobre cambios como los introducidos el 16 de junio no deberían tener consecuencias importantes sobre los precios de las acciones ¹¹.

Los resultados del cuadro 11 no presentan ningún tipo de evidencia significativa. En el día del anuncio y en el día inmediatamente posterior, parece existir cierta reacción positiva de las acciones que pagan pocos dividendos sobre las acciones que pagan muchos dividendos. Desafortunadamente, aunque su magnitud en términos porcentuales podría interpretarse como importante, no podemos afirmar que sea significativa. Nótese que este resultado tampoco implica necesariamente que el tipo de gravamen efectivo sobre las ganancias de capital sea despreciable. Las dificultades que nos encontramos al intentar aislar la fecha de llegada de nueva información son tan serias que simplemente podríamos estar confirmando la posibilidad de que el mercado conociese con antelación la noticia y que, por tanto, todo posible efecto estuviese ampliamente descontado con anterioridad.

El cuadro 12 contiene resultados similares para las carteras construidas según la capitali-

zación bursátil. En los días anteriores al anuncio sobre la aprobación del Libro Blanco no encontramos efectos significativos. Sin embargo, una vez producido el anuncio observamos que parecen existir ciertas diferencias entre el comportamiento de las acciones más pequeñas y las acciones de mayor tamaño. En concreto, los resultados sugieren que las acciones de menor capitalización tienden a reaccionar peor que las acciones de mayor tamaño y tradición del mercado bursátil español. De hecho, la diferencia entre ellas en los días posteriores al anuncio del Consejo de Ministros es, en algunos casos, negativa y significativa.

Este tipo de resultado vuelve a presentarse en el cuadro 13, donde las acciones de mayor potencial de contratación impositiva que, en gran medida, coinciden con las acciones de menor tamaño ¹², tienden a reaccionar peor en los días posteriores al anuncio del 16 de junio que las acciones con poco potencial de contratación fiscal. Las razones de estos resultados pueden ser las mismas para ambos cuadros. Como comprobaremos más adelante, parece posible concluir que las noticias llegadas al mercado a partir del 16 de junio de 1990 sobre el tratamiento fiscal de las plusvalías no eran tan positivas como las esperadas por los agentes del mercado de valores. Por tanto, acciones cuya negociación se produce en base a razonamientos fiscales se ven negativamente afectadas por una serie de medidas que no eliminan en suficiente grado las tradicionales dificultades del tratamiento fiscal de las plusvalías en nuestro país. Las conclusiones de los trabajos anteriores de Basarrate y Rubio apuntaban la posibilidad de que un importante número de acciones en nuestro mercado bursátil —que en gran medida coinciden con las

¹¹ En este sentido, Basarrate y Rubio (1994a y 1994b) presentan resultados que favorecen la hipótesis de motivaciones fiscales en la contratación de acciones en el mercado de valores.

¹² Véase Basarrate y Rubio (1994a).

empresas de menor capitalización— se negocian con fines mayoritariamente fiscales. Si esto fuese así y el mercado esperaba medidas tributarias correctoras más contundentes, no resulta extraño las diferencias significativas de comportamiento encontradas en los cuadros 12 y 13 una vez que se produjo el anuncio sobre el contenido final del Libro Blanco.

En cualquier caso, las dificultades apuntadas sobre la elección de una sola fecha, nos hicieron considerar la posibilidad de analizar varios anuncios que incluyesen referencias a lo aprobado en el Libro Blanco. Después de una exhaustiva búsqueda seleccionamos cinco anuncios entre el 16 de junio y el 30 de julio de 1990. Todos estos anuncios se consideraron en una regresión como la representada por la expresión (5), donde el sumatorio de variables ficticias sobre los anuncios van desde uno a cinco. En otras palabras, en una misma regresión para cada cartera incluimos como variables explicativas las cinco variables ficticias correspondientes a los cinco anuncios seleccionados. Este análisis nos permite, además, comprobar los efectos de dichos anuncios sobre los precios de las distintas carteras en cada uno de los días en que se produjeron.

A diferencia de los resultados de los cuadros anteriores, este análisis utiliza las cinco carteras de cada grupo de clasificación, de forma que sea posible estudiar la hipótesis H1 discutida en la sección 4.1 del trabajo. Se trata de comprobar si existe, para cada anuncio, un impacto promedio sobre los resultados de las cinco carteras significativamente distinto de cero.

Los resultados sobre las deltas (δ_a) medias se recogen en el cuadro 14. Observamos que, independientemente del grupo de carteras que utilizemos, los excesos de rendimiento medios sobre las cinco carteras resultan positivos para los anuncios en los que el Consejo de Ministros aprobó tanto el Libro Blanco como el an-

teproyecto de ley sobre la reforma del IRPF, mientras que la reacción media es negativa para el resto de los anuncios. Sin embargo, en ninguno de los casos estudiados los resultados son significativos. Recuérdese que el estadístico empleado, que viene dado por la ecuación (11), se distribuye como una F con 1 y 778 grados de libertad. Es claro que no podemos rechazar la hipótesis nula de excesos de rendimiento medios iguales a cero. Por tanto, en promedio, los anuncios sobre las distintas medidas fiscales introducidas entre el 16 de junio de 1990 y el 28 de julio del mismo año, no tuvieron efecto alguno sobre los precios de las acciones.

Nótese, por otra parte, que este resultado no es tan sorprendente. Debe señalarse que los resultados que presentamos en los cuadros 11, 12 y 13 analizando exclusivamente carteras extremas tendían a mostrar un comportamiento diferente de las carteras en sus respectivas reacciones ante los anuncios sobre el tratamiento de plusvalías. Cuando nuestro análisis se centra en resultados promedio, dichas diferencias de comportamiento se tenderán a cancelar apareciendo promedios cercanos a cero. Esto es exactamente lo que observamos en el cuadro 14. De hecho, este análisis hubiera ofrecido más información si el comportamiento de las distintas carteras ante los diferentes anuncios hubiese sido parecido.

Por este motivo, resulta mucho más relevante llevar a cabo contrastes conjuntos ya que tienen una mayor probabilidad de detectar los efectos de cambios en la regulación fiscal cuando unas empresas ganan y otras pierden ante dichos cambios.

La primera hipótesis conjunta que consideramos trata de contrastar si todos los excesos de rendimiento para todas las carteras, dentro de cada uno de los tres grupos empleados para clasificar acciones, y para todos los anuncios entre el 16 de junio y el 28 de julio son iguales

a cero. Esta hipótesis la denominamos H2 en la cuarta sección del trabajo y se representa como:

$$H2 : \delta_{ia} = 0 \quad \forall i, a$$

Las regresiones que utilizamos venían representadas por el sistema de ecuaciones (6). Recuérdese que el estadístico de Rao está basado en el cociente entre el valor del determinante de los residuos de las regresiones del sistema (6) no restringidas y el valor de los residuos cuando dichas regresiones quedan restringidas. Las restricciones se refieren a la no inclusión de las variables ficticias de los anuncios, por lo que las regresiones sin restringir incorporan dichas variables ficticias. Así, la idea detrás del estadístico de Rao consiste en analizar los residuos al cuadrado de ambos modelos —con y sin las variables ficticias— una vez que han sido debidamente ajustados por el número de ecuaciones en el sistema, el número de restricciones contrastadas por cada ecuación y el número de regresores por ecuación.

Los resultados se presentan en el cuadro 15. Nótese que el estadístico de Rao se distribuye para cada uno de los tres grupos de carteras considerados como una F con 25 y 2.869 grados de libertad. A diferencia de los resultados anteriores, para los carteras que clasifican las acciones según su cociente dividendo/precio y según su capitalización bursátil, somos capaces de rechazar la hipótesis nula de que los anuncios sobre los cambios en el tratamiento fiscal de las plusvalías no tienen efecto alguno sobre los precios de los activos. Este es un resultado importante. Cuando consideramos conjuntamente las cinco carteras de cada muestra y los cinco anuncios seleccionados, aceptamos que las noticias entre el 16 de junio de 1990 y el 28 de julio del mismo año tuvieron un impacto significativo en los precios de las acciones.

Desafortunadamente, este resultado no nos indica si dicho impacto fue positivo o negativo. En principio, podemos decir exclusivamente que fue significativamente distinto de cero. Por otra parte, tampoco es posible saber si alguno de los anuncios tiene, desde un punto de vista individual, más importancia que los demás. Precisamente, para poder investigar esta última cuestión planteamos la hipótesis H3 que hacía referencia a que todos los excesos de rendimiento para cada cartera son iguales a cero en la fecha de cada uno de los cinco anuncios por separado. Nótese que, una vez más, es una hipótesis conjunta que puede representarse como:

$$H3 : \delta_{ia} = 0 \quad \forall i$$

Los resultados aparecen en el cuadro 16, donde presentamos la evidencia conjunta en términos de los tres grupos de carteras pero, a diferencia del cuadro anterior, considerando cada uno de los cinco anuncios por separado. Curiosamente, los resultados sugieren que ninguno de los cinco anuncios tuvo individualmente efecto significativo alguno en los precios de las acciones. En todos los casos analizados, no somos capaces de rechazar nuestra hipótesis nula.

La evidencia de los dos cuadros anteriores puede ser consistente únicamente si el impacto conjunto de todos los anuncios es el relevante. En otras palabras, la evidencia sugiere que si estudiásemos el bloque de fechas que incluyera los cinco anuncios encontraríamos impactos significativos en los precios de las acciones. No es tanto la importancia de cada uno de los anuncios considerados individualmente, sino el conjunto de anuncios sobre diversos cambios en el tratamiento fiscal de las plusvalías el que pudiera ser importante. El siguiente apartado considera esta posibilidad.

5.2. El comportamiento de las carteras durante bloques de anuncios sobre el tratamiento fiscal de las plusvalías

El tipo de metodología empleada para analizar la importancia de los anuncios considerados como todo un bloque es similar a la propuesta anteriormente. De hecho, ya mencionamos en la sección cuarta de este trabajo que el tipo de regresión sería el siguiente:

$$R_{it} = \alpha_{i0} + \alpha_{i1} D_{0t} + \alpha_{i2} DLUN_t + \sum_{\tau=-k}^{+k} \beta_{\tau i0} R_{mt+\tau} + \sum_{\tau=-l}^{+k} \beta_{\tau i1} T_{mt+\tau} D_{0t} \delta_{ia} D_{at} + \omega_{it}$$

donde la diferencia clave sobre el procedimiento anterior radica en la variable ficticia, D_{at} , que toma el valor uno durante todos los días comprendidos entre el 16 de junio de 1990 y el 30 de julio del mismo año y cero en el resto de los días de la muestra. Este es el procedimiento ideal cuando resulta difícil conocer con exactitud la llegada de la nueva información al mercado y/o cuando pensamos que lo importante es el conjunto de noticias que llegaron al mercado en ese período. Asimismo, el análisis conjunto sobre todas las carteras y todos los anuncios que presentamos en el cuadro 15 era incapaz de informar sobre el signo de la reacción ante los diversos anuncios. El análisis por bloques permite superar esta obvia limitación del procedimiento anterior.

En primer lugar, efectuamos el análisis para las carteras extremas. El cuadro 17, uno de los cuadros más importantes del trabajo, contiene los resultados para las carteras construidas según el cociente dividendo/precio, según la capitalización bursátil y de acuerdo con el potencial de contratación impositiva. Al comienzo de la sección de resultados ya apuntábamos que la importancia de los anuncios debe medirse en relación a las expectativas que tenían los agentes económicos sobre el suceso

en cuestión. Adelantábamos entonces la posibilidad de que los anuncios ocurridos a partir del 16 de junio fuesen mal recibidos por el mercado al haberse formado unas expectativas previas que auguraban un tratamiento fiscal sobre las plusvalías mejor que el anunciado en el Libro Blanco. Esta conjetura se ve plenamente confirmada por la evidencia contenida en el cuadro 17. Por un lado, los resultados sugieren la importancia que el mercado bursátil concede a la legislación fiscal que más directamente afecta a la actuación de los inversores. Por otro lado, dichos resultados parecen indicar que los agentes esperaban cambios más radicales en el tratamiento tributario de las plusvalías.

Las acciones que tienden a pagar pocos dividendos y que, por lo tanto, dependen en gran medida de una favorable imposición de las plusvalías, reaccionaron muy negativamente durante el período de análisis. En efecto, la diferencia entre las carteras DY1 y DY5 es negativa y significativa. Esto sugiere que las acciones que más necesitaban un buen tratamiento fiscal de las ganancias de capital reaccionaron más negativamente ante los anuncios del Libro Blanco y el anteproyecto de ley sobre el IRPF que las acciones que tienden a pagar muchos dividendos. Este es un resultado absolutamente coherente con los planteamientos que conceden relevancia a los efectos fiscales en la negociación bursátil.

Los resultados que observamos cuando clasificamos las acciones por la capitalización bursátil y por el potencial de contratación impositiva son todavía más favorables a la importancia que otorgan los inversores a los temas fiscales. Las acciones que necesitan un tratamiento fiscal de las plusvalías especialmente favorable —las acciones más pequeñas con una alta volatilidad y las acciones con un alto potencial de contratación impositiva— reaccionan significativamente peor que las acciones de mayor tamaño o potencial de negociación fiscal,

acciones que tienden a ser negociadas por otros tipos de motivos diferentes a los fiscales.

Estos resultados parecen sugerir que los comentarios que llegaron al mercado sobre la futura tributación de las plusvalías en los meses anteriores al 16 de junio de 1990 –aprobación del Libro Blanco– resultaban más favorecedores que lo que finalmente se aprobó el 15 de junio por el Consejo de Ministros. Si esto fuese así, deberíamos observar unas reacciones positivas en las carteras de acciones más necesitadas de una buena tributación sobre la plusvalías en relación a otro tipo de carteras, durante los meses de abril a junio¹³.

Para analizar la posibilidad anterior, repetimos las regresiones con las carteras extremas imponiendo, esta vez, una variable ficticia que es igual a uno para el bloque de anuncios aparecidos entre el 20 de abril de 1990 y el 15 de junio de dicho año y cero para el resto de los días del período muestral. Los resultados se presentan en la segunda fila de cada panel del cuadro 17. En general, podemos afirmar que la reacción ante los comentarios de tipo fiscal realizados durante el nuevo período analizado es positiva y, en especial, el comportamiento es favorable en las carteras de menor tamaño y mayor potencial de contratación impositiva.

Las diferencias entre los dos períodos y el distinto comportamiento de las carteras extremas muestran la importancia que tienen nuestras clasificaciones de acciones para identificar motivaciones fiscales en la negociación bursátil, así como la importancia que tienen las noticias que paulatinamente van apareciendo en el mercado de valores, condicionando las expectativas que sobre el futuro comportamiento de dicho mercado tienen los agentes. Parece

¹³ Aquí nos enfrentamos con una limitación por parte de nuestro banco de datos. Las primeras observaciones disponibles comienzan en abril de 1990. Por otra parte,

posible concluir que el mercado esperaba un cambio más radical en la tributación de las plusvalías que el finalmente propuesto en el Libro Blanco. Asimismo, nuestra evidencia sugiere que existe un margen de maniobra en nuestra legislación fiscal para avanzar en un mejor trato fiscal de las ganancias de capital.

Además de estudiar el comportamiento de las carteras extremas durante bloques de anuncios sobre cambios en la legislación fiscal, sabemos que nuestra metodología permite estudiar el comportamiento medio de los rendimientos de todas las carteras disponibles. Esta es la hipótesis que denominamos H1 y que trata, en este caso, de comprobar si el impacto medio de los anuncios durante los dos bloques de anuncios fueron estadísticamente significativos.

Los resultados sobre el comportamiento medio aparecen en el cuadro 18. A diferencia de nuestra evidencia anterior, podemos concluir que los impactos no fueron, en promedio sobre todas las carteras, significativos. Parece que tuvieron una influencia muy concentrada en las carteras extremas, desapareciendo todo efecto al promediar sobre todas las acciones. Como se aprecia en el cuadro 18, este resultado es independiente de la forma en que agrupemos acciones en carteras. Nótese la similitud de la magnitud del impacto en las tres agrupaciones propuestas.

Es cierto, por otra parte, que el signo del impacto promedio de los dos bloques de anuncios es diferente. Tal como esperábamos, de acuerdo con nuestros comentarios anteriores, la reacción tiende a ser negativa durante el período entre el 16 de junio y el 30 de julio, mientras que es positiva durante los meses inmediatamente anteriores.

los primeros rumores sobre el futuro contenido del Libro Blanco empiezan a coger importancia precisamente a partir de abril de 1990.

Igual que en el caso de anuncios individuales, los resultados anteriores pueden estar condicionados por el comportamiento tan diferente entre las cinco carteras de cada grupo. De hecho, los resultados del cuadro 17 avalan esta suposición. Si esto es así, los rendimientos de unas y otras carteras tenderán a cancelarse. Esto podría ser una explicación de la evidencia contenida en el cuadro 18.

Dada esta posibilidad, parece más interesante estudiar la hipótesis conjunta H3 referida a bloques de anuncios. Esta hipótesis plantea que todos los excesos de rendimiento (y no simplemente el promedio) para cada cartera son iguales a cero en cada uno de los dos bloques de anuncios analizados.

El cuadro 19 contiene los resultados. Tal como sugería la magnitud de los impactos en el cuadro anterior, los comentarios que llegaron al mercado entre abril y junio resultaron, de hecho, más importantes que los ocurridos a partir de la propuesta del Libro Blanco. En cualquier caso, el cuadro sugiere que las carteras construidas según la capitalización bursátil tuvieron reacciones muy diferentes ante la llegada de nuevas informaciones. En particular, resulta posible rechazar (marginalmente) la hipótesis de que los anuncios aparecidos entre abril y junio no tuviesen efecto alguno sobre los precios. Asimismo, el nivel de significatividad para las mismas carteras durante el primer período plantea sugerencias similares. Algo parecido ocurre con las carteras según el cociente dividendo/precio y de acuerdo con el potencial de contratación impositiva, donde, para el segundo período, los niveles de significatividad son 0,16 y 0,19 respectivamente.

Aunque la evidencia no es tan clara como cuando se analizaban exclusivamente carteras extremas, parece posible concluir que la importancia intuitiva que la tributación de las plusvalías debiera tener sobre el mercado de valores, se refleja en el comportamiento con-

junto de los rendimientos de las acciones. Los inversores en renta variable reaccionarían favorablemente ante cambios que profundicen en una mejora de la tributación de las ganancias de capital.

5.3. La rotación de los títulos negociados de las diferentes carteras durante bloques de anuncios sobre el tratamiento fiscal de las plusvalías

Antes de analizar la evidencia existente sobre los efectos que los anuncios sobre cambios en la legislación fiscal tienen en la rotación de las acciones, conviene recordar las características medias que presentaban las rotaciones de las distintas carteras utilizados en nuestro trabajo. Los resultados del cuadro 2 sugerían que la rotación era mayor en las carteras de menor capitalización y mayor potencial de contratación fiscal. Esto era así, a pesar de presentar volúmenes de negociación más bajos que los de las grandes acciones de nuestro mercado.

Teniendo en cuenta que el comportamiento de los rendimientos de las acciones que dependen en mayor grado de la existencia de buenas condiciones fiscales —al depender su negociación en gran medida de estos condicionantes— reaccionan negativamente a los anuncios aparecidos entre el 16 de junio y el 30 de julio, cabe esperar una caída significativa en su rotación para el bloque de anuncios realizados después de la aprobación del Libro Blanco. Los resultados del cuadro 20 tienden a confirmar esta conjetura. Aunque las disminuciones en la rotación de este tipo de acciones se producen en ambos períodos, nótese que sólo resultan significativas durante el primer bloque. Asimismo, las diferencias entre las carteras extremas muestran diferencias significativas entre la rotación de las carteras de mayor tamaño y de menor potencial de contratación

impositiva en relación a las de menor tamaño y mayor potencial de negociación fiscal. Una vez más, esta evidencia resulta consistente con la importancia que la legislación fiscal tiene para los inversores en el mercado bursátil ¹⁴.

Finalmente, si la negativa acogida por parte de las acciones más necesitadas de una legislación fiscal favorable a las plusvalías, aparece con gran intensidad durante el bloque de anuncios posteriores al 16 de junio, parece evidente que la hipótesis conjunta sobre la falta de consecuencias relevantes en la rotación de las acciones durante ese período debería ser rechazada. Los resultados que se presentan en el cuadro 21 son absolutamente consistentes con esta conjetura. La caída significativa en la rotación de algunas de las carteras empleadas en el análisis durante el bloque de anuncios

entre el 16 de junio y el 30 de julio, hace que seamos capaces de rechazar la hipótesis nula de excesos de rotación insignificantes.

Las aparentes esperanzas existentes durante los primeros meses de 1990 sobre la rotación y, por tanto, sobre la liquidez de algunos valores que necesitaban claros incentivos para presentar características de negociación más eficientes, se vieron seriamente frustradas ante un cambio en la legislación fiscal sobre plusvalías menos favorable para la inversión en renta variable de lo esperado. Sin duda, la caída en la rotación de las acciones menos tradicionales de nuestro mercado como consecuencia de no llevar adelante una reforma más contundente sobre la tributación de las plusvalías plantea serios interrogantes sobre el acierto de tales medidas.

¹⁴ Debemos reconocer que los resultados referentes a las carteras construidas según el cociente dividendo/pre-

cio son más difíciles de explicar mediante razonamientos exclusivamente fiscales.

6. COMENTARIOS FINALES Y CONCLUSIONES

Este trabajo ha estudiado los efectos de los anuncios de cambios en la legislación fiscal sobre las ganancias de capital en los precios y la rotación de la renta variable en el mercado continuo.

A pesar de las serias dificultades que en un trabajo de estas características encuentra para contrastar sus hipótesis —problemas de identificación precisa sobre la llegada de la nueva información al mercado y el hecho de que las noticias llegan en el mismo momento para todas las acciones de la muestra— la metodología desarrollada a lo largo del trabajo ha permitido obtener conclusiones suficientemente definidas sobre la relevancia de nuestras hipótesis de partida.

Los resultados tienden a mostrar la importancia que los agentes económicos conceden a los condicionantes fiscales en la negociación bursátil. Tanto la evidencia en términos de rendimientos como de rotación, sugieren que las expectativas formadas en los inversores antes de la aparición de propuestas más definidas sobre el cambio en la tributación de plusvalías,

incorporaban modificaciones más profundas que las finalmente llevadas a cabo. Cabe señalar que no todas las acciones se vieron afectadas por igual. En particular, el trabajo sugiere que los legisladores perdieron una buena oportunidad de incrementar la liquidez de una importante parte de nuestro mercado de valores que tradicionalmente pasa desapercibido para las grandes firmas institucionales. Las reacciones tan negativas de los rendimientos y de la rotación de las acciones de menor capitalización bursátil y mayor potencial de negociación fiscal tuvieron que impactar negativamente en el coste de capital de dichas empresas, dificultando aún más sus procesos de inversión productiva.

Los resultados discutidos en el trabajo tienden a indicar que existe un importante margen de mejora en el tratamiento fiscal de la inversión con riesgo. Estudios de estas características confirman la necesidad que tienen los mercados de valores estrechos, donde la oferta de valores es reducida, de un marco fiscal que apoye con claridad a las posiciones de riesgo. Profundizar en la mejora de la imposición sobre las ganancias de capital sigue siendo una asignatura pendiente si se quiere generalizar el apoyo a la inversión con riesgo.

REFERENCIAS

Basarrate, B. y G. Rubio (1994a): «La imposición sobre plusvalías y minusvalías: sus efectos sobre el comportamiento estacional del mercado de valores», *Revista Española de Economía*, vol. 11, n.º 2.

Basarrate, B. y G. Rubio (1994b): «La imposición sobre plusvalías y minusvalías y el volumen de contratación en el mercado bursátil», *Moneda y Crédito*, n.º 199.

Binder, J. (1985a): «On the use of the multivariate regression model in event studies», *Journal of Accounting Research* 23, págs. 370-383.

Binder, J. (1985b): «Measuring the effects of regulation with stock price data», *Rand Journal of Economics* 16, págs. 167-183.

Chow, G. (1983): «Econometrics», *Economics Handbook Series*, McGraw-Hill, New York.

Cohen, K., Hawawini, G., Maier, S., Schwartz, R. y D. Whitcomb (1983): «Friction in the trading process and the estimation of systematic risk», *Journal of Financial Economics* 12, págs. 263-278.

Condoiyanni, L., O'Hanlon, J. y C. Ward (1988): «Weekend effects in stock market return: international evidence». En *Stock Market Anomalies*, editado por Elroy Dimson, Cambridge University Press.

French, K. (1980): «Stock returns and the weekend effect», *Journal of Financial Economics* 8, págs. 55-70.

Hughes, J. y W. Ricks (1984): «Accounting for retail land sales: analysis of a mandated change», *Journal of Accounting and Economics* 6, págs. 1-32.

Keim, D. y R. Stambaugh (1984): «A further investigation of the weekend effect in stock returns», *Journal of Finance* 39, págs. 819-835.

Newey, W. y K. West (1987): «A simple positive-definite heteroskedasticity and autocorrelation consistent covariance matrix», *Econometrica* 55, págs. 703-708.

Peiró, A. (1994a): «Daily seasonality in stock returns: further international evidence», próxima publicación en *Economics Letters*.

Peiró, A. (1994b): «La estacionalidad diaria del mercado de acciones español», Manuscrito, Departamento de Fundamentos del Análisis Económico, Universidad de Valencia.

Rao, C. (1973): «Linear statistical inference and its applications», 2.ª edición, New York, John Wiley & Sons.

Rubio, G. y L. Salvador (1991): «Estacionalidad diaria de los precios en el mercado español de capitales», *Revista Española de Financiación y Contabilidad*, vol. XX, n.º 67, págs. 307-336.

Smirlock, M. y L. Starks (1986): «Day-of-the-week and intraday effects in stock returns», *Journal of Financial Economics* 17, págs. 197-210.

Cuadro I
Rendimientos medios diarios y
autocorrelaciones¹ por carteras construidas
según el cociente dividendo/precio, la
capitalización bursátil al final de cada año
y el potencial de contratación impositiva².
Los resultados aparecen en porcentaje. Los
paréntesis contienen el estadístico t habitual
y un estadístico t calculado mediante
el error estándar robusto en el sentido
de Newey-West (1987).
20 de abril de 1990-8 de junio de 1993

PANEL A: CARTERAS SEGUN COCIENTE DIVIDENDO/PRECIO					
Carteras	Rendimiento Medio Diario (%) ³	ρ_1	ρ_3	ρ_6	ρ_{12}
DY1	-0,097 (-1,53) (-1,43)	0,133	0,034	0,040	0,006
DY2	-0,056 (-1,09) (-1,01)	0,164	0,056	0,047	0,011
DY3	-0,002 (-0,06) (-0,06)	0,128	0,062	0,026	0,058
DY4	0,014 (0,33) (0,31)	0,085	0,040	0,043	0,070
DY5	0,033 (0,66) (0,63)	0,115	0,037	0,027	0,043

¹ Suponiendo que las tasas de rendimientos son ruido blanco con varianzas condicionales constantes, el error estándar de los coeficientes de autocorrelación sería aproximadamente 0,036. Corrigiéndolo a lo White (1980), el error estándar es 0,052, 0,064, 0,057, 0,064 y 0,057 para las cinco carteras respectivamente.

² Cada título recibe la misma ponderación en cada una de las cinco carteras. DY1 (DY5) contiene las acciones con un cociente dividendo/precio más bajo (alto).

³ Los rendimientos medios anualizados de las cinco carteras son (aproximadamente): -24,4%, -13,9%, -0,6%, 3,6% y 8,2%.

Cuadro I (continuación)
Rendimientos medios diarios y
autocorrelaciones¹ por carteras construidas
según el cociente dividendo/precio, la
capitalización bursátil al final de cada año
y el potencial de contratación impositiva².
Los resultados aparecen en porcentaje. Los
paréntesis contienen el estadístico t habitual
y un estadístico t calculado mediante
el error estándar robusto en el sentido
de Newey-West (1987).
20 de abril de 1990-8 de junio de 1993

PANEL B: CARTERAS SEGUN CAPITALIZACION BURSATIL					
Carteras	Rendimiento Medio Diario (%) ³	ρ_1	ρ_3	ρ_6	ρ_{12}
MVAL1 ...	-0,091 (-1,52) (-1,42)	0,149	0,057	0,059	-0,018
MVAL2 ...	-0,005 (-0,11) (-0,10)	0,118	0,058	0,046	0,029
MVAL3 ...	-0,029 (-0,63) (-0,59)	0,139	0,042	0,046	0,034
MVAL4 ...	-0,021 (-0,44) (-0,42)	0,102	0,035	-0,001	0,034
MVAL5 ...	0,040 (0,99) (0,94)	0,113	0,033	0,003	0,043

¹ Suponiendo que las tasas de rendimientos son ruido blanco con varianzas condicionales constantes, el error estándar de los coeficientes de autocorrelación sería aproximadamente 0,036. Corrigiéndolo a lo White (1980), el error estándar es 0,056, 0,053, 0,062, 0,059 y 0,066 para las cinco carteras respectivamente.

² Cada título recibe la misma ponderación en cada una de las cinco carteras. MVAL1 (MVAL5) contiene las acciones con la capitalización más baja (alta).

³ Los rendimientos medios anualizados de las cinco carteras son (aproximadamente): -13,1%, -1,3%, -7,4%, -5,2% y 10,1%.

Cuadro I (continuación)

Rendimientos medios diarios y autocorrelaciones¹ por carteras construidas según el cociente dividendo/precio, la capitalización bursátil al final de cada año y el potencial de contratación impositiva². Los resultados aparecen en porcentaje. Los paréntesis contienen el estadístico t habitual y un estadístico t calculado mediante el error estándar robusto en el sentido de Newey-West (1987).

20 de abril de 1990-8 de junio de 1993

PANEL C: CARTERAS SEGUN POTENCIAL CONTRATACION IMPOSITIVA					
Carteras	Rendimiento Medio Diario (%) ³	ρ_1	ρ_3	ρ_6	ρ_{12}
PCI1	-0,083 (-1,18) (-1,10)	0,167	0,066	0,066	0,006
PCI2	-0,060 (-1,05) (-0,98)	0,152	0,012	0,036	0,059
PCI3	-0,015 (-0,31) (-0,29)	0,095	0,064	0,056	0,033
PCI4	0,032 (0,79) (0,75)	0,093	0,038	-0,071	0,072
PCI5	0,018 (0,61) (0,58)	0,104	0,055	0,029	0,011

¹ Suponiendo que las tasas de rendimientos son ruido blanco con varianzas condicionales constantes, el error estándar de los coeficientes de autocorrelación sería aproximadamente 0,036. Corrigiéndolo a lo White (1980), el error estándar es 0,045, 0,057, 0,066, 0,090 y 0,055 para las cinco carteras respectivamente.

² Cada título recibe la misma ponderación en cada una de las cinco carteras. PCI1 (PCI5) contiene las acciones con mayor (menor) probabilidad de ser negociadas por motivos fiscales.

³ Los rendimientos medios anualizados de las cinco carteras son (aproximadamente): -20,9%, -15,0%, -3,7%, 8,1% y 4,5%.

Cuadro I (continuación)

Rendimientos medios diarios y autocorrelaciones¹. Los resultados aparecen en porcentaje. Los paréntesis contienen el estadístico t habitual y un estadístico t calculado mediante el error estándar robusto en el sentido de Newey-West (1987). VW representa el índice del mercado ponderando a cada título según su capitalización bursátil, mientras que EW es el índice de mercado con ponderaciones iguales para todas las acciones que lo componen.

20 de abril de 1990-8 de junio de 1993

PANEL D: LA CARTERA DE MERCADO					
Carteras	Rendimiento Medio Diario (%) ²	ρ_1	ρ_3	ρ_6	ρ_{12}
VW	-0,003 (-0,08) (-0,07)	0,116	0,031	0,008	0,067
EW	-0,019 (-0,44) (-0,41)	0,137	0,053	0,045	0,046

¹ Suponiendo que las tasas de rendimientos son ruido blanco con varianzas condicionales constantes, el error estándar de los coeficientes de autocorrelación sería aproximadamente 0,036. Corrigiéndolo a lo White (1980), el error estándar es 0,063 y 0,062 para las dos carteras de mercado respectivamente.

² Los rendimientos medios anualizados de las dos carteras de mercado son (aproximadamente): -0,75% y -4,8%.

Cuadro 2

Rotación y número de títulos contratados medios diarios por carteras construidas según el cociente dividendo/precio, la capitalización bursátil al final de cada año y el potencial de contratación impositiva¹. Los resultados para la rotación aparecen en porcentaje sobre el número total de acciones desembolsadas al final de cada año².

20 de abril de 1990-8 de junio de 1993

PANEL A: CARTERAS SEGUN COCIENTE DIVIDENDO/PRECIO		
Carteras	Rotación Media Diaria (%)	Número de Títulos Medio Diario
DY1	0,241	76.913
DY2	0,199	55.019
DY3	0,145	69.024
DY4	0,158	96.916
DY5	0,171	184.310
PANEL B: CARTERAS SEGUN CAPITALIZACION BURSATIL		
Carteras	Rotación Media Diaria (%)	Número de Títulos Medio Diario
MVAL1	0,300	34.605
MVAL2	0,180	27.757
MVAL3	0,163	37.840
MVAL4	0,135	102.663
MVAL5	0,134	281.330

¹ Cada título recibe la misma ponderación en cada una de las carteras. DY1 (DY5) contiene las acciones con un cociente dividendo/precio más bajo (alto), mientras que MVAL1 (MVAL5) contiene las acciones con la capitalización más baja (alta).

² Todos los valores medios presentados son estadísticamente distintos de cero.

Cuadro 2 (continuación)

Rotación y número de títulos contratados medios diarios por carteras construidas según el cociente dividendo/precio, la capitalización bursátil al final de cada año y el potencial de contratación impositiva¹. Los resultados para la rotación aparecen en porcentaje sobre el número total de acciones desembolsadas al final de cada año².

20 de abril de 1990-8 de junio de 1993

PANEL C: CARTERAS SEGUN POTENCIAL DE CONTRATACION IMPOSITIVA		
Carteras	Rotación Media Diaria (%)	Número de Títulos Medio Diario
PCII	0,307	61.716
PCI2	0,206	40.963
PCI3	0,159	88.577
PCI4	0,123	154.783
PCI5	0,116	132.093
PANEL D: LA CARTERA DE MERCADO		
Carteras	Rotación Media Diaria (%) ³	Número de Títulos Medio Diario
Mercado	0,182	95.574

¹ Cada título recibe la misma ponderación en cada una de las cinco carteras. PCII (PCI5) contiene las acciones con mayor (menor) probabilidad de ser negociadas por motivos fiscales.

² Todos los valores medios presentados son estadísticamente distintos de cero.

³ Cada título recibe la misma ponderación en la cartera de mercado.

Cuadro 3

Estacionalidad diaria de los rendimientos de carteras construidas según el cociente dividendo/precio, la capitalización bursátil al final de cada año y el potencial de contratación impositiva. Los resultados aparecen en porcentaje. El paréntesis contiene el estadístico t calculado mediante el error estándar robusto en el sentido de Newey-West (1987). Los resultados están basados en la siguiente regresión:

$$R_{it} = \beta_{iL} + \sum_{\tau=2}^5 \beta_{i\tau} D_{\tau} + \varepsilon_{it}$$

donde β_{iL} representa el rendimiento medio diario de los lunes para cada cartera i y $\beta_{i\tau}$ son las diferencias entre el rendimiento medio diario de los lunes y el rendimiento medio del resto de los días de la semana. D_{τ} es una variable ficticia para cada uno de los días de la semana de martes a viernes.

20 de abril de 1990-8 de junio de 1993

PANEL A: CARTERAS SEGUN COCIENTE DIVIDENDO/PRECIO ¹					
Carteras	Rendimiento medio (%)	Rendimiento medio (%)			
	Lunes	Martes	Miércoles	Jueves	Viernes
DY1	0,242 (1,34)	-0,316 (-1,43)	-0,479 (-2,24)	-0,519 (-2,23)	-0,387 (-1,93)
DY2	-0,020 (-0,14)	0,010 (0,06)	-0,166 (-0,97)	-0,061 (-0,33)	0,042 (0,27)
DY3	-0,014 (-0,14)	0,029 (0,23)	-0,032 (-0,26)	-0,016 (-0,12)	0,079 (0,71)
DY4	0,138 (1,15)	-0,134 (-0,85)	-0,269 (-1,85)	-0,130 (-0,82)	-0,083 (-0,61)
DY5	0,182 (1,33)	-0,079 (-0,46)	-0,304 (-1,88)	-0,249 (-1,39)	-0,114 (-0,76)

¹ Cada título recibe la misma ponderación en cada una de las cinco carteras. DY1 (DY5) contiene las acciones con un cociente dividendo/precio más bajo (alto).

Cuadro 3 (continuación)

Estacionalidad diaria de los rendimientos de carteras construidas según el cociente dividendo/precio, la capitalización bursátil al final de cada año y el potencial de contratación impositiva. Los resultados aparecen en porcentaje. El paréntesis contiene el estadístico t calculado mediante el error estándar robusto en el sentido de Newey-West (1987). Los resultados están basados en la siguiente regresión:

$$R_{it} = \beta_{iL} + \sum_{\tau=2}^5 \beta_{i\tau} D_{\tau} + \varepsilon_{it}$$

donde β_{iL} representa el rendimiento medio diario de los lunes para cada cartera i y $\beta_{i\tau}$ son las diferencias entre el rendimiento medio diario de los lunes y el rendimiento medio del resto de los días de la semana. D_{τ} es una variable ficticia para cada uno de los días de la semana de martes a viernes.

20 de abril de 1990-8 de junio de 1993

PANEL B: CARTERAS SEGUN CAPITALIZACION BURSATIL ¹					
Carteras	Rendimiento medio (%)	Rendimiento medio (%)			
	Lunes	Martes	Miércoles	Jueves	Viernes
MVAL1. .	0,380 (2,28)	-0,431 (-2,08)	-0,682 (-3,43)	-0,662 (-3,08)	-0,591 (-3,20)
MVAL2. .	0,103 (0,78)	-0,040 (-0,24)	-0,234 (-1,45)	-0,177 (-0,99)	-0,092 (-0,64)
MVAL3. .	0,075 (0,56)	-0,094 (-0,57)	-0,222 (-1,38)	-0,169 (-0,99)	-0,037 (-0,25)
MVAL4. .	-0,010 (-0,08)	-0,016 (-0,09)	-0,085 (-0,54)	-0,052 (-0,30)	0,102 (0,69)
MVAL5. .	-0,033 (-0,29)	0,101 (0,69)	-0,008 (-0,06)	0,105 (0,70)	0,171 (1,39)

¹ Cada título recibe la misma ponderación en cada una de las cinco carteras. MVAL1 (MVAL5) contiene las acciones con la capitalización más baja (alta).

Cuadro 3 (continuación)

Estacionalidad diaria de los rendimientos de carteras construidas según el cociente dividendo/precio, la capitalización bursátil al final de cada año y el potencial de contratación impositiva. Los resultados aparecen en porcentaje. El paréntesis contiene el estadístico t calculado mediante el error estándar robusto en el sentido de Newey-West (1987). Los resultados están basados en la siguiente regresión:

$$R_{it} = \beta_{iL} + \sum_{\tau=2}^5 \beta_{i\tau} D_{\tau} + \varepsilon_{it}$$

donde β_{iL} representa el rendimiento medio diario de los lunes para cada cartera i y $\beta_{i\tau}$ son las diferencias entre el rendimiento medio diario de los lunes y el rendimiento medio del resto de los días de la semana. D_{τ} es una variable ficticia para cada uno de los días de la semana de martes a viernes.

20 de abril de 1990-8 de junio de 1993

PANEL C: CARTERAS SEGUN POTENCIAL CONTRATACION IMPOSITIVA ¹					
Carteras	Rendimiento medio (%)	Rendimiento medio (%)			
	Lunes	Martes	Miércoles	Jueves	Viernes
PC11	0,426 (2,27)	-0,511 (-2,21)	-0,761 (-3,31)	-0,713 (-2,86)	-0,566 (-2,64)
PC12	0,199 (1,24)	-0,192 (-0,96)	-0,427 (-2,22)	-0,417 (-2,02)	-0,261 (-1,54)
PC13	-0,033 (-0,24)	0,032 (0,19)	-0,079 (-0,48)	0,057 (0,33)	0,083 (0,56)
PC14	-0,026 (-0,21)	0,067 (0,43)	-0,017 (-0,12)	0,069 (0,45)	0,175 (1,34)
PC15	-0,042 (-0,52)	0,112 (1,07)	0,042 (0,44)	0,034 (0,32)	0,114 (1,28)

¹ Cada título recibe la misma ponderación en cada una de las cinco carteras. PC11 (PC15) contiene las acciones con mayor (menor) probabilidad de ser negociadas por motivos fiscales.

Cuadro 3 (continuación)

Estacionalidad diaria de la rotación del mercado. EW es el índice de mercado con ponderaciones iguales para todas las acciones que lo componen. El paréntesis contiene el estadístico t calculado mediante el error estándar robusto en el sentido de Newey-West (1987). Los resultados están basados en la siguiente regresión:

$$R_{mt} = \beta_{mL} + \sum_{\tau=2}^5 \beta_{m\tau} D_{\tau} + \varepsilon_{mt}$$

donde β_{mL} representa la rotación media diaria de los lunes para cada cartera m y $\beta_{m\tau}$ son las diferencias entre la rotación media diaria de los lunes y la rotación media del resto de los días de la semana. D_{τ} es una variable ficticia para cada uno de los días de la semana de martes a viernes.

20 de abril de 1990-8 de junio de 1993

PANEL D: LA CARTERA DE MERCADO					
Carteras	Rendimiento medio (%)	Rendimiento medio (%)			
	Lunes	Martes	Miércoles	Jueves	Viernes
VW	-0,049 (-0,43)	0,081 (0,55)	-0,049 (-0,36)	0,085 (0,57)	0,113 (0,90)
EW	0,097 (0,77)	-0,089 (-0,56)	-0,244 (-1,66)	-0,176 (-1,09)	-0,072 (-0,54)

Cuadro 4

Estacionalidad diaria de los rendimientos de carteras construidas según el cociente dividendo/precio, la capitalización bursátil al final de cada año y el potencial de contratación impositiva. Los resultados aparecen en porcentaje. El paréntesis contiene el estadístico t calculado mediante el error estándar robusto en el sentido de Newey-West (1987). Los resultados están basados en la siguiente regresión:

$$R_{it} = \beta_{iL} + \sum_{\tau=2}^5 \beta_{i\tau} D_{\tau} + \varepsilon_{it}$$

donde β_{iL} representa el rendimiento medio diario de los lunes para cada cartera i y $\beta_{i\tau}$ son las diferencias entre el rendimiento medio diario de los lunes y el rendimiento medio del resto de los días de la semana. D_{τ} es una variable ficticia para cada uno de los días de la semana de martes a viernes.

20 de abril de 1990-8 de junio de 1993

PANEL A: CARTERAS SEGUN COCIENTE DIVIDENDO/PRECIO ¹					
Carteras	Rendimiento medio (%)	Rendimiento medio (%)			
	Lunes	Martes	Miércoles	Jueves	Viernes
DY1	0,232 (17,1)	-0,000 (-0,00)	0,018 (0,96)	0,007 (0,56)	0,018 (1,59)
DY2	0,187 (16,7)	0,012 (1,27)	0,009 (0,95)	0,023 (2,00)	0,017 (1,64)
DY3	0,130 (19,4)	0,009 (1,23)	0,019 (2,66)	0,025 (2,61)	0,021 (2,41)
DY4	0,146 (21,9)	0,015 (1,92)	0,009 (1,18)	0,019 (2,26)	0,016 (2,16)
DY5	0,156 (19,8)	0,017 (2,00)	0,012 (1,48)	0,031 (2,73)	0,015 (2,15)

¹ Cada título recibe la misma ponderación en cada una de las cinco carteras. DY1 (DY5) contiene las acciones con un cociente dividendo/precio más bajo (alto).

Cuadro 4 (continuación)

Estacionalidad diaria de los rendimientos de carteras construidas según el cociente dividendo/precio, la capitalización bursátil al final de cada año y el potencial de contratación impositiva. Los resultados aparecen en porcentaje. El paréntesis contiene el estadístico t calculado mediante el error estándar robusto en el sentido de Newey-West (1987). Los resultados están basados en la siguiente regresión:

$$R_{it} = \beta_{iL} + \sum_{\tau=2}^5 \beta_{i\tau} D_{\tau} + \varepsilon_{it}$$

donde β_{iL} representa el rendimiento medio diario de los lunes para cada cartera i y $\beta_{i\tau}$ son las diferencias entre el rendimiento medio diario de los lunes y el rendimiento medio del resto de los días de la semana. D_{τ} es una variable ficticia para cada uno de los días de la semana de martes a viernes.

20 de abril de 1990-8 de junio de 1993

PANEL B: CARTERAS SEGUN CAPITALIZACION BURSATIL ¹					
Carteras	Rendimiento medio (%)	Rendimiento medio (%)			
	Lunes	Martes	Miércoles	Jueves	Viernes
MVAL1. .	0,302 (15,2)	0,006 (0,34)	-0,017 (-1,07)	-0,003 (-0,20)	0,003 (0,20)
MVAL2. .	0,164 (18,4)	0,017 (1,72)	0,030 (1,92)	0,024 (2,42)	0,013 (1,50)
MVAL3. .	0,144 (19,7)	0,013 (1,82)	0,026 (2,48)	0,027 (2,84)	0,028 (3,11)
MVAL4. .	0,121 (19,7)	0,007 (1,07)	0,014 (2,20)	0,029 (3,58)	0,024 (3,48)
MVAL5. .	0,119 (23,4)	0,010 (1,65)	0,013 (2,28)	0,027 (3,71)	0,020 (3,56)

¹ Cada título recibe la misma ponderación en cada una de las cinco carteras. MVAL1 (MVAL5) contiene las acciones con la capitalización más baja (alta).

Cuadro 4 (continuación)

Estacionalidad diaria de los rendimientos de carteras construidas según el cociente dividendo/precio, la capitalización bursátil al final de cada año y el potencial de contratación impositiva. Los resultados aparecen en porcentaje. El paréntesis contiene el estadístico t calculado mediante el error estándar robusto en el sentido de Newey-West (1987). Los resultados están basados en la siguiente regresión:

$$R_{it} = \beta_{iL} + \sum_{\tau=2}^5 \beta_{i\tau} D_{\tau} + \varepsilon_{it}$$

donde β_{iL} representa el rendimiento medio diario de los lunes para cada cartera i y $\beta_{i\tau}$ son las diferencias entre el rendimiento medio diario de los lunes y el rendimiento medio del resto de los días de la semana. D_{τ} es una variable ficticia para cada uno de los días de la semana de martes a viernes.

20 de abril de 1990-8 de junio de 1993

PANEL C: CARTERAS SEGUN POTENCIAL CONTRATACION IMPOSITIVA ¹					
Carteras	Rendimiento medio (%)	Rendimiento medio (%)			
		Lunes	Martes	Miércoles	Jueves
PCII	0,302 (14,9)	0,009 (0,58)	-0,004 (-0,26)	0,008 (0,47)	0,017 (1,10)
PCI2	0,198 (16,9)	0,013 (1,15)	0,012 (0,69)	0,004 (0,36)	0,013 (1,23)
PCI3	0,137 (21,3)	0,016 (2,25)	0,025 (3,32)	0,049 (4,16)	0,022 (2,93)
PCI4	0,109 (20,6)	0,008 (1,40)	0,024 (2,28)	0,025 (3,37)	0,018 (2,88)
PCI5	0,106 (14,1)	0,006 (0,76)	0,010 (1,39)	0,017 (2,08)	0,019 (2,24)

¹ Cada título recibe la misma ponderación en cada una de las cinco carteras. PCII (PCI5) contiene las acciones con mayor (menor) probabilidad de ser negociadas por motivos fiscales.

Cuadro 4 (continuación)

Estacionalidad diaria de la rotación del mercado. EW es el índice de mercado con ponderaciones iguales para todas las acciones que lo componen. El paréntesis contiene el estadístico t calculado mediante el error estándar robusto en el sentido de Newey-West (1987). Los resultados están basados en la siguiente regresión:

$$R_{mt} = \beta_{mL} + \sum_{\tau=2}^5 \beta_{m\tau} D_{\tau} + \varepsilon_{mt}$$

donde β_{mL} representa la rotación media diaria de los lunes para cada cartera m y $\beta_{m\tau}$ son las diferencias entre la rotación media diaria de los lunes y la rotación media del resto de los días de la semana. D_{τ} es una variable ficticia para cada uno de los días de la semana de martes a viernes.

20 de abril de 1990-8 de junio de 1993

PANEL D: LA CARTERA DE MERCADO					
Carteras	Rendimiento medio (%)	Rendimiento medio (%)			
		Lunes	Martes	Miércoles	Jueves
EW	0,169 (23,5)	0,011 (1,55)	0,014 (1,95)	0,021 (2,91)	0,018 (2,84)

Cuadro 5

Estacionalidad diaria de los rendimientos de carteras construidas según el cociente dividendo/precio, la capitalización bursátil al final de cada año y el potencial de contratación impositiva. Los resultados aparecen en porcentaje. El paréntesis contiene el estadístico t calculado mediante el error estándar robusto en el sentido de Newey-West (1987). Los resultados están basados en la siguiente regresión:

$$R_{it} = \beta_{iL} + \sum_{\tau=2}^5 \beta_{i\tau} D_{\tau} + \varepsilon_{it}$$

donde β_{iL} representa el rendimiento medio diario de los lunes para cada cartera i y $\beta_{i\tau}$ son las diferencias entre el rendimiento medio diario de los lunes y el rendimiento medio del resto de los días de la semana. D_{τ} es una variable ficticia para cada uno de los días de la semana de martes a viernes.

20 de abril de 1990-8 de junio de 1993

PANEL A: CARTERAS SEGUN COCIENTE DIVIDENDO/PRECIO ¹					
Carteras	Rendimiento medio (%)	Rendimiento medio (%)			
	Lunes	Martes	Miércoles	Jueves	Viernes
DY1	0,443 (1,45)	-0,478 (-1,33)	-0,630 (-1,81)	-0,903 (-2,39)	-0,896 (-2,81)
DY2	0,154 (0,63)	-0,129 (-0,42)	-0,279 (-1,02)	-0,410 (-1,35)	-0,320 (-1,29)
DY3	0,061 (0,34)	-0,025 (-0,11)	-0,085 (-0,41)	-0,229 (-1,04)	-0,149 (-0,81)
DY4	0,204 (1,00)	-0,149 (-0,56)	-0,277 (-1,19)	-0,339 (-1,35)	-0,302 (-1,41)
DY5	0,276 (1,15)	-0,140 (-0,47)	-0,371 (-1,37)	-0,405 (-1,36)	-0,422 (-1,67)

¹ Cada título recibe la misma ponderación en cada una de las cinco carteras. DY1 (DY5) contiene las acciones con un cociente dividendo/precio más bajo (alto).

Cuadro 5 (continuación)

Estacionalidad diaria de los rendimientos de carteras construidas según el cociente dividendo/precio, la capitalización bursátil al final de cada año y el potencial de contratación impositiva. Los resultados aparecen en porcentaje. El paréntesis contiene el estadístico t calculado mediante el error estándar robusto en el sentido de Newey-West (1987). Los resultados están basados en la siguiente regresión:

$$R_{it} = \beta_{iL} + \sum_{\tau=2}^5 \beta_{i\tau} D_{\tau} + \varepsilon_{it}$$

donde β_{iL} representa el rendimiento medio diario de los lunes para cada cartera i y $\beta_{i\tau}$ son las diferencias entre el rendimiento medio diario de los lunes y el rendimiento medio del resto de los días de la semana. D_{τ} es una variable ficticia para cada uno de los días de la semana de martes a viernes.

20 de abril de 1990-8 de junio de 1993

PANEL B: CARTERAS SEGUN CAPITALIZACION BURSATIL ¹					
Carteras	Rendimiento medio (%)	Rendimiento medio (%)			
	Lunes	Martes	Miércoles	Jueves	Viernes
MVAL1 ..	0,433 (1,51)	-0,440 (-1,28)	-0,701 (-2,15)	-0,857 (-2,43)	-0,943 (-3,17)
MVAL2. .	0,228 (1,02)	-0,181 (-0,68)	-0,307 (-1,20)	-0,471 (-1,64)	-0,392 (-1,71)
MVAL3. .	0,193 (0,80)	-0,091 (-0,31)	-0,318 (-1,19)	-0,452 (-1,59)	-0,379 (-1,53)
MVAL4. .	0,149 (0,67)	-0,104 (-0,37)	-0,209 (-0,83)	-0,382 (-1,42)	-0,233 (-1,00)
MVAL5. .	0,117 (0,62)	-0,091 (-0,37)	-0,081 (-0,38)	-0,090 (-0,38)	-0,115 (-0,58)

¹ Cada título recibe la misma ponderación en cada una de las cinco carteras. MVAL1 (MVAL5) contiene las acciones con la capitalización más baja (alta).

Cuadro 5 (continuación)

Estacionalidad diaria de los rendimientos de carteras construidas según el cociente dividendo/precio, la capitalización bursátil al final de cada año y el potencial de contratación impositiva. Los resultados aparecen en porcentaje. El paréntesis contiene el estadístico t calculado mediante el error estándar robusto en el sentido de Newey-West (1987). Los resultados están basados en la siguiente regresión:

$$R_{it} = \beta_{iL} + \sum_{\tau=2}^5 \beta_{i\tau} D_{\tau} + \varepsilon_{it}$$

donde β_{iL} representa el rendimiento medio diario de los lunes para cada cartera i y $\beta_{i\tau}$ son las diferencias entre el rendimiento medio diario de los lunes y el rendimiento medio del resto de los días de la semana. D_{τ} es una variable ficticia para cada uno de los días de la semana de martes a viernes.

20 de abril de 1990-8 de junio de 1993

PANEL C: CARTERAS SEGUN POTENCIAL CONTRATACION IMPOSITIVA ¹					
Carteras	Rendimiento medio (%)	Rendimiento medio (%)			
	Lunes	Martes	Miércoles	Jueves	Viernes
PCI1	0,610 (1,98)	-0,715 (-1,97)	-0,860 (-2,40)	-1,052 (-2,72)	-1,065 (-3,24)
PCI2	0,328 (1,18)	-0,253 (-0,74)	-0,564 (-1,77)	-0,838 (-2,48)	-0,612 (-2,19)
PCI3	0,106 (0,47)	-0,040 (-0,14)	-0,111 (-0,43)	-0,174 (-0,63)	-0,290 (-1,23)
PCI4	0,073 (0,34)	0,037 (0,13)	-0,057 (-0,24)	-0,092 (-0,35)	-0,071 (-0,32)
PCI5	0,012 (0,08)	0,048 (0,27)	-0,038 (-0,24)	-0,121 (-0,69)	-0,027 (-0,18)

¹ Cada título recibe la misma ponderación en cada una de las cinco carteras. PCI1 (PCI5) contiene las acciones con mayor (menor) probabilidad de ser negociadas por motivos fiscales.

Cuadro 5 (continuación)

Estacionalidad diaria de la rotación del mercado. EW es el índice de mercado con ponderaciones iguales para todas las acciones que lo componen. El paréntesis contiene el estadístico t calculado mediante el error estándar robusto en el sentido de Newey-West (1987). Los resultados están basados en la siguiente regresión:

$$R_{mt} = \beta_{mL} + \sum_{\tau=2}^5 \beta_{m\tau} D_{\tau} + \varepsilon_{mt}$$

donde β_{mL} representa la rotación media diaria de los lunes para cada cartera m y $\beta_{m\tau}$ son las diferencias entre la rotación media diaria de los lunes y la rotación media del resto de los días de la semana. D_{τ} es una variable ficticia para cada uno de los días de la semana de martes a viernes.

20 de abril de 1990-8 de junio de 1993

PANEL D: LA CARTERA DE MERCADO					
Carteras	Rendimiento medio (%)	Rendimiento medio (%)			
	Lunes	Martes	Miércoles	Jueves	Viernes
VW	0,108 (0,56)	-0,107 (-0,43)	-0,175 (-0,81)	-0,149 (-0,62)	-0,202 (-1,02)
EW	0,211 (0,97)	-0,173 (-0,65)	-0,304 (-1,25)	-0,424 (-1,59)	-0,371 (-1,70)

Cuadro 6

Estacionalidad diaria de los rendimientos de carteras construidas según el cociente dividendo/precio, la capitalización bursátil al final de cada año y el potencial de contratación impositiva. Los resultados aparecen en porcentaje. El paréntesis contiene el estadístico t calculado mediante el error estándar robusto en el sentido de Newey-West (1987). Los resultados están basados en la siguiente regresión:

$$R_{it} = \beta_{iL} + \sum_{\tau=2}^5 \beta_{i\tau} D_{\tau} + \varepsilon_{it}$$

donde β_{iL} representa el rendimiento medio diario de los lunes para cada cartera i y $\beta_{i\tau}$ son las diferencias entre el rendimiento medio diario de los lunes y el rendimiento medio del resto de los días de la semana. D_{τ} es una variable ficticia para cada uno de los días de la semana de martes a viernes.

20 de abril de 1990-8 de junio de 1993

PANEL A: CARTERAS SEGUN COCIENTE DIVIDENDO/PRECIO ¹					
Carteras	Rendimiento medio (%)	Rendimiento medio (%)			
	Lunes	Martes	Miércoles	Jueves	Viernes
DY1	0,031 (0,17)	-0,145 (-0,57)	-0,317 (-1,31)	-0,118 (-0,45)	0,161 (0,71)
DY2	-0,203 (-1,49)	0,157 (0,86)	-0,045 (-0,22)	0,302 (1,49)	0,430 (2,53)
DY3	-0,094 (-0,97)	0,087 (0,67)	0,026 (0,19)	0,206 (1,32)	0,326 (2,78)
DY4	0,068 (0,55)	-0,116 (-0,71)	-0,258 (-1,52)	0,086 (0,44)	0,155 (0,96)
DY5	0,083 (0,67)	-0,015 (-0,09)	-0,233 (-1,38)	-0,086 (-0,45)	0,219 (1,43)

¹ Cada título recibe la misma ponderación en cada una de las cinco carteras. DY1 (DY5) contiene las acciones con un cociente dividendo/precio más bajo (alto).

Cuadro 6 (continuación)

Estacionalidad diaria de los rendimientos de carteras construidas según el cociente dividendo/precio, la capitalización bursátil al final de cada año y el potencial de contratación impositiva. Los resultados aparecen en porcentaje. El paréntesis contiene el estadístico t calculado mediante el error estándar robusto en el sentido de Newey-West (1987). Los resultados están basados en la siguiente regresión:

$$R_{it} = \beta_{iL} + \sum_{\tau=2}^5 \beta_{i\tau} D_{\tau} + \varepsilon_{it}$$

donde β_{iL} representa el rendimiento medio diario de los lunes para cada cartera i y $\beta_{i\tau}$ son las diferencias entre el rendimiento medio diario de los lunes y el rendimiento medio del resto de los días de la semana. D_{τ} es una variable ficticia para cada uno de los días de la semana de martes a viernes.

20 de abril de 1990-8 de junio de 1993

PANEL B: CARTERAS SEGUN CAPITALIZACION BURSATIL ¹					
Carteras	Rendimiento medio (%)	Rendimiento medio (%)			
	Lunes	Martes	Miércoles	Jueves	Viernes
MVAL1. .	0,325 (1,95)	-0,418 (-1,86)	-0,659 (-2,98)	-0,460 (-1,93)	-0,207 (-0,99)
MVAL2. .	-0,028 (-0,21)	0,108 (0,56)	-0,156 (-0,80)	0,129 (0,62)	0,229 (1,38)
MVAL3. .	-0,048 (-0,41)	-0,092 (-0,61)	-0,118 (-0,69)	0,125 (0,71)	0,332 (2,14)
MVAL4. .	-0,177 (-1,28)	0,079 (0,44)	0,048 (0,26)	0,293 (1,46)	0,461 (2,60)
MVAL5. .	-0,188 (-1,68)	0,299 (2,00)	0,068 (0,46)	0,308 (1,75)	0,474 (3,39)

¹ Cada título recibe la misma ponderación en cada una de las cinco carteras. MVAL1 (MVAL5) contiene las acciones con la capitalización más baja (alta).

Cuadro 6 (continuación)

Estacionalidad diaria de los rendimientos de carteras construidas según el cociente dividendo/precio, la capitalización bursátil al final de cada año y el potencial de contratación impositiva. Los resultados aparecen en porcentaje. El paréntesis contiene el estadístico t calculado mediante el error estándar robusto en el sentido de Newey-West (1987). Los resultados están basados en la siguiente regresión:

$$R_{it} = \beta_{iL} + \sum_{\tau=2}^5 \beta_{i\tau} D_{\tau} + \varepsilon_{it}$$

donde β_{iL} representa el rendimiento medio diario de los lunes para cada cartera i y $\beta_{i\tau}$ son las diferencias entre el rendimiento medio diario de los lunes y el rendimiento medio del resto de los días de la semana. D_{τ} es una variable ficticia para cada uno de los días de la semana de martes a viernes.

20 de abril de 1990-8 de junio de 1993

PANEL C: CARTERAS SEGUN POTENCIAL CONTRATACION IMPOSITIVA ¹					
Carteras	Rendimiento medio (%)	Rendimiento medio (%)			
	Lunes	Martes	Miércoles	Jueves	Viernes
PC11	0,233 (1,13)	-0,300 (-1,06)	-0,655 (-2,32)	-0,361 (-1,17)	-0,029 (-0,11)
PC12	0,062 (0,40)	-0,123 (-0,61)	-0,275 (-1,34)	0,021 (0,09)	0,120 (0,66)
PC13	-0,177 (-1,32)	0,109 (0,62)	-0,045 (-0,23)	0,297 (1,50)	0,484 (2,85)
PC14	-0,129 (-1,33)	0,101 (0,80)	0,026 (0,21)	0,235 (1,56)	0,439 (3,46)
PC15	-0,100 (-1,34)	0,180 (1,73)	0,130 (1,28)	0,196 (1,74)	0,268 (3,04)

¹ Cada título recibe la misma ponderación en cada una de las cinco carteras. PC11 (PC15) contiene las acciones con mayor (menor) probabilidad de ser negociadas por motivos fiscales.

Cuadro 6 (continuación)

Estacionalidad diaria de la rotación del mercado. EW es el índice de mercado con ponderaciones iguales para todas las acciones que lo componen. El paréntesis contiene el estadístico t calculado mediante el error estándar robusto en el sentido de Newey-West (1987). Los resultados están basados en la siguiente regresión:

$$R_{mt} = \beta_{mL} + \sum_{\tau=2}^5 \beta_{m\tau} D_{\tau} + \varepsilon_{mt}$$

donde β_{mL} representa la rotación media diaria de los lunes para cada cartera m y $\beta_{m\tau}$ son las diferencias entre la rotación media diaria de los lunes y la rotación media del resto de los días de la semana. D_{τ} es una variable ficticia para cada uno de los días de la semana de martes a viernes.

20 de abril de 1990-8 de junio de 1993

PANEL D: LA CARTERA DE MERCADO					
Carteras	Rendimiento medio (%)	Rendimiento medio (%)			
	Lunes	Martes	Miércoles	Jueves	Viernes
VW	-0,212 (-1,85)	0,276 (1,77)	0,085 (0,55)	0,330 (1,84)	0,450 (3,12)
EW	-0,022 (-0,19)	0,001 (0,00)	-0,180 (-1,11)	0,081 (0,45)	0,251 (1,72)

Cuadro 7

Estacionalidad diaria de los rendimientos de carteras construidas según el cociente dividendo/precio, la capitalización bursátil al final de cada año y el potencial de contratación impositiva. Los resultados aparecen en porcentaje. El paréntesis contiene el estadístico t calculado mediante el error estándar robusto en el sentido de Newey-West (1987). Los resultados están basados en la siguiente regresión:

$$R_{it} = \beta_{iL} + \sum_{\tau=2}^5 \beta_{i\tau} D_{\tau} + \varepsilon_{it}$$

donde β_{iL} representa el rendimiento medio diario de los lunes para cada cartera i y $\beta_{i\tau}$ son las diferencias entre el rendimiento medio diario de los lunes y el rendimiento medio del resto de los días de la semana. D_{τ} es una variable ficticia para cada uno de los días de la semana de martes a viernes.

20 de abril de 1990-8 de junio de 1993

PANEL A: CARTERAS SEGUN COCIENTE DIVIDENDO/PRECIO ¹					
Carteras	Rendimiento medio (%)	Rendimiento medio (%)			
	Lunes	Martes	Miércoles	Jueves	Viernes
DY1	0,246 (11,9)	-0,019 (-0,98)	0,001 (0,05)	0,003 (0,15)	0,028 (1,67)
DY2	0,204 (11,0)	-0,004 (-0,32)	-0,011 (-0,79)	0,010 (0,60)	0,010 (0,62)
DY3	0,151 (15,3)	0,007 (0,59)	0,019 (2,00)	0,025 (1,72)	0,020 (1,50)
DY4	0,141 (15,2)	0,003 (0,25)	-0,000 (-0,02)	0,008 (0,85)	0,014 (1,40)
DY5	0,158 (14,5)	-0,002 (-0,16)	0,006 (0,55)	0,020 (1,46)	0,010 (1,04)

¹ Cada título recibe la misma ponderación en cada una de las cinco carteras. DY1 (DY5) contiene las acciones con un cociente dividendo/precio más bajo (alto).

Cuadro 7 (continuación)

Estacionalidad diaria de los rendimientos de carteras construidas según el cociente dividendo/precio, la capitalización bursátil al final de cada año y el potencial de contratación impositiva. Los resultados aparecen en porcentaje. El paréntesis contiene el estadístico t calculado mediante el error estándar robusto en el sentido de Newey-West (1987). Los resultados están basados en la siguiente regresión:

$$R_{it} = \beta_{iL} + \sum_{\tau=2}^5 \beta_{i\tau} D_{\tau} + \varepsilon_{it}$$

donde β_{iL} representa el rendimiento medio diario de los lunes para cada cartera i y $\beta_{i\tau}$ son las diferencias entre el rendimiento medio diario de los lunes y el rendimiento medio del resto de los días de la semana. D_{τ} es una variable ficticia para cada uno de los días de la semana de martes a viernes.

20 de abril de 1990-8 de junio de 1993

PANEL B: CARTERAS SEGUN CAPITALIZACION BURSATIL ¹					
Carteras	Rendimiento medio (%)	Rendimiento medio (%)			
	Lunes	Martes	Miércoles	Jueves	Viernes
MVAL1 ..	0,329 (9,84)	-0,023 (-0,85)	-0,034 (-1,45)	-0,014 (-0,53)	0,004 (0,18)
MVAL2 ..	0,160 (14,9)	-0,000 (-0,03)	0,007 (0,68)	0,011 (0,99)	0,005 (0,56)
MVAL3 ..	0,161 (15,3)	0,009 (0,90)	0,027 (1,58)	0,036 (2,30)	0,036 (2,64)
MVAL4 ..	0,136 (14,9)	-0,003 (-0,29)	0,003 (0,34)	0,014 (1,26)	0,018 (1,84)
MVAL5 ..	0,115 (20,8)	0,002 (0,30)	0,010 (1,49)	0,016 (1,98)	0,017 (2,48)

¹ Cada título recibe la misma ponderación en cada una de las cinco carteras. MVAL1 (MVAL5) contiene las acciones con la capitalización más baja (alta).

Cuadro 7 (continuación)

Estacionalidad diaria de los rendimientos de carteras construidas según el cociente dividendo/precio, la capitalización bursátil al final de cada año y el potencial de contratación impositiva. Los resultados aparecen en porcentaje. El paréntesis contiene el estadístico t calculado mediante el error estándar robusto en el sentido de Newey-West (1987). Los resultados están basados en la siguiente regresión:

$$R_{it} = \beta_{iL} + \sum_{\tau=2}^5 \beta_{i\tau} D_{\tau} + \varepsilon_{it}$$

donde β_{iL} representa el rendimiento medio diario de los lunes para cada cartera i y $\beta_{i\tau}$ son las diferencias entre el rendimiento medio diario de los lunes y el rendimiento medio del resto de los días de la semana. D_{τ} es una variable ficticia para cada uno de los días de la semana de martes a viernes.

20 de abril de 1990-8 de junio de 1993

PANEL C: CARTERAS SEGUN POTENCIAL CONTRATACION IMPOSITIVA ¹					
Carteras	Rendimiento medio (%)	Rendimiento medio (%)			
		Lunes	Martes	Miércoles	Jueves
PC11	0,301 (8,93)	-0,030 (-1,28)	-0,031 (-1,39)	-0,012 (-0,51)	0,012 (0,54)
PC12	0,226 (13,8)	0,014 (0,84)	0,002 (0,15)	0,004 (0,29)	0,025 (1,72)
PC13	0,124 (16,8)	0,003 (0,31)	0,011 (1,25)	0,032 (2,08)	0,007 (0,99)
PC14	0,117 (13,7)	-0,001 (-0,14)	0,025 (1,39)	0,022 (1,89)	0,018 (1,80)
PC15	0,134 (11,6)	-0,001 (-0,10)	0,007 (0,75)	0,019 (1,65)	0,020 (1,46)

¹ Cada título recibe la misma ponderación en cada una de las cinco carteras. PC11 (PC15) contiene las acciones con mayor (menor) probabilidad de ser negociadas por motivos fiscales.

Cuadro 7 (continuación)

Estacionalidad diaria de la rotación del mercado. EW es el índice de mercado con ponderaciones iguales para todas las acciones que lo componen. El paréntesis contiene el estadístico t calculado mediante el error estándar robusto en el sentido de Newey-West (1987). Los resultados están basados en la siguiente regresión:

$$R_{mt} = \beta_{mL} + \sum_{\tau=2}^5 \beta_{m\tau} D_{\tau} + \varepsilon_{mt}$$

donde β_{mL} representa la rotación media diaria de los lunes para cada cartera m y $\beta_{m\tau}$ son las diferencias entre la rotación media diaria de los lunes y la rotación media del resto de los días de la semana. D_{τ} es una variable ficticia para cada uno de los días de la semana de martes a viernes.

20 de abril de 1990-8 de junio de 1993

PANEL D: LA CARTERA DE MERCADO					
Carteras	Rendimiento medio (%)	Rendimiento medio (%)			
	Lunes	Martes	Miércoles	Jueves	Viernes
EW	0,179 (16,2)	-0,003 (-0,26)	0,003 (0,36)	0,013 (1,43)	0,016 (1,86)

Cuadro 8

Estacionalidad diaria de los rendimientos de carteras construidas según el cociente dividendo/precio, la capitalización bursátil al final de cada año y el potencial de contratación impositiva. Los resultados aparecen en porcentaje. El paréntesis contiene el estadístico t calculado mediante el error estándar robusto en el sentido de Newey-West (1987). Los resultados están basados en la siguiente regresión:

$$R_{it} = \beta_{iL} + \sum_{\tau=2}^5 \beta_{i\tau} D_{\tau} + \varepsilon_{it}$$

donde β_{iL} representa el rendimiento medio diario de los lunes para cada cartera i y $\beta_{i\tau}$ son las diferencias entre el rendimiento medio diario de los lunes y el rendimiento medio del resto de los días de la semana. D_{τ} es una variable ficticia para cada uno de los días de la semana de martes a viernes.

20 de abril de 1990-8 de junio de 1993

PANEL A: CARTERAS SEGUN COCIENTE DIVIDENDO/PRECIO ¹					
Carteras	Rendimiento medio (%)	Rendimiento medio (%)			
	Lunes	Martes	Miércoles	Jueves	Viernes
DY1	0,217 (12,6)	0,019 (1,27)	0,036 (1,20)	0,012 (0,66)	0,007 (0,45)
DY2	0,170 (14,2)	0,029 (2,15)	0,031 (2,15)	0,037 (2,45)	0,023 (1,97)
DY3	0,109 (13,2)	0,012 (1,25)	0,017 (1,71)	0,024 (2,02)	0,021 (1,87)
DY4	0,151 (15,7)	0,027 (2,64)	0,019 (1,68)	0,030 (2,24)	0,019 (1,73)
DY5	0,153 (13,5)	0,036 (2,76)	0,019 (1,54)	0,043 (2,35)	0,021 (1,99)

¹ Cada título recibe la misma ponderación en cada una de las cinco carteras. DY1 (DY5) contiene las acciones con un cociente dividendo/precio más bajo (alto).

Cuadro 8 (continuación)

Estacionalidad diaria de los rendimientos de carteras construidas según el cociente dividendo/precio, la capitalización bursátil al final de cada año y el potencial de contratación impositiva. Los resultados aparecen en porcentaje. El paréntesis contiene el estadístico t calculado mediante el error estándar robusto en el sentido de Newey-West (1987). Los resultados están basados en la siguiente regresión:

$$R_{it} = \beta_{iL} + \sum_{\tau=2}^5 \beta_{i\tau} D_{\tau} + \varepsilon_{it}$$

donde β_{iL} representa el rendimiento medio diario de los lunes para cada cartera i y $\beta_{i\tau}$ son las diferencias entre el rendimiento medio diario de los lunes y el rendimiento medio del resto de los días de la semana. D_{τ} es una variable ficticia para cada uno de los días de la semana de martes a viernes.

20 de abril de 1990-8 de junio de 1993

PANEL B: CARTERAS SEGUN CAPITALIZACION BURSÁTIL ¹					
Carteras	Rendimiento medio (%)	Rendimiento medio (%)			
	Lunes	Martes	Miércoles	Jueves	Viernes
MVAL1. .	0,275 (13,3)	0,035 (1,83)	0,001 (0,03)	0,007 (0,29)	-0,000 (-0,01)
MVAL2. .	0,167 (11,8)	0,035 (2,16)	0,055 (1,84)	0,039 (2,32)	0,022 (1,50)
MVAL3. .	0,128 (13,1)	0,016 (1,70)	0,023 (2,15)	0,018 (1,69)	0,017 (1,59)
MVAL4. .	0,105 (13,8)	0,017 (2,10)	0,025 (3,12)	0,044 (3,99)	0,029 (3,13)
MVAL5. .	0,124 (14,3)	0,019 (1,78)	0,018 (1,80)	0,038 (3,19)	0,024 (2,65)

¹ Cada título recibe la misma ponderación en cada una de las cinco carteras. MVAL1 (MVAL5) contiene las acciones con la capitalización más baja (alta).

Cuadro 8 (continuación)

Estacionalidad diaria de los rendimientos de carteras construidas según el cociente dividendo/precio, la capitalización bursátil al final de cada año y el potencial de contratación impositiva. Los resultados aparecen en porcentaje. El paréntesis contiene el estadístico t calculado mediante el error estándar robusto en el sentido de Newey-West (1987). Los resultados están basados en la siguiente regresión:

$$R_{it} = \beta_{iL} + \sum_{\tau=2}^5 \beta_{i\tau} D_{\tau} + \varepsilon_{it}$$

donde β_{iL} representa el rendimiento medio diario de los lunes para cada cartera i y $\beta_{i\tau}$ son las diferencias entre el rendimiento medio diario de los lunes y el rendimiento medio del resto de los días de la semana. D_{τ} es una variable ficticia para cada uno de los días de la semana de martes a viernes.

20 de abril de 1990-8 de junio de 1993

PANEL C: CARTERAS SEGUN POTENCIAL CONTRATACION IMPOSITIVA ¹					
Carteras	Rendimiento medio (%)	Rendimiento medio (%)			
		Lunes	Martes	Miércoles	Jueves
PCI1	0,301 (13,7)	0,049 (2,69)	0,025 (1,09)	0,030 (1,24)	0,022 (1,11)
PCI2	0,170 (10,6)	0,013 (0,81)	0,020 (0,65)	0,004 (0,23)	-0,003 (-0,19)
PCI3	0,149 (14,6)	0,029 (2,90)	0,041 (3,46)	0,067 (3,86)	0,039 (3,07)
PCI4	0,101 (16,9)	0,017 (2,38)	0,022 (2,45)	0,028 (3,05)	0,017 (2,41)
PCI5	0,077 (9,79)	0,013 (1,21)	0,012 (1,09)	0,014 (1,31)	0,016 (1,73)

¹ Cada título recibe la misma ponderación en cada una de las cinco carteras. PCI1 (PCI5) contiene las acciones con mayor (menor) probabilidad de ser negociadas por motivos fiscales.

Cuadro 8 (continuación)

Estacionalidad diaria de la rotación del mercado. EW es el índice de mercado con ponderaciones iguales para todas las acciones que lo componen. El paréntesis contiene el estadístico t calculado mediante el error estándar robusto en el sentido de Newey-West (1987). Los resultados están basados en la siguiente regresión:

$$R_{mt} = \beta_{mL} + \sum_{\tau=2}^5 \beta_{m\tau} D_{\tau} + \varepsilon_{mt}$$

donde β_{mL} representa la rotación media diaria de los lunes para cada cartera m y $\beta_{m\tau}$ son las diferencias entre la rotación media diaria de los lunes y la rotación media del resto de los días de la semana. D_{τ} es una variable ficticia para cada uno de los días de la semana de martes a viernes.

20 de abril de 1990-8 de junio de 1993

PANEL D: LA CARTERA DE MERCADO					
Carteras	Rendimiento medio (%)	Rendimiento medio (%)			
		Lunes	Martes	Miércoles	Jueves
EW	0,159 (17,5)	0,024 (2,71)	0,024 (2,31)	0,029 (2,68)	0,018 (2,13)

Cuadro 9

Retardos y adelantos óptimos para la estimación de los coeficientes beta de carteras construidas según el cociente dividendo/precio, la capitalización bursátil al final de cada año y el potencial de contratación impositiva según los criterios de Akaike y Schwarz. El índice de mercado empleado pondera cada activo según su capitalización bursátil al final del año precedente al cálculo de los rendimientos de los activos individuales (VW).

20 de abril de 1990-8 de junio de 1993

Carteras	Criterio de Akaike	Criterio de Schwarz
DY1	(1, 0, 1)	(-, 0, 1)
DY2	(1, 0, 1)	(-, 0, 1)
DY3	(-, 0, 1)	(-, 0, 1)
DY4	(-, 0, 1)	(-, 0, 1)
DY5	(-, 0, 1)	(-, 0, 1)
MVAL1	(3, 0, 3)	(-, 0, 1)
MVAL2	(-, 0, 1)	(-, 0, 1)
MVAL3	(-, 0, 1)	(-, 0, 1)
MVAL4	(-, 0, 1)	(-, 0, 1)
MVAL5	(-, 0, 1)	(-, 0, 1)
PCI1	(3, 0, 3)	(-, 0, 1)
PCI2	(-, 0, 1)	(-, 0, 1)
PCI3	(-, 0, 1)	(-, 0, 1)
PCI4	(-, 0, 1)	(-, 0, 1)
PCI5	(-, 0, 1)	(-, 0, 1)

¹ El primer número del paréntesis indica el número de adelantos en el rendimiento del índice de mercado; el número del medio señala que el término contemporáneo debe incluirse en la estimación óptima de la beta, mientras que la última cifra representa el número de retardos en el rendimiento del índice de mercado que debe incorporarse en la estimación de la beta. El criterio de estimación óptima de los coeficientes betas se debe a Cohen, Hawawini, Maier, Schwartz y Whitcomb (1983).

Cuadro 10

Coefficientes betas estimados por mínimos cuadrados ordinarios, incorporando un retardo en el rendimiento del índice de mercado y utilizando la metodología de Cohen, Hawawini, Maier, Schwartz y Whitcomb (1983) bajo un número de adelantos y retardos óptimos calculados mediante el criterio de Akaike. Las betas corresponden a carteras construidas según el cociente dividendo/precio, la capitalización bursátil al final de cada año y el potencial de contratación impositiva. El índice de mercado empleado pondera cada activo según su capitalización bursátil al final del año precedente al cálculo de los rendimientos de los activos individuales (VW).

20 de abril de 1990-8 de junio de 1993

Carteras	Beta (MCO)	Beta (-, 0, 1)	Beta Optima (CHMSW)
DY1	1,264	1,270	1,285
DY2	1,125	1,153	1,232
DY3	0,798	0,846	0,846
DY4	0,972	0,954	0,954
DY5	1,025	1,042	1,042
MVAL1 ...	1,143	1,177	1,234
MVAL2 ...	1,022	1,048	1,048
MVAL3 ...	0,975	1,010	1,010
MVAL4 ...	1,062	1,065	1,065
MVAL5 ...	0,964	0,951	0,951
PCI1	1,382	1,417	1,559
PCI2	1,202	1,224	1,224
PCI3	1,043	1,074	1,074
PCI4	0,913	0,898	0,898
PCI5	0,611	0,625	0,625

Cuadro 11

Excesos de rendimiento de carteras extremas construidas según el cociente dividendo/precio alrededor del anuncio del 16 de junio de 1990. Los excesos de rendimiento aparecen en porcentaje. Los resultados son los coeficientes asociados a las variables ficticias de los diferentes anuncios en la siguiente regresión:

$$R_{it} = \alpha_{i0} + \alpha_{i1} D_{0t} + \alpha_{i2} DLUN_t + \sum_{\tau=-k}^{+k} \beta_{\tau i0} R_{m\tau} + \sum_{\tau=-k}^{+k} \beta_{\tau i1} R_{m\tau} D_{0t} + \sum_{a=1}^n \delta_{ia} D_{at} + \omega_{it}$$

Día Alrededor del Anuncio	Bajo Dividendo		Alto Dividendo		Diferencia $\delta_B - \delta_A$	$t(\delta_B - \delta_A)$ ^
	δ_B	$t(\delta_B)$	δ_A	$t(\delta_A)$		
$\tau=-12$	-0,607	-0,57	-0,313	-0,43	-0,294	-0,45
$\tau=-11$	-0,096	-0,09	-0,187	-0,26	0,091	0,14
$\tau=-10$	0,029	0,03	-0,293	-0,40	0,322	0,50
$\tau=-9$	-0,044	-0,04	0,253	0,35	-0,297	-0,46
$\tau=-8$	0,405	0,38	-0,071	-0,10	0,476	0,73
$\tau=-7$	-0,230	-0,21	0,103	0,14	-0,333	-0,51
$\tau=-6$	0,081	0,08	0,013	0,02	0,068	0,11
$\tau=-5$	-0,599	-0,56	-0,540	-0,74	-0,059	-0,09
$\tau=-4$	0,380	0,36	0,327	0,45	0,053	0,08
$\tau=-3$	0,087	0,08	-0,052	-0,07	0,139	0,22
$\tau=-2$	-0,415	-0,39	-0,208	-0,29	-0,207	-0,32
$\tau=-1$	-0,043	-0,04	0,581	0,80	-0,624	-0,97
$\tau=0$	0,316	0,30	-0,058	-0,08	0,374	0,59
$\tau=+1$	0,790	0,76	-0,066	-0,09	0,856	1,36
$\tau=+2$	-0,082	-0,08	-0,155	-0,22	0,073	0,12
$\tau=+3$	-0,702	-0,68	-0,262	-0,37	-0,440	-0,70
$\tau=+4$	-1,365	-1,32	-0,482	-0,68	-0,883	-1,41
$\tau=+5$	0,880	0,85	0,533	0,75	0,347	0,55

Cuadro 12

Excesos de rendimiento de carteras extremas construidas según la capitalización bursátil alrededor del anuncio del 16 de junio de 1990. Los excesos de rendimiento aparecen en porcentaje. Los resultados son los coeficientes asociados a las variables ficticias de los diferentes anuncios en la siguiente regresión:

$$R_{it} = \alpha_{i0} + \alpha_{i1} D_{0t} + \alpha_{i2} DLUN_t + \sum_{\tau=-k}^{+k} \beta_{\tau i 0} R_{m t+\tau} + \sum_{\tau=-k}^{+k} \beta_{\tau i 1} R_{m t+\tau} D_{0t} + \sum_{a=1}^n \beta_{ia} D_{at} + \omega_{it}$$

Día Alrededor del Anuncio	Baja Capitalización		Alta Capitalización		Diferencia $\delta_B - \delta_A$	$t(\delta_B - \delta_A)$
	δ_B	$t(\delta_B)$	δ_A	$t(\delta_A)$		
t=-12	0,190	0,17	0,164	0,56	0,026	0,04
t=-11	0,157	0,43	-0,050	-0,17	0,567	0,92
t=-10	-0,982	-0,86	-0,063	-0,21	-0,919	-1,55
t=-9	0,028	0,03	-0,270	-0,92	0,298	0,52
t=-8	-0,083	-0,07	0,002	0,01	-0,085	-0,15
t=-7	-0,375	-0,35	-0,030	-0,10	-0,345	-0,61
t=-6	-0,060	-0,06	0,159	0,55	-0,219	-0,39
t=-5	-0,833	-0,77	-0,305	-1,05	-0,528	-0,94
t=-4	0,226	0,21	0,460	1,58	-0,234	-0,42
t=-3	0,154	0,14	0,159	0,55	-0,005	-0,01
t=-2	-0,595	-0,56	-0,081	-0,28	-0,514	-0,94
t=-1	0,334	0,32	-0,006	-0,02	0,340	0,62
t=0	-0,377	-0,36	-0,123	-0,43	-0,254	-0,47
t=+1	0,102	0,10	0,399	1,40	-0,297	-0,56
t=+2	-0,796	-0,77	0,183	0,64	-0,979	-1,83
t=+3	-0,408	-0,40	0,204	0,71	-0,612	-1,15
t=+4	-0,800	-0,78	0,926	3,27	-1,726	-3,25
t=+5	-0,326	-0,32	0,057	0,20	-0,383	-0,72

Cuadro 13

Excesos de rendimiento de carteras extremas construidas según el potencial de contratación impositiva alrededor del anuncio del 16 de junio de 1990. Los excesos de rendimiento aparecen en porcentaje. Los resultados son los coeficientes asociados a las variables ficticias de los diferentes anuncios en la siguiente regresión:

$$R_{it} = \alpha_{i0} + \alpha_{i1} D_{0t} + \alpha_{i2} DLUN_t + \sum_{\tau=-k}^{+k} \beta_{\tau i0} R_{mt+\tau} + \sum_{\tau=-k}^{+k} \beta_{\tau i1} R_{mt+\tau} D_{0t} + \sum_{a=1}^n \theta_{ia} D_{at} + \omega_{it}$$

Día Alrededor del Anuncio	Alto Potencial Imp.		Bajo Potencial Imp.		Diferencia $\delta_B - \delta_A$	$t(\delta_B - \delta_A)$ ^
	δ_B	$t(\delta_B)$	δ_A	$t(\delta_A)$		
$\tau=-12$	-0,251	-0,20	0,383	0,86	-0,634	-0,95
$\tau=-11$	-0,265	-0,20	0,015	0,03	-0,280	-0,40
$\tau=-10$	-0,469	-0,37	0,318	0,71	-0,787	-1,16
$\tau=-9$	-0,217	-0,18	-0,214	-0,48	-0,003	-0,00
$\tau=-8$	0,004	0,00	-0,191	-0,43	0,195	0,30
$\tau=-7$	-0,000	-0,00	-0,537	-1,20	0,537	0,83
$\tau=-6$	0,157	0,13	0,406	0,91	-0,249	-0,39
$\tau=-5$	-0,503	-0,42	-0,753	-1,69	0,250	0,39
$\tau=-4$	0,573	0,48	0,176	0,40	0,397	0,62
$\tau=-3$	0,313	0,26	-0,409	-0,93	0,722	1,14
$\tau=-2$	-0,448	-0,38	-0,652	-1,48	0,204	0,32
$\tau=-1$	-0,114	-0,10	0,151	0,34	-0,265	-0,42
$\tau=0$	-0,438	-0,38	0,246	0,56	-0,684	-1,30
$\tau=+1$	0,495	0,43	0,026	0,06	0,469	0,76
$\tau=+2$	-0,840	-0,73	0,296	0,68	-1,136	-1,85
$\tau=+3$	-0,514	-0,45	-0,185	-0,43	-0,329	-0,54
$\tau=+4$	-1,059	-0,93	-0,319	-0,73	-0,742	-1,22
$\tau=+5$	-1,175	-1,03	0,403	0,92	-1,578	-2,58

Cuadro 14

Contraste de la hipótesis H1: El exceso de rendimiento promedio durante cada uno de los anuncios, $a = 1, 2, \dots, 5$, es cero:

$$\frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \delta_{ia} = 0$$

Resultados para carteras construidas según el cociente dividendo/precio, la capitalización bursátil al final de cada año y el potencial de contratación impositiva. Los resultados se expresan en porcentajes. Valor de significatividad en paréntesis

Anuncios	Dividendo/Precio		Capitalización		Potencial Impositivo	
	δ Media	F(1,778)	δ Media	F(1,778)	δ Media	F(1,778)
18-06-90	0,019	0,113 (0,737)	0,008	0,257 (0,612)	0,011	0,125 (0,724)
12-07-90	-0,441	0,478 (0,490)	-0,436	0,653 (0,419)	-0,446	0,414 (0,520)
16-07-90	-0,391	0,501 (0,479)	-0,379	0,801 (0,371)	-0,382	0,387 (0,534)
19-07-90	-0,011	0,144 (0,704)	0,000	0,205 (0,651)	-0,012	0,056 (0,813)
30-07-90	0,227	0,215 (0,643)	0,218	0,117 (0,732)	0,213	0,365 (0,545)

Cuadro 15

Contraste de la hipótesis conjunta H2: Todos los excesos de rendimiento para todas las carteras y todos los anuncios son iguales a cero:

$$\delta_{ia} = 0, \text{ para todo } i \text{ y todo } a$$

Resultados para carteras construidas según el cociente dividendo/precio, la capitalización bursátil al final de cada año y el potencial de contratación impositiva

ESTADISTICO DE RAO ¹		
Cociente Dividendo/Precio	Capitalización	Potencial Impositivo
1,767 (0,011) ²	1,868 (0,006)	1,295 (0,149)

¹ Viene dado por la expresión:

$$\frac{1 - \Lambda^{1/s} m s - 2 r}{\Lambda^{1/s} N q}$$

donde, L es el cociente entre el valor del determinante de los residuos en la regresión no restringida y el valor del determinante de los residuos en la restringida, N es el número de ecuaciones en el sistema, q es el número de restricciones contrastadas por ecuación y m, s, r son combinaciones de los parámetros anteriores. Se distribuye como F(25, 2869).

² Representa el valor de significatividad.

Cuadro 16

Contraste de la hipótesis conjunta H3: Todos los excesos de rendimiento para cada cartera son iguales a cero en la fecha de cada uno de los cinco anuncios a:

$$\delta_{ia} = 0, \text{ para todo } i$$

Resultados para carteras construidas según el cociente dividendo/precio, la capitalización bursátil al final de cada año y el potencial de contratación impositiva

ESTADISTICO DE RAO ¹			
Anuncio	Cociente Dividendo/Precio	Capitalización	Potencial Impositivo
18-06-90	0,221 (0,953) ²	0,390 (0,856)	0,142 (0,982)
12-07-90	0,684 (0,635)	0,665 (0,650)	0,639 (0,670)
16-07-90	0,829 (0,529)	0,736 (0,597)	0,394 (0,853)
19-07-90	0,315 (0,904)	0,482 (0,790)	0,072 (0,996)
30-07-90	0,317 (0,903)	0,231 (0,949)	0,494 (0,781)

¹ Viene dado por la expresión:

$$\frac{1 - \Lambda^{1/2} m s - 2 r}{\Lambda^{1/2} N q}$$

donde, Λ es el cociente entre el valor del determinante de los residuos en la regresión no restringida y el valor del determinante de los residuos en la restringida, N es el número de ecuaciones en el sistema, q es el número de restricciones contrastadas por ecuación y m, s, r son combinaciones de los parámetros anteriores. Se distribuye como F(5, 772).

² Representa el valor de significatividad.

Cuadro 17

Excesos de rendimiento de carteras extremas construidas según el cociente dividendo/precio, capitalización bursátil y potencial de contratación impositiva para diferentes bloques de anuncios. Los excesos de rendimiento aparecen en porcentaje. Los resultados son los coeficientes asociados a la variable ficticia de los diferentes bloques de anuncios, D_{at} , en la siguiente regresión:

$$R_{it} = \alpha_{i0} + \alpha_{i1} D_{0t} + \alpha_{i2} DLUN_t + \sum_{\tau=k}^{+k} \beta_{i10} R_{m\tau} + \sum_{\tau=k}^{+k} \beta_{i11} R_{m\tau} D_{0t} + \sum_{a=1}^n \delta_{ia} D_{at} + \omega_{it}$$

Bloques de anuncios	Bajo Dividendo		Alto Dividendo		Diferencia $\delta_B - \delta_A$	$t(\delta_B - \delta_A)$ ^
	δ_B	$t(\delta_B)$	δ_A	$t(\delta_A)$		
18-06/30-07 24-04/15-06	-0,292 0,251	-1,54 0,22	-0,052 1,298	-0,40 1,67	-0,240 -1,047	-2,09 -1,29
Bloques de anuncios	Baja Capitalización		Alta Capitalización		Diferencia $\delta_B - \delta_A$	$t(\delta_B - \delta_A)$ ^
	δ_B	$t(\delta_B)$	δ_A	$t(\delta_A)$		
18-06/30-07 24-04/15-06	-0,341 1,108	-1,82 0,98	0,111 0,251	2,13 0,80	-0,452 0,857	-4,65 1,47
Bloques de anuncios	Alto Potencial Imp.		Bajo Potencial Imp.		Diferencia $\delta_B - \delta_A$	$t(\delta_B - \delta_A)$ ^
	δ_B	$t(\delta_B)$	δ_A	$t(\delta_A)$		
18-06/30-07 24-04/15-06	-0,271 1,441	-1,30 1,15	-0,046 -0,667	-0,58 -1,40	-0,225 2,108	-2,01 3,15

Cuadro 18

Contraste de la hipótesis H1: El exceso de rendimiento promedio durante cada bloque de anuncios, $a = 1, 2$, es cero:

$$\frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \delta_{ia} = 0$$

Resultados para carteras construidas según el cociente dividendo/precio, la capitalización bursátil al final de cada año y el potencial de contratación impositiva. Los resultados se expresan en porcentajes. Valor de significatividad en paréntesis

Anuncios	Dividendo/ Precio		Capitalización		Potencial Impositivo	
	δ Media	F(1,778)	δ Media	F(1,778)	δ Media	F(1,778)
18-06/ 30-07	-0,100	0,459 (0,498)	-0,108	1,287 (0,257)	-0,109	0,615 (0,433)
24-04/ 15-06	0,223	0,683 (0,409)	0,228	0,908 (0,341)	0,227	0,868 (0,352)

Cuadro 19

Contraste de la hipótesis conjunta H3: Todos los excesos de rendimiento para cada cartera son iguales a cero en cada uno de los bloques de anuncios a:

$$\delta_{ia} = 0, \text{ para todo } i$$

Resultados para carteras construidas según el cociente dividendo/precio, la capitalización bursátil al final de cada año y el potencial de contratación impositiva

ESTADISTICO DE RAO ¹			
Anuncio	Cociente Dividendo/Precio	Capitalización	Potencial Impositivo
18-06/30-07	0,634 (0,674) ²	1,667 (0,140)	0,957 (0,443)
24-04/15-06	1,586 (0,162)	2,188 (0,054)	1,488 (0,191)

¹ Viene dado por la expresión:

$$\frac{1 - \Lambda^{1/2} m s - 2 r}{\Lambda^{1/2} N q}$$

donde, Λ es el cociente entre el valor del determinante de los residuos en la regresión no restringida y el valor del determinante de los residuos en la restringida, N es el número de ecuaciones en el sistema, q es el número de restricciones contrastadas por ecuación y m, s, r son combinaciones de los parámetros anteriores. Se distribuye como $F(5, 772)$.

² Representa el valor de significatividad.

Cuadro 20

Excesos de rendimiento de carteras extremas construidas según el cociente dividendo/precio, capitalización bursátil y potencial de contratación impositiva para diferentes bloques de anuncios. Los excesos de rotación aparecen en porcentaje. Los resultados son los coeficientes asociados a la variable ficticia de los diferentes bloques de anuncios, D_{at} , en la siguiente regresión:

$$\text{Rot}_{it} = \alpha_{i0} + \alpha_{i1} D_{0t} + \alpha_{i2} \text{DLUN}_t + \beta_{i0} \text{Rot}_{mt} + \beta_{i1} \text{Rot}_{mc} D_{0t} + \beta_{ia} D_{at} + \omega_{it}$$

Bloques de anuncios	Bajo Dividendo		Alto Dividendo		Diferencia $\delta_B - \delta_A$	$t(\delta_B - \delta_A)$
	δ_B	$t(\delta_B)$	δ_A	$t(\delta_A)$		
18-06/30-07	-0,001	-0,04	-0,028	-2,16	-0,027	2,01
24-04/15-06	-0,105	-3,22	0,008	-0,15	-0,097	-4,22
Bloques de anuncios	Baja Capitalización		Alta Capitalización		Diferencia $\delta_B - \delta_A$	$t(\delta_B - \delta_A)$
	δ_B	$t(\delta_B)$	δ_A	$t(\delta_A)$		
18-06/30-07	-0,078	-3,28	-0,002	-0,32	-0,076	-4,50
24-04/15-06	-0,036	-0,49	-0,005	-0,43	-0,031	-0,60
Bloques de anuncios	Alto Potencial Imp.		Bajo Potencial Imp.		Diferencia $\delta_B - \delta_A$	$t(\delta_B - \delta_A)$
	δ_B	$t(\delta_B)$	δ_A	$t(\delta_A)$		
18-06/30-07	-0,151	-5,08	0,152	6,53	-0,303	-9,40
24-04/15-06	-0,092	-1,44	0,150	2,79	-0,242	-5,37

Cuadro 21

Contraste de la hipótesis conjunta H3: Todos los excesos de rotación para cada cartera son iguales a cero en cada uno de los bloques de anuncios a:

$$\delta_{ia} = 0, \text{ para todo } i$$

Resultados para carteras construidas según el cociente dividendo/precio, la capitalización bursátil al final de cada año y el potencial de contratación impositiva

ESTADISTICO DE RAO ¹			
Anuncio	Cociente Dividendo/Precio	Capitalización	Potencial Impositivo
18-06/30-07	4,083 (0,001) ²	2,845 (0,015)	6,928 (0,000)
24-04/15-06	0,498 (0,778)	1,381 (0,229)	0,045 (0,998)

¹ Viene dado por la expresión:

$$\frac{1 - \Lambda^{1/2} m s - 2 r}{\Lambda^{1/2} N q}$$

donde, Λ es el cociente entre el valor del determinante de los residuos en la regresión no restringida y el valor del determinante de los residuos en la restringida, N es el número de ecuaciones en el sistema, q es el número de restricciones contrastadas por ecuación y m, s, r son combinaciones de los parámetros anteriores. Se distribuye como F(5, 778).

² Representa el valor de significatividad.



FUNDACION BBV

Gran Vía, 12 - 48001 BILBAO
Alcalá, 16 - 28014 MADRID