

RENTABILIDAD Y LIQUIDEZ ALREDEDOR DE LA FECHA DE DESDOBLAMIENTO DE LAS ACCIONES

JUAN CARLOS GÓMEZ-SALA

Universidad de Alicante

En este trabajo se analiza el comportamiento del precio de las acciones alrededor de la fecha de realización de un split, a fin de detectar la posible generación de rendimientos extraordinarios. Asimismo, se investigan los determinantes del factor de desdoblamiento, sus efectos sobre la liquidez y la influencia de la microestructura del mercado en las rentabilidades anormales. La evidencia obtenida indica que los splits generan en el mercado de capitales español rentabilidades anormales medias próximas al 1 por ciento, centradas en el día de ejecución de la operación y no explicadas por una mejora en la liquidez. Los resultados sugieren que determinados fenómenos microestructurales sesgan al alza los rendimientos anormales de forma que, aproximadamente la mitad de los mismos, se podrían atribuir conjuntamente a cambios en el flujo de órdenes y a un incremento del spread relativo, inducido por un aumento asimétrico del precio ask relativo al bid.

Palabras clave: División de acciones, respuesta de los precios, liquidez, microestructura

(JEL G14, G32, G35)

1. Introducción

Un *split* o desdoblamiento es una decisión por la que una empresa reduce el valor nominal de sus acciones, aumentando el número de

Agradezco la ayuda prestada por Juan España y Ana Filgueira en la preparación de los datos. Los comentarios de Ángel León, Joaquín Marhuenda, Gonzalo Rubio, así como las observaciones realizadas por distintos evaluadores anónimos, han contribuido notablemente a mejorar el contenido del trabajo. Asimismo, en buena medida, ha sido posible por la financiación facilitada por la Dirección General de Enseñanza Universitaria de la Generalitat Valenciana a través del proyecto GV97-EJ-16-79. Versiones previas del mismo se han presentado en la reunión celebrada en Valencia en Abril de 1999 por el Euro Working Group on Financial Modelling y en el congreso celebrado en Junio de 1999 en Barcelona por la Financial Management Association.

títulos emitidos, sin modificar la cifra de capital social. Ningún atributo o contrato se ve afectado por esta decisión, por lo que no altera los flujos de tesorería actuales o futuros ni los derechos de los distintos agentes sobre los mismos. Con tales características, la subdivisión de acciones equivale a una decisión de cambio de numerario. En consecuencia, en un mercado perfecto el precio de las acciones debería caer en proporción a la división realizada de los activos y, en el agregado, el valor de mercado de la empresa se mantendría constante, dado que es independiente del número de títulos que representan el capital.

La evidencia empírica, sin embargo, contradice las afirmaciones anteriores, documentado que los splits son acontecimientos económicos importantes que generan rentabilidades anormales positivas (Grinblatt, Masulis y Titman, 1984), tanto en la fecha en que se anuncia públicamente el acuerdo de desdoblamiento como en la de su realización efectiva. En la fecha de anuncio el efecto valoración se ha explicado fundamentalmente por el contenido informativo de la medida. El comportamiento de los precios en la fecha de ejecución del split, que es conocida de antemano por los inversores, es más difícil de interpretar desde esta perspectiva, en la medida en que no hay revelación de nueva información ni efectos fiscales asociados. En este caso, la explicación suele venir dada en términos de liquidez o de microestructura del mercado.

La idea básica de la hipótesis de señalización es que los directivos utilizan los splits para transmitir al mercado información privada favorable acerca de las perspectivas futuras de la empresa. En este sentido se han asociado con aumentos de dividendos (Fama, Fisher, Jensen y Roll, 1969), y de beneficios (Lakonishok y Lev, 1987; Asquith, Healey y Palepu, 1989; McNichols y Dravid, 1990; Pilotte y Manuel, 1996).

La hipótesis de liquidez relaciona los splits con niveles de precios. Las empresas que realizan desdoblamientos tienen como característica común que el precio de sus acciones ha experimentado un fuerte crecimiento en el período reciente. Con la premisa de que los precios elevados dificultan la negociación, el objetivo de un split consiste en realizar una corrección del precio de las acciones situándolo a un nivel inferior, en lo que se considera que es su rango normal de cotización. La lógica subyacente es que un precio convencional atrae nuevos inversores, aumenta la demanda del activo y mejora su liquidez con la consiguiente presión sobre los precios. Las rentabilidades anormales en la fecha ex podrían reflejar la disposición de los inversores a comprar

el activo pagando un premio de liquidez.

La literatura atribuye el incremento de la demanda del activo a varios factores relacionados, básicamente, con preferencias irracionales de los inversores desinformados y con cambios en los incentivos para negociar asociados a costes de transacción. En primer lugar, la demanda debería aumentar porque los precios bajos son inherentemente más atractivos para los pequeños inversores (Black, 1986). Una segunda razón se refiere a que un precio inferior permite el acceso de los inversores individuales a unidades mínimas de contratación, obteniendo así los descuentos correspondientes en el coste de las órdenes. De otro lado, la existencia de una relación inversa entre comisiones y precios, incrementa los ingresos de los intermediarios bursátiles, aumentando su interés en promover el activo desdoblado (Brennan y Hughes, 1991; Angel, 1997). Por último, la demanda podría aumentar al situar el split la cotización en un rango óptimo de negociación que equilibra las preferencias conflictivas de los pequeños inversores por precios bajos y de los grandes inversores por precios altos.

La explicación de microestructura atribuye el efecto valoración en la fecha del desdoblamiento a sesgos introducidos en las rentabilidades calculadas con precios de cierre. Sesgos que podrían tener su origen en desajustes a corto plazo en el flujo de órdenes, así como en la conducta de diversificación de los inversores individuales (Maloney y Mulherin, 1992), y en el incremento de los costes de inventario de los especialistas (Conrad y Conroy, 1994), provocados por la subdivisión de los títulos.

Los splits son un fenómeno habitual en el mercado americano, donde se ha realizado el grueso de la investigación empírica existente, pero sólo relativamente reciente entre las acciones que cotizan en la bolsa española. El mercado de valores español posee características distintivas que proporcionan un contexto diferente en el que analizar este tipo de decisiones. La inexistencia de diferenciales en el coste de las órdenes y una estructura de comisiones de intermedicación basada en el valor efectivo de las operaciones, hacen difícilmente atribuibles las posibles rentabilidades anormales a este tipo de costes de transacción en una perspectiva de liquidez. Asimismo, las diferencias existentes en las estructuras institucionales de los mercados español y americano, pueden aportar nuevas perspectivas al papel de la microestructura. Básicamente, el mercado español es un mercado dirigido por órdenes, en el que la oferta de liquidez se realiza sin intervención de especialistas. De ahí que, necesariamente, el origen de los posibles sesgos en las

rentabilidades anormales provocadas por la subdivisión de acciones, sea difícilmente atribuible al comportamiento de estos agentes.

Con esta motivación, en este trabajo se examina el comportamiento de los precios de las acciones desdobladas en el mercado español, tomando como referencia la fecha de realización del split. El objetivo básico consiste en analizar los posibles rendimientos extraordinarios generados desde el punto de vista de la hipótesis liquidez.

La evidencia obtenida indica que los inversores en el mercado español revisan al alza los precios de las acciones desdobladas, generando rentabilidades anormales medias próximas al 1%, centradas en el día de ejecución de la operación. El efecto valoración detectado no se puede explicar en base a la estructura de costes de transacción ni por una mejora en la liquidez de los activos desdoblados. Los resultados sugieren que determinados fenómenos microestructurales podrían estar sesgando al alza los rendimientos anormales medios de forma que, aproximadamente la mitad de los mismos, se podrían atribuir conjuntamente a cambios provocados en el flujo de órdenes y a un aumento del spread relativo, inducido por un incremento asimétrico del precio ask relativo al bid.

En lo que sigue el trabajo se estructura en seis apartados. En el segundo epígrafe se expone el procedimiento de selección muestral y los datos utilizados. En el tercero se presenta la metodología empleada para estimar las rentabilidades anormales en torno a la fecha ex desdoblamiento y se presentan los resultados obtenidos. La sección cuarta analiza los posibles determinantes del factor de desdoblamiento. En el apartado quinto se examina el efecto de los splits en la negociación de los activos y sobre el coste de la liquidez. El apartado sexto incluye un análisis de la incidencia de factores institucionales en el comportamiento de los precios y en el séptimo se presentan las conclusiones.

2. Muestra y datos

Entre 1988 y 1997 se han realizado un total de 32 operaciones de división de acciones en el mercado de capitales español. Once de ellas se han efectuado por empresas cotizadas por el sistema de corros en el momento del desdoblamiento y otras veintiuna por empresas cotizadas en el mercado continuo. Para evitar posibles problemas derivados de los diferentes sistemas de contratación, el trabajo se centra exclusivamente en el análisis de los veintiún desdoblamientos que han tenido

lugar en el mercado continuo, a los que se han aplicado los siguientes criterios de selección muestral: en primer lugar, para formar parte de la muestra, es necesario que estén disponibles los datos relativos a precio de cierre, volumen, número de transacciones diarias y cotizaciones compradora y vendedora de los ciento cincuenta y seis días de negociación que rodean la realización del desdoblamiento. Los 150 días anteriores, los de la fecha exsplit y los cinco posteriores. Aplicando este criterio se ha eliminado de la muestra GPP (Picking Pack-Grupo Hispano Suiza), que realizó una división de diez acciones nuevas por cada una de las antiguas el 20 de Noviembre de 1991. En segundo lugar se ha exigido la no ocurrencia simultánea, en un entorno de tres días alrededor del split, de algún acontecimiento significativo con efecto demostrado sobre los precios de las acciones, como anuncios de dividendos, fusiones, emisión de títulos, etc., o pago de dividendos, inicio de cotización de derechos preferentes de suscripción, etc. En tercer lugar, es preciso que el volumen de negociación no sea nulo el día del acontecimiento. Con estos requisitos la muestra completa está formada por los veinte desdoblamientos realizados en el mercado continuo en el período 1994 -1997. De ellos, en los tres primeros años se han efectuado cuatro splits, en tanto que en el año 97 se han realizado dieciséis. Los *splits* suelen realizarse en lunes [13], y en los meses de Julio, Octubre y Diciembre. Sectorialmente, tienden a realizarse más en el sector bancario [6], en el de cemento y construcción [5], y en comercio y servicios [4]. Por lo que se refiere a su tamaño, ha sido mucho mayor durante el subperíodo 94-96, que en el año 97. El ratio de desdoblamiento toma valores entre cinco y doce, con un factor medio de 9.25, en los primeros años; y, entre dos y cinco, con media de 3.125, en el año 1997. Para el conjunto del período muestral el promedio de acciones nuevas por título antiguo es de 4.4.

A fin de contrastar la robustez de los resultados se ha formado una submuestra eliminando, de la muestra completa anterior, aquellas acciones en las que han concurrido otras circunstancias que podrían confundir el efecto de los desdoblamientos. Para ello se han impuesto los siguientes filtros adicionales: ocurrencia de otros hechos simultáneos, como ampliaciones de capital por elevación del nominal, con efecto no demostrado sobre los precios por la investigación empírica previa, pero que podrían haber afectado al comportamiento de los rendimientos; activos en proceso de fusión y acciones con actividad de negociación en menos del ochenta por ciento de los días del período de acontecimiento. Aplicando estos tres criterios adicionales se excluyen de la

muestra completa cinco desdoblamientos. El realizado por Valenciana de Cementos Portland, VCP, se elimina debido a la primera razón y los efectuados por ACS, y OCP, por la segunda. El tercer motivo lleva a rechazar los dos splits realizados por empresas extranjeras, Bayern, BAY, y Commerzbank, CBK. De esta forma, la submuestra limpia está formada por quince activos.

El factor de desdoblamiento FD_i , es la tasa de crecimiento en el número de acciones. El ratio de desdoblamiento es el cociente entre el número total de acciones después del split y el número total de títulos antes de la operación. El ratio de desdoblamiento es igual a uno más el factor de desdoblamiento $(1 + FD_i)$.

Los rendimientos diarios utilizados son rentabilidades continuamente compuestas, calculadas como el logaritmo neperiano del cociente entre los precios de dos días consecutivos, $R_{it} = \ln P_{it} - \ln P_{it-1}$, teniendo en cuenta las correcciones por dividendos, ampliaciones, desdoblamientos, etc. Como proxy de la rentabilidad del mercado se ha utilizado la correspondiente al índice IBEX35. Toda la información utilizada procede del Servicio de Información Bursátil, S.I.B.

3. El movimiento de los precios en torno a la fecha de realización del *split*

En contra de las predicciones teóricas la evidencia empírica ha documentado que la realización de un split tiene un efecto positivo y significativo sobre el valor de mercado de los títulos. Varios trabajos han detectado que las divisiones de acciones generan rentabilidades anormales durante varios días alrededor de su realización. Concretamente, Grinblatt, Masulis y Titman (1984), encontraron una rentabilidad media diaria positiva en la fecha ex del 0.69%, y rentabilidades anormales significativamente positivas en los dos días siguientes. Lakonishok y Vermaelen (1986) observaron una rentabilidad media del 0.74% el día del split y rendimientos significativos entre los días -5 , a $+2$. Otros estudios, sin embargo, han detectado que el efecto se concentra exclusivamente en la fecha de ejecución de la operación, no extendiéndose a los días adyacentes. En este sentido Lamoroux y Poon (1987) observaron rentabilidades anormales positivas del 0.57% el día ex, mientras que Kryzanowski y Zhang (1993) hallaron un rendimiento extraordinario promedio del 0.78% en la fecha del split en una muestra de 197 activos del mercado de Toronto.

El efecto de los desdoblamientos sobre el valor de la empresa se analiza a continuación examinando el movimiento de los precios alrededor de la fecha de realización del split en la muestra completa y en la submuestra limpia de quince activos. Las rentabilidades anormales se obtienen utilizando la metodología de los errores de predicción y el modelo de mercado como estándar de rentabilidad normal. La estimación del modelo se realiza usando las rentabilidades de un subperíodo de amplitud $L_1 = 145$ días de negociación previos al acontecimiento, que van desde el $T_0 + 1 = -150$ al $T_1 = -6$, relativos a la fecha ex split. Como período de acontecimiento o de predicción, se toma un intervalo de once días, L_2 , centrado en la fecha de ejecución, entre $T_1 + 1 = -5$ y $T_2 = +5$. En total se utiliza una serie de 156 rentabilidades diarias por activo, $L_3 \equiv L_1 + L_2$. Las rentabilidades anormales de cada uno de los activos de la muestra se estiman de la siguiente forma:

$$RA_{i\tau} = R_{i\tau} - x'_{i\tau} b_i \quad i = 1, 2, \dots, N \quad [1]$$

donde, $\tau \in [T_1, T_2]$, $RA_{i\tau}$, es el estimador de la rentabilidad anormal del activo i en el día τ del período de acontecimiento; $R_{i\tau}$, es el rendimiento observado del activo i en el día τ ; $x'_{i\tau}$ es un vector de dimensión (1×2) con un elemento unitario en la primera columna y la rentabilidad del factor mercado en la segunda; y b_i es un vector de orden (2×1) de coeficientes estimados. La estimación del modelo de mercado se realiza inicialmente suponiendo que las perturbaciones aleatorias son independientes temporalmente y en sección cruzada, siguiendo una distribución normal con varianza constante.

Con la muestra completa el promedio de las rentabilidades anormales en cada día del período de acontecimiento, obtenidas utilizando los coeficientes del modelo de mercado estimados mediante MCO, se recogen en la segunda columna del panel A en el cuadro 1. En la tercera columna se contrasta la hipótesis nula de que la rentabilidad anormal media de cada día τ es igual a cero, utilizando como estimación muestral de la desviación estándar de la rentabilidad anormal el error estándar del modelo de mercado en el período de estimación.

Se puede observar una cierta simetría en el comportamiento de los precios antes y después del *split*. Presplit las rentabilidades son positivas en los días -3 y -1 , y negativas en los tres restantes, mientras que en los cinco días que siguen a la fecha ex las rentabilidades positivas se dan en los días $+1$ y $+3$. No obstante, ninguna rentabilidad anormal media anterior o posterior al split es estadísticamente distinta de

cero a niveles convencionales. En la fecha de ejecución la rentabilidad anormal media es positiva, del 0.93%, y fuertemente significativa (estadístico t de 2.17 y un p valor de 0.04). En conjunto, la rentabilidad anormal media acumulada de los cinco días que anteceden al split, de -0.86%, es menor a la generada en los cinco días posteriores, de -0.02%, aunque ninguna de las dos se puede considerar distinta de cero.

No obstante, las rentabilidades anormales medias anteriores podrían no ser correctas por dos razones: el efecto de la negociación infrecuente y la incidencia de la persistencia en la volatilidad de las rentabilidades diarias.

CUADRO 1
Rentabilidad anormal en la fecha de ejecución del split

Día	RAM τ (%)	t	RAMNI τ (%)	t	RAMG τ (%)	t
<i>Panel A: Muestra Completa (N=20)</i>						
-5	-0.528	-1.23	-0.521	-1.23	-0.477	-1.09
-4	-0.163	-0.38	-0.080	-0.38	-0.076	-0.17
-3	0.446	1.03	0.485	1.04	0.392	0.90
-2	-0.625	-1.45	-0.685	-1.46	-0.749	-1.71
-1	0.002	0.00	0.016	0.00	0.131	0.30
0	0.934	2.17	0.957	2.18	1.006	2.30
1	0.308	0.71	0.320	0.72	0.359	0.82
2	-0.098	-0.23	0.009	-0.23	0.087	0.20
3	0.074	0.17	0.036	0.17	0.086	0.20
4	-0.117	-0.27	-0.100	-0.27	-0.067	-0.15
5	-0.190	-0.44	-0.179	-0.44	-0.136	-0.31
(-5,-1)	-0.868	-0.90	-0.868	-0.91	-0.779	-0.80
(+1,+5)	-0.024	-0.02	0.042	0.03	0.330	0.38
<i>Panel B: Submuestra (N=15)</i>						
-5	-0.631	-1.46	-0.581	-1.34	-0.557	-1.26
-4	0.027	0.06	0.090	0.21	0.083	0.19
-3	0.516	1.19	0.514	1.18	0.407	0.92
-2	-0.672	-1.55	-0.734	-1.69	-0.830	-1.88
-1	0.314	0.73	0.372	0.86	0.501	1.13
0	0.855	1.98	0.863	1.99	0.928	2.10
1	0.444	1.03	0.394	0.91	0.448	1.01
2	-0.015	-0.03	0.085	0.19	0.161	0.36
3	-0.117	-0.27	-0.149	-0.34	-0.117	-0.27
4	-0.192	-0.44	-0.211	-0.49	-0.119	-0.27
5	-0.656	-1.52	-0.650	-1.50	-0.621	-1.41
(-5,-1)	-0.445	-0.46	-0.339	-0.35	-0.396	-0.40
(+1,+5)	-0.536	-0.55	-0.532	-0.55	-0.249	-0.25

La negociación infrecuente de los activos genera autocorrelación (Shanken, 1987), de forma que si se utiliza el modelo de mercado estándar para estimar la rentabilidad esperada y anormal de un activo nego-

ciado infrecuentemente, se está introduciendo un error de medida que genera sesgo e inconsistencia en los estimaciones realizadas por MCO. Para eliminar de la rentabilidad anormal la distorsión provocada por el efecto de la negociación infrecuente, se introducen como variables explicativas en el modelo de generación de rendimientos un retardo y un adelanto del factor de mercado, de la forma siguiente,

$$R_{i\tau} = x'_{i\tau}\beta_i + \varepsilon_{i\tau} \quad i = 1, 2, \dots, N \quad [2]$$

donde, $\tau \in [T_0, T_1]$, $x'_i = [1 \ R_{m,\tau-1} \ R_{m,\tau} \ R_{m,\tau+1}]$, es un vector fila de dimensiones (4×1) con una columna de unos, y las siguientes columnas correspondientes a observaciones con un retardo, contemporáneas y con un adelanto del factor mercado respectivamente; β_i es un vector columna de orden (4×1) de parámetros, y $\varepsilon_{i\tau}$ es la perturbación aleatoria.

Esta modelización de la rentabilidad de los activos, que tiene en cuenta la estructura de autocorrelación que impone la negociación asincrónica, ha sido propuesta entre otros por Thompson (1995) y es esencialmente similar a la corrección planteada por Dimson (1979) y Scholes y Williams (1977).

La evidencia empírica previa ha observado que, en general, MCO sobrestima los coeficiente beta, por lo que reduce las rentabilidades anormales estimadas. Si ésto es así, como resultado del ajuste realizado en el modelo de generación de rendimientos [2], las rentabilidades anormales deberían ser superiores a las estimadas por el modelo de mercado estándar [1]. Los resultados obtenidos con la muestra completa se recogen en la cuarta columna del Cuadro 1 bajo las siglas $RAMNI_\tau$. Se puede observar que, mayoritariamente, las rentabilidades anormales experimentan pequeños incrementos que alcanzan un máximo del 0.1% el día +2. La rentabilidad del día de realización de la división de acciones es significativamente distinta de cero e igual al 0.95%. La correspondiente al resto de los días anteriores y posteriores continúa siendo no significativa, aunque se produce un cambio destacable en el día +2, que pasa a ser positiva. Los rendimientos medios acumulados siguen estando en torno a -0.87% en el período de cinco días que antecede al split, pero la rentabilidad acumulada postsplit pasa a ser positiva del orden del 0.02%.

Por otro lado, una serie de trabajos han demostrado que las rentabilidades diarias de las acciones poseen ciertas características empíricas, como la existencia de curtosis y de heteroscedasticidad persistente,

que podrían resultar en pérdida de eficiencia de los estimadores de los parámetros. La aproximación *GARCH*, propuesta por Engle y Bollerslev (1986), permite tratar adecuadamente estas propiedades de los rendimientos diarios en el modelo de mercado. De hecho, Kryzanovski y Zhang (1993), sugieren que las rentabilidades anormales medias positivas encontradas en la investigación empírica previa, podrían ser el resultado de la ineficiencia en los estimadores de los parámetros y que la corrección *GARCH* podría hacerlas estadísticamente no significativas.

Bollerslev, Engle y Nelson (1994) apuntan que la heteroscedasticidad condicional en las series de rentabilidades financieras se puede captar razonablemente bien incluyendo en la ecuación de la varianza un solo retardo de los errores al cuadrado y de la varianza condicional. Siguiendo esta sugerencia la ecuación del modelo de mercado se ha corregido por heteroscedasticidad mediante un *GARCH*(1,1).

El proceso de generación de rentabilidad y volatilidad dado por el modelo de mercado con un retardo y un adelanto en el factor utilizado y estructura *GARCH*(1,1) en la varianza condicional se define como,

$$\begin{aligned} R_{i\tau} &= x'_{i\tau}\beta_i + h_{i\tau}^{1/2}\eta_{i\tau}, \quad \tau = -150, \dots, -6 \\ h_{i\tau} &= \alpha_0 + \alpha_1\varepsilon_{i\tau-1}^2 + \alpha_2h_{i\tau-1} \end{aligned} \quad [3]$$

donde, en la ecuación de la rentabilidad $x'_{i\tau}$, es un vector fila como el de la ecuación [2]; β_i es un vector columna de orden (2×1) de parámetros; $\varepsilon_{i\tau} = h_{i\tau}^{1/2}\eta_{i\tau}$, es la perturbación del modelo, $\eta_{i\tau} \in NID[0, h_{i\tau}]$ es un proceso de ruido blanco gaussiano; $h_{i\tau}$, la varianza condicional, $h_{i\tau} = E_{\tau-1}[\varepsilon_{i\tau}^2 \mid \varepsilon_{i\tau-1}, \varepsilon_{i\tau-2}, \dots] \in N[0, h_{i\tau}]$. En la ecuación de la varianza condicional, α_0 es la varianza condicional media, α_1 la sensibilidad de la varianza condicional a la llegada de nueva información y α_2 la sensibilidad de la varianza condicional frente a un retardo.

Los parámetros del sistema formado por las ecuaciones [3], se han estimado por el método de la máxima verosimilitud, utilizando el algoritmo de optimización no lineal de Berndt, Hall, Hall, y Hausman (1974). Se han obtenido errores estándar robustos a la no normalidad por el método QLS de Bollerslev y Woolridge (1992).

En la columna quinta del Cuadro 1 se recogen las rentabilidades anormales medias estimadas con el modelo de mercado ajustado por negociación infrecuente y corregido por efectos *GARCH*, *RAMG* $_{\tau}$. Los resultados alcanzados demuestran que el efecto valoración de los splits

no desaparece cuando se controla este factor. Los valores obtenidos indican que la rentabilidad media anormal es mayor después de la corrección efectuada en ocho días del período de acontecimiento, siendo menor los dos días restantes. No obstante, sólo la rentabilidad del día exdesdoblamiento es estadísticamente significativa, aproximadamente de un 1%, mayor que la detectada en otros mercados¹.

El proceso de estimación se ha repetido para la submuestra limpia de quince activos. Los resultados se presentan en el panel B del Cuadro 1. Se comprueba que las rentabilidades anormales medias estimadas en el día de la división de las acciones son positivas y estadísticamente significativas, siendo su magnitud, una vez realizada la corrección por asincronía y efectos *GARCH*, del 0.928%, sólo ligeramente inferior a la obtenida con la muestra completa (un 0.07%)². Los rendimientos anormales medios de los días anteriores y posteriores siguen un comportamiento similar al exhibido en la muestra completa.

Por tanto, el análisis realizado del movimiento del precio de las acciones en torno a la fecha ex, estimando las rentabilidades anormales con el modelo de mercado, confirman que el efecto de los splits se concentra en la fecha de su ejecución, no encontrando incrementos anormales significativos en los precios en los días anteriores o posteriores. La evidencia obtenida permite afirmar que las rentabilidades anormales observadas no son el resultado de una especificación incorrecta del modelo que ignora características de los rendimientos diarios como los efectos *GARCH*.

4. El factor de desdoblamiento de las acciones

El efecto valoración detectado en el apartado anterior no tiene justifi-

¹Se ha modificado también el modelo para tener en cuenta la posible existencia de estacionalidad en los rendimientos diarios, concretamente en los lunes, dada la alta concentración de los splits en ese día de la semana. Sin embargo, se ha comprobado que los coeficientes asociados a la variable binaria que recoge dicho efecto en el modelo son, en prácticamente todos los casos, estadísticamente indistinguibles de cero. Asimismo, con la finalidad de comprobar la robustez de las rentabilidades anormales medias estimadas se han realizado test adicionales, tanto paramétricos (test de los residuos estandarizados de Patell y test modificado de Jaffe) como no paramétricos (test de Wilcoxon y test de Corrado). Estos tests confirman básicamente, los resultados presentados en el Cuadro 1.

²El resto del trabajo se ha realizado con la muestra completa y la submuestra limpia. En ambos casos se llega a los mismos resultados, por lo que, en adelante, por razones de espacio y para evitar reiteraciones se presentan sólo los relativos a la muestra completa de veinte activos.

cación teórica desde la hipótesis de las señales ni desde una perspectiva impositiva. Por ello, a partir de esta sección se intenta explicar el citado efecto desde la aproximación de la hipótesis de la liquidez, empezando por un análisis del factor desdoblamiento.

4.1 *Determinantes del factor de desdoblamiento*

En general, el precio de las acciones experimenta con anterioridad al desdoblamiento un fuerte crecimiento que las lleva a niveles considerados elevados. Con el *split* el precio cae de manera inversamente proporcional al ratio de desdoblamiento seleccionado. Argumentando que la motivación más importante para dividir los títulos consiste en situar el precio de las acciones a un nivel inferior próximo al rango considerado convencional, la hipótesis de liquidez sostiene la existencia de un precio óptimo implícito. De esta forma, los directivos elegirían el factor de desdoblamiento que ajusta el precio del título al óptimo. Lakonishok y Lev (1987), sugieren la existencia de un rango óptimo de negociación común para todas las empresas que dividen sus títulos, dado por el precio medio del mercado. Sin embargo, el hecho de que empresas con precio inferior al promedio del conjunto del mercado decidan realizar un *split*, indica que la elección del factor de desdoblamiento puede venir determinada además por otras consideraciones. Al respecto, una segunda referencia podría venir dada por el precio medio de la empresa comparable, entendiendo por tal el de las empresas del mismo sector (Lakonishok y Lev, 1987; Rozeff; 1998), o el de las empresas de tamaño similar (McNichols y Dravid 1990; Defeo y Jain, 1991).

En este apartado se analizan cuatro factores que podrían determinar la elección del factor de desdoblamiento en el mercado de capitales español: el precio presplit del activo, $P_{i,-1}$, el precio medio del mercado el día anterior a la división, $\bar{P}_{m,-1}$, el precio medio presplit de las empresas del mismo sector, $\bar{P}_{I,-1}$ y el precio medio presplit de las empresas del mismo tamaño $\bar{P}_{s,-1}$. Este último se ha calculado clasificando todos los activos cotizados en el mercado continuo en diez carteras en base a su capitalización bursátil el último día del año anterior al *split* y computando su precio medio en la fecha previa a la división. A cada acción desdoblada se le asigna el precio medio de su cartera de tamaño. El ratio de desdoblamiento observado se regresa en sección cruzada sobre estas cuatro variables independientes de la

siguiente forma:

$$\begin{aligned} \text{Ln}[1 + FD_i] = & \alpha_0 + \alpha_1 \text{Ln}P_{i,-1} + \alpha_2 \text{Ln}\bar{P}_{m,-1} \\ & + \alpha_3 \text{Ln}\bar{P}_{i,-1} + \alpha_4 \text{Ln}\bar{P}_{s,-1} + u_i \end{aligned} \quad [4]$$

A priori cabe esperar que el signo de α_1 sea positivo; esto es que el factor de desdoblamiento sea más alto cuanto mayor sea el precio presplit. El signo anticipado de α_2 y α_3 es negativo. Es decir, a mayor precio medio del mercado y de la industria, menor debe ser la corrección a realizar en la cotización e inferior el factor de desdoblamiento. Asimismo, de acuerdo con la evidencia de Stoll y Whaley (1983), el signo de α_4 tiene que ser negativo, indicando que las empresas más grandes prefieren situar sus precios en niveles elevados.

CUADRO 2
Determinantes del factor de desdoblamiento

	Intercepto	$P_{i,-1}$	$\bar{P}_{m,-1}$	$\bar{P}_{I,-1}$	$\bar{P}_{s,-1}$	R ² ajustado
Modelo (1)	17 547 (5.16)	0.488 (4 70)	-2.163 (-5.50)	-0.012 (-0.20)	-0.209 (-1.50)	0.59
Modelo (2)	17.892 (4.91)	0.366 (2 87)	-2.249 (-5.02)	-0 048 (-0.67)		0 58
Modelo (3)	17 733 (6.51)	0.488 (4 85)	-2.192 (-7.15)		-0.213 (-1.79)	0.62
Modelo (4)	18.685 (6.22)	0.355 (2 84)	-2.375 (-7 25)			0.60

Estadísticos t entre paréntesis

En las primeras filas del Cuadro 2 se recogen los resultados de estimar el modelo completo anterior mediante MCO con errores estándar consistentes en presencia de heteroscedasticidad. Todos los coeficientes tienen el signo esperado, pero sólo los correspondientes al precio del activo y el precio medio del mercado son estadísticamente significativos. A fin de aislar las variables que explican la variabilidad en sección cruzada del factor de desdoblamiento se realiza un proceso paso a paso hacia atrás, planteando distintos modelos restringidos, numerados en el cuadro como modelos 2, 3 y 4. En el modelo 2, se excluye del conjunto de regresores la variable precio medio de la cartera de tamaño equivalente. Se aprecia que los coeficientes de las dos primeras variables son significativos y el de la variable precio medio de la industria continúa siendo estadísticamente insignificante. Asimismo, el coeficiente de determinación ajustado cae un 1%. El modelo 3 incluye como variables independientes el precio presplit del activo, el precio medio del mercado y el precio de la cartera de tamaño similar. Todos

los coeficientes tienen el signo esperado y son significativamente distintos de cero. El que el coeficiente asociado a la variable tamaño sea negativo y estadísticamente distinto de cero (estadístico $t = -1.79$ y valor $p = 0.09$), confirma que las empresas grandes prefieren un rango superior de precios. El R^2 ajustado aumenta hasta el 62%. Por último, se excluyen simultáneamente las variables precio medio del mercado y de la industria, lo que hace caer la capacidad explicativa del modelo.

En consecuencia, el conjunto óptimo de regresores está formado por el precio *presplit* del activo, el precio medio del mercado y el precio medio de la cartera de empresas de tamaño similar. Las variables anteriores explican aproximadamente el 62% de la variabilidad del factor de desdoblamiento en sección cruzada, de donde se puede afirmar que sirven de referencia en la elección de la tasa de crecimiento del número de acciones.

Los resultados anteriores son consistentes con la idea de que las empresas desdoblan sus acciones para llevarlas a un rango específico de precios, por lo que inicialmente esta evidencia apoyaría la hipótesis de liquidez.

4.2 Costes de transacción y decisión de desdoblamiento

La teoría financiera de los *splits* atribuye un papel fundamental a los costes directos de transacción. A dos de sus componentes, el coste de las órdenes y las comisiones de intermediación³, la hipótesis de la liquidez los considera uno de los mecanismos que inducen incrementos en la demanda de los activos divididos. Por otra parte, junto a la existencia de un precio óptimo implícito, estos costes constituyen un aspecto crucial que puede incidir de forma notable en la elección del factor de desdoblamiento.

El análisis de las operaciones de subdivisión de acciones se ha efectuado prácticamente siempre desde la perspectiva del mercado norteamericano, en el que se aplica un descuento a la negociación en “lotes” de acciones y donde las comisiones de intermediación están inversamente relacionados con el precio del activo⁴. La corrección del precio provo-

³El tercero de los componentes es el spread bid-ask, se analiza en el apartado siguiente.

⁴En el mercado americano se aplican tarifas inferiores si se negocia en “lotes” de 100 acciones (*round-lots*), a si se opera en “picos” de 1 a 99 acciones (*odd-lots*). Este diferencial, no obstante, desapareció en 1991.

cada por el split reduce la inversión mínima necesaria para negociar en lotes. De esta forma los inversores individuales, que antes negociaban en picos, pasan a operar en lotes, reduciendo sus costes de transacción. Por lo que se refiere a las comisiones de intermediación, su estructura, basada en precios, incentiva la promoción de los activos por parte de los intermediarios, penalizando a los inversores institucionales. El descuento en el coste de la órdenes induce aumentos en la demanda, mientras que el incremento de costes de intermediación podría imponer un límite superior al factor de desdoblamiento seleccionado a fin de no afectar negativamente a la misma. Como consecuencia, en los mercados americanos, las rentabilidades anormales detectadas podrían atribuirse al ahorro en el coste de las órdenes (Grinblatt, Masulis y Titman, 1984), y la elección observada de factores de desdoblamiento, demasiado pequeños, que sitúan el precio postsplit por encima del rango convencional (Brennan y Copeland, 1988), al incremento de las comisiones pagadas por los inversores.

La estructura de costes en el mercado de capitales español es completamente diferente. No se aplican primas ni descuentos a la negociación en múltiplos de las unidades de contratación y las comisiones de intermediación se basan en el valor efectivo de la operación. En concreto, las comisiones aplicadas por los intermediarios bursátiles constan de una parte fija, en forma de mínimo por operación, y otra variable como porcentaje del valor efectivo negociado⁵. En esta estructura, los costes totales dependen fundamentalmente del precio del activo y del número de acciones negociadas, siendo el importe total de las comisiones constante por unidad de transacción⁶.

Por tanto, las rentabilidades anormales observadas no se pueden atribuir a diferenciales en el coste de las órdenes y, dado que los costes por

⁵Desde el 1 de Enero de 1992 las comisiones son libres. Los intermediarios sólo tienen la obligación de hacer públicas sus tarifas y comunicarlas a la CNMV. En Julio de 1998 la parte fija oscilaba entre cero y 5.000 pesetas. El rango de variación de la parte variable estaba entre un 0,2% y un 5%. En la estructura representativa la parte fija por operación, unas 1.000 pesetas, es poco importante. El componente variable representa en torno a un 0.5% sobre el efectivo negociado. A las comisiones habría que añadir los cánones cobrados por la Bolsa y las tasas de la Sociedad de Compensación y Liquidación de Valores, SCLV, que dependen del valor efectivo de la operación

⁶Esto es, por una compraventa de, por ejemplo, 500.000 pesetas, se pagarían 26.000 pesetas, independientemente de si la operación se hace con un lote de 50 acciones de 10 000 pesetas, con 100 acciones de 5.000 pesetas, o con 1.000 acciones de 500 pesetas de precio unitario.

unidad de transacción son los mismos, independientemente del precio de la acción, no cabe esperar que la estructura de costes limite los ratios de desdoblamiento. En relación a este último punto, se puede observar en el Cuadro 3, cómo en el mercado español, donde el promedio es de 4.4 títulos nuevos por cada acción antigua, el factor de desdoblamiento elegido es excesivo, ya que sitúa el precio a un nivel inferior al precio medio del mercado en el día de ejecución del split⁷.

CUADRO 3

Distribución de los precios de las acciones en torno a la fecha de ejecución del split

	-2	-1	0	+1	+2
Media	16.111	15.984	4 319	4 384	4.378
Desviación estándar	11.035	10.875	2 261	2.311	2 288
Precio Medio Mercado	6.271	6.270	6.129	6.152	6 147
Mínimo	2.750	3.090	840	838	840
25	6.538	6.500	2.941	2 939	2 873
Mediana	12 780	12.695	3.993	4 045	4 030
75	25.058	24.500	5.620	5.890	6.088
Máximo	41.270	41.270	8 800	8.880	8.860

Por otra parte, antes del split aproximadamente el 75% de los precios de la muestra se situaban por encima de la media del mercado, lo que indica que los precios de una cuarta parte de las empresas que dividen sus acciones no se podían considerar altos, y el desdoblamiento en este caso no obedecería a un acercamiento a la referencia marcada por el conjunto del mercado. Después del split más del 75% de los precios se sitúan por debajo de la media, lo que confirma que el factor elegido es excesivo. Dicho de otra forma, las empresas que desdoblan prefieren precios bajos como forma de mantener el atractivo de sus títulos y las comisiones de intermediación no imponen límites a la hora de elegir el factor de desdoblamiento.

5. Efectos sobre la liquidez

En el epígrafe anterior se ha aportado evidencia que apoya la explicación de que un importante motivo para realizar splits consiste en reducir el precio de la acción como forma de atraer nuevos inversores. En este apartado se analiza si, efectivamente, la decisión de desdoblar

⁷ Además de las diferencias de estructura de costes hay que tener en cuenta que en el mercado USA se considera split toda distribución de acciones superior al 25%, independientemente de su verdadera naturaleza.

los títulos hasta situar su precio en un nivel adecuado, ofrece ventajas en términos de liquidez. Si la hipótesis del rango de negociación es cierta, en la fecha de ejecución del split se deberían observar mejoras en las distintas variables asociadas a la misma. De no mediar cambios en la estrategia de inversión, el aumento en el número de accionistas debería provocar un crecimiento en las variables relacionadas con la actividad negociadora como la profundidad, el volumen y la frecuencia de las transacciones. Asimismo, dadas las preferencias de los pequeños inversores por acciones de bajo precio (Black, 1986), debería aumentar su número, disminuyendo el tamaño medio de las operaciones. Entre las que miden el coste de la liquidez, el spread absoluto se debería reducir en proporción inversa al factor de desdoblamiento y el spread proporcional debería permanecer relativamente constante.

En general, a excepción de Lakonishok y Lev (1987), que no observan ningún efecto permanente sobre el volumen, todos los estudios realizados concluyen que el valor negociado se reduce después del split (Copeland, 1979; Lamoroux y Poon, 1987; Murray, 1985; Desai, Nimalendran y Venkatraman, 1998). Por su parte, Maloney y Mulherin (1992), encuentran que el número de transacciones aumenta como consecuencia del desdoblamiento y Gray, Smith y Whaley (1996), detectan un incremento en la profundidad medida en número de acciones. La evidencia conjunta de que el valor negociado cae y el número de transacciones aumenta, significa que el valor medio de cada transacción es menor, lo que es consistente con que estas decisiones atraen a los pequeños inversores.

Por lo que se refiere al spread absoluto la evidencia previa es contradictoria. Copeland (1979) encuentra un incremento estadísticamente significativo en una muestra de 162 empresas OTC en el período 1968-76. Murray (1985) no detecta evidencia de cambio de spread en relación a un grupo de control, en una muestra de 100 empresas OTC en el período 1972-76, y Conroy, Harris y Benet (1990) observan que se reduce significativamente. En cuanto al spread relativo, Conroy, Harris y Benet (1990) y Desai *et al.* (1998) indican que experimenta un significativo aumento.

La liquidez se caracteriza aquí básicamente con dos variables: profundidad y spread relativo. La profundidad es la suma de todas las acciones disponibles para comprar o vender a los mejores precios de demanda y oferta. El spread porcentual es el coste de la liquidez y se mide como la diferencia entre los precios ask y bid, estandariza-

da por su media aritmética. La liquidez mejorará inequívocamente si aumenta la profundidad y desciende el spread proporcional (Rubio y Tapia, 1996). Se utilizan además otros indicadores para caracterizar la actividad negociadora de los activos desdoblados, como el volumen, el número de transacciones y su tamaño medio, a fin de analizar los cambios inducidos en la base accionarial.

El efecto de los desdoblamientos sobre la liquidez en torno a la fecha *ex* se analiza aplicando a las variables anteriores la metodología estadística propuesta por Michaely, Thaler y Womack (1995), basada en los excesos de valor de cada variable en un intervalo temporal que incluye la fecha *ex*, respecto a un determinado nivel de referencia. A fin de evitar la influencia en la actividad de negociación del anuncio del split, se toma como nivel de referencia la media en serie temporal de aproximadamente tres meses de días de negociación previos al desdoblamiento, empezando en $s_1 = -150$ y terminando en $s_2 = -91$, relativos al día *ex*,

$$\bar{X}_i = T^{-1} \sum_{\tau=s_1}^{s_2} X_{i\tau}, \quad [5]$$

donde, $T = s_2 - s_1$ es el período de estimación; $X_{i\tau}$, es la variable de liquidez considerada del activo i en la fecha τ del período de estimación, y \bar{X}_i su media en el período de referencia.

El valor anormal de la variable de liquidez, correspondiente al activo individual i , se calcula relacionando el valor observado de la variable con su valor promedio en el período de referencia $X_{i\tau}/\bar{X}_i$. El cálculo se realiza para cada uno de los 156 días del período muestral completo, desde $T_0 + 1$ hasta T_2 , definidos en el apartado segundo anterior. Promediando este ratio en sección cruzada, se obtiene el valor anormal medio diario de la variable considerada,

$$X_i = N^{-1} \sum_{i=1}^N \frac{X_{i\tau}}{X_i},$$

donde N es el número de acciones de la muestra.

El análisis de los excesos de valor se realiza en cada uno de los once días que rodean la fecha *ex*, entre $T_1 + 1 = -5$ y $T_2 = +5$, que constituyen el periodo de acontecimiento. El valor anormal medio en un día τ del periodo de acontecimiento, se define como el exceso en relación a la unidad, medido en porcentaje,

$$VAX_\tau = X_\tau - 1, \quad T_1 < \tau \leq T_2 \quad [6]$$

Bajo la hipótesis nula de que el valor anormal medio es igual a cero, y suponiendo que los valores anormales son independientes en sección cruzada, el estadístico de contraste, $VAX_\tau/\hat{\sigma}_\tau$ se distribuye como una t con $T - 1$ grados de libertad, donde, la desviación estándar de la variable considerada en el periodo de estimación es,

$$\hat{\sigma}_\tau = \left[\frac{1}{T-1} \sum_{\tau=s_1}^{s_2} [VAX_\tau - \overline{VAX}]^2 \right]^{1/2}.$$

$$y, \overline{VAX} = T^{-1} \sum_{\tau=s_1}^{s_2} VAX_\tau.$$

Los resultados se muestran en el Cuadro 4. La profundidad aumenta sistemática y significativamente a partir de la fecha efectiva del split, indicando mayores posibilidades de ejecutar órdenes a los mejores precios de oferta y demanda. El promedio diario de títulos aparcados se incrementa un 113% en la fecha ex, y entre un 101% y un 173% con posterioridad al desdoblamiento. Del lado de las cotizaciones, el spread relativo experimenta incrementos significativos del 108% en el día ex (t estadístico de 7.58 y p valor nulo), y tras el split con valores anormales con respecto a la referencia entre un 20% y un 70%.

En relación al volumen negociado, no se aprecian efectos estadísticamente significativos en ninguno de los días que preceden o siguen a la operación, a excepción de los días -5 y $+1$. Concretamente, el día posterior a la operación el volumen es un 27% inferior al nivel medio de referencia (z valor de -2.24 , en el test no paramétrico de los signos).

Por su parte, el número de transacciones realizadas se incrementa notablemente, desde el nivel medio a partir del mismo día de la subdivisión. Incremento que se mantiene a niveles estadísticamente significativos en el período post-split. Como consecuencia de las variaciones en el valor efectivo negociado y el número de transacciones, el valor medio por transacción experimenta caídas estadísticamente significativas en sus valores anormales.

En conjunto, se encuentra un crecimiento significativo de la profundidad y un aumento del coste de la liquidez, dado por el incremento del spread proporcional. Asimismo, se ha detectado un comportamiento irregular del valor negociado, un incremento del número de operaciones y una reducción persistente en el tamaño medio de las mismas en los días que siguen al *split*.

CUADRO 4
Efectos de los splits sobre la liquidez

	Profundidad		Spread Relativo		Volumen		Número transacciones		Valor Medio transacción		z	
	t	z	t	z	t	z	t	z	t	z		
-5	-0.02	-0.08	-0.08	-1.79	-0.02	-1.70	-0.03	-1.79	0.03	0.08	-1.34	-2.24
-4	-0.23	-0.84	-0.07	-2.68	0.00	-1.70	0.00	0.00	0.21	-0.07	-0.45	-0.89
-3	-0.10	-0.38	0.00	-0.89	0.22	-2.18	0.26	-0.45	0.15	0.16	0.89	-1.34
-2	-0.06	-0.21	0.17	-0.89	0.20	-0.73	0.24	0.89	-0.04	0.03	-0.89	-1.34
-1	-0.13	-0.46	-0.08	-1.79	0.47	-2.18	0.56	0.00	0.43	-0.06	0.89	-0.89
0	1.13	4.11	1.08	3.58	0.58	3.15	0.69	-1.34	0.86	-0.05	1.79	-2.24
1	1.01	3.68	0.20	1.79	-0.27	-0.24	-0.32	-2.24	1.14	-0.57	0.89	-4.02
2	1.73	6.29	0.31	2.24	0.15	1.70	0.17	-0.45	1.14	-0.24	2.68	-3.13
3	1.14	4.13	0.49	2.24	-0.24	2.18	-0.28	-1.34	1.10	-0.48	1.79	-3.58
4	1.18	4.29	0.86	1.79	-0.13	2.18	-0.15	-1.34	1.24	-0.60	0.45	-4.02
5	1.60	5.80	0.40	2.68	0.48	3.15	0.58	0.00	1.79	-0.22	0.45	-2.68

z es el estadístico del test no paramétrico de los signos.

El hecho de que aumenten simultáneamente la profundidad y el spread proporcional y que no lo haga el volumen efectivo, podría deberse a la métrica utilizada en las diferentes variables. La profundidad está medida en número de acciones, que aumentan debido al split. El volumen es efectivo, de forma que se compensan el incremento del volumen, medido en número de acciones, con la caída del precio de los títulos. El spread es relativo y aumenta porque la reducción de la horquilla absoluta es menor que la caída del precio medio de la acción. Asimismo, el incremento observado de las transacciones es consistente con el aumento en el número de accionistas. El aumento experimentado por el spread relativo y la reducción del tamaño medio de las negociaciones, no apoya sin ambigüedad el crecimiento en el número de pequeños inversores desinformados. De igual forma, el ascenso simultáneo de la profundidad y el número de transacciones indica que los operadores están introduciendo órdenes límite.

A partir de esta evidencia no se puede concluir que los splits contribuyan sistemáticamente a mejorar la liquidez de las acciones desdobladas y, en consecuencia, se cuestiona la validez de este argumento para explicar completamente las rentabilidades anormales observadas.

6. La incidencia del *spread* en la rentabilidad de las acciones: efecto medida en las rentabilidades anormales

En esta sección se analiza la posibilidad de que las rentabilidades anormales medias detectadas en apartados anteriores no sean reales, sino el resultado de las características institucionales del proceso de negociación que pueden afectar a los precios observados. En particular se examina la posible existencia de un efecto medida en las rentabilidades debido al spread y, concretamente, la relación entre los rendimientos anormales en la fecha *ex* y la horquilla de precios. Dos aspectos a considerar en este sentido son los siguientes: En primer lugar, la posibilidad señalada por Grinblatt y Keim (1991), de que las rentabilidades anormales estén sesgadas al alza debido a que los splits incrementan la tendencia de los precios a cerrar próximos a la cotización *ask*. En segundo lugar, hay que tener en cuenta que el sesgo positivo podría ser también consecuencia de un mayor incremento del precio *ask* en relación al *bid*, como apuntan Maloney y Mulherin (1992) y Conrad y Conroy (1994).

6.1 *Cambios en el flujo de órdenes*

Por lo que se refiere a la primera cuestión, el split incrementa la demanda y aumenta drásticamente el número de acciones en circulación, alterando el flujo normal de órdenes en el mercado. Después de su ejecución las órdenes de compra pasarían a ser más numerosas que las de venta⁸. El predominio relativo de las órdenes compradoras debería aumentar la tendencia de los precios de cierre a situarse cerca de la cotización ask y podría ser el responsable de las rentabilidades anormales observadas en la fecha ex. La predicción, apuntada inicialmente por Grinblatt, Masulis y Titman (1984), es que con anterioridad al split predominan las órdenes vendedoras y que, en la fecha ex split, se produce un cambio sistemático en el que prima la propensión a comprar. El desequilibrio puede mantenerse varios días después del split. Maloney y Mulherin, (1992), Conrad y Conroy (1994) y Kryzanowski y Zhang (1996), sin embargo, han detectado un equilibrio relativo de órdenes antes y un fuerte cambio a propensión compradora en la fecha ex, que se mantiene días después de realizado el split. Angel, Brooks y Mathew (1997), por su parte, han observado que la presión compradora se inicia días antes de la realización del split.

La existencia de un posible desequilibrio en el flujo de órdenes por el que los precios tienden a cerrar próximos al ask, resultando en una sobrevaloración de las rentabilidades anormales, se analiza aquí examinando la localización media de los precios de cierre en relación a las cotizaciones bid y ask. Una forma utilizada en la literatura para identificar el lado por el que se inician las operaciones consiste en comparar el precio de cierre con la media del bid y el ask (Glosten y Harris, 1988). Se presume que una orden es compradora si el precio de cierre es superior al punto medio bid-ask y es vendedora si su precio es inferior.

En el Cuadro 5 siguiente se ha computado la frecuencia con que los precios de cierre son menores o mayores que la media de los precios bid y ask. Las órdenes compradoras predominan entre los días -4 y -1 , con diferencias significativas del 40%, en el día -4 , y del 30% en los días -3 , y -2 . El mayor número relativo de órdenes compradoras podría explicar las rentabilidades anormales positivas del día -3 , pero no las negativas de los otros dos días mencionados. La frecuencia compradora es también mayor que la vendedora en la fecha ex, pero

⁸Esto ocurre debido a que los operadores que poseían acciones con anterioridad al desdoblamiento, ofrecerán un mayor número de acciones al venderlas postsplit.

no se advierte ningún cambio en su distribución respecto a los días anteriores. Con posterioridad al desdoblamiento cambia el flujo de órdenes, predominando las vendedoras entre los días +1 y +4, pero en ningún caso las diferencias son estadísticamente significativas. A partir del día +5 vuelven a predominar las órdenes compradoras. Por tanto, partiendo de una situación de equilibrio en el día -5, se aprecia un cambio en el flujo de órdenes entre los días -4 y +4, con predominio significativo de las órdenes compradoras en los días previos y en el propio día del split, y supremacía de las órdenes vendedoras en los cuatro días posteriores.

CUADRO 5
El flujo de órdenes en torno al desdoblamiento

Días	% de órdenes compradoras	% de órdenes vendedoras	Diferencia	Estadístico t	L_t	Estadístico t
-5	50	50	0	0.00	0.496	
-4	70	30	40	2.53	0.639	
-3	65	35	30	1.90	0.628	
-2	65	35	30	1.90	0.592	
-1	55	45	10	0.63	0.485	
0	55	45	10	0.63	0.562	0.08
1	45	55	-10	-0.63	0.429	1.90
2	40	60	-20	-1.26	0.402	2.28
3	50	50	0	0.00	0.511	0.78
4	40	60	-20	-1.26	0.422	2.00
5	60	40	20	1.26	0.576	-0.11
(-5,-1)	61	39	22	1.39	0.568	
(+1,+5)	47	53	-6	-0.38	0.468	2.16

La teoría predice un cambio sistemático en el flujo de órdenes en la fecha ex desde los precios bid a los ask que, sin embargo, no se aprecia en nuestros datos. La pauta de comportamiento observada sugiere dos cambios en el flujo de órdenes alrededor del split: un aumento en las órdenes compradoras días antes del desdoblamiento y un descenso de las mismas con incremento de las órdenes vendedoras el día después. Esta evidencia en el flujo de órdenes es sólo parcialmente consistente con la rentabilidad media positiva observada en la fecha ex.

Alternativamente, el posible desequilibrio en el flujo de órdenes se puede analizar agregando en un día dado la distribución de los precios de cierre en relación a las cotizaciones bid-ask, mediante el cálculo del “*ratio de localización*” propuesto por Keim (1989),

$$L_{\tau} = \frac{P_{C_{\tau}} - P_{B_{\tau}}}{P_{A_{\tau}} - P_{B_{\tau}}}$$

donde, $P_{C_{i\tau}}$, es el precio de cierre del activo i en la fecha τ , $P_{B_{i\tau}}$, es el precio bid y $P_{A_{i\tau}}$ es el ask, medidos ambos al cierre. En un día dado, si el precio de cierre del activo es igual al bid, el ratio toma valor cero. Valores entre cero y 0.5, indican que el precio de cierre está próximo al bid (presión vendedora). Para un precio de cierre igual al ask el ratio toma valor unitario. Valores entre 0.5 y 1, indican que el precio de cierre está cercano al ask (presión compradora). En general, el valor del ratio debería estar acotado entre cero y uno. No obstante, la existencia de asincronía entre los precios de cierre y los precios bid-ask puede hacer que tome valores mayores que uno y menores que cero. Cuando esto ocurre se puede desechar la observación, o bien dar valores uno y cero a todos los ratios que superen la unidad o tomen valor negativo, respectivamente. Aquí hemos adoptado esta segunda solución.

En el lado derecho del Cuadro 5 se presenta el promedio en sección cruzada de los ratios $L\tau$ de las acciones de la muestra, que expone sucintamente la relación entre los precios de cierre y las cotizaciones bid-ask. En la parte inferior se recogen las medias del ratio $L\tau$ en los periodos pre y post split. En el periodo previo el ratio toma un valor de 0.568, reflejando un predominio de las órdenes compradoras, significativamente distinto del nivel medio (estadístico t de 2.16 y probabilidad 0.06) que alcanza el ratio en el periodo posterior de 0.468, indicativo de presión vendedora. Observando el valor individual del ratio en cada día τ , se observan incrementos importantes entre -5 y -4 y entre -1 y 0 . En particular este último podría explicar, al menos en parte, las rentabilidades positivas de la fecha ex. El estadístico t contrasta la hipótesis nula de igualdad del parámetro medio de localización del día τ del periodo de acontecimiento con la media de este mismo parámetro en el periodo presplit ($-5, -1$). La media pre-split y el valor del ratio el día correspondiente es significativamente mayor que los valores individuales del ratio en los días $+1, +2$ y $+4$, señalando una clara propensión de los precios a situarse en las proximidades del precio bid.

La evidencia encontrada es inconsistente con la previamente detectada en otros países. La particularidad se encuentra en el predominio de las órdenes compradoras antes y en la fecha ex, y en el cambio significativo observado hacia una propensión vendedora en los días que siguen a la división de acciones. La ausencia de incentivos en el mercado español, que cambien las motivaciones de los inversores en el fecha de

la subdivisión, contribuye a considerar los splits como acontecimientos que simplemente atraen la atención de los participantes en el mercado (Grinblatt y Titman, 1984). No obstante, el análisis realizado hasta el momento del flujo de órdenes, no proporciona una explicación completa de las rentabilidades anormales observadas.

6.2 *Spread relativo y precios bid-ask.*

Un segundo factor que podría incidir en el sesgo al alza de las rentabilidades es el incremento del spread mediante el aumento más que proporcional del ask en relación al bid. Maloney y Mulherin (1992), consideran que este fenómeno es el producto simultáneo de la presión compradora, que empuja al alza los precios ask, acompañada de un aumento en la disposición a vender por parte de los inversores diversificadores, que hace que el precio bid permanezca relativamente estable. Conrad y Conroy (1994), ofrecen una explicación de inventario a este fenómeno. Argumentan que, además de alterar el flujo de órdenes, los splits afectan también al tamaño de las mismas, influyendo así sobre el spread. En este sentido, sugieren que, como consecuencia del desdoblamiento, las órdenes vendedoras son relativamente de mayor tamaño que las compradoras, lo que desequilibra temporalmente el inventario de los especialistas incrementando sus costes. Para compensarlo amplían el spread, aumentando el precio ask. El incremento del spread reflejaría la aversión a la acumulación de inventario de los especialistas. Sus esfuerzos por disminuir el inventario los días siguientes deberían reducir o hacer negativas las rentabilidades.

La posibilidad de un sesgo positivo debido a un mayor incremento del ask, se analiza a continuación calculando separadamente la rentabilidad anormal a los precios bid y a los precios ask. En el cuadro 6 siguiente, se recogen las rentabilidades anormales medias en cada día del periodo de acontecimiento y para distintos intervalos de acumulación, estimadas con ajuste por asincronía y corrección $GARCH(1, 1)$, de la misma forma que las rentabilidades anormales con precios de cierre del apartado 3. Se puede observar que las rentabilidades anormales medias al ask, $RAMASK_{\tau}$, y al bid, $RAMBID_{\tau}$ siguen una trayectoria parecida entre -5 y -3 , y entre $+3$ y $+5$. Sin embargo, su comportamiento es claramente asimétrico en un periodo de cinco días que rodea la fecha ex empezando el día -2 y terminando el día $+2$. Mientras que la rentabilidad bid es negativa el día -2 y positiva, aunque no significativa, entre los días -1 a $+2$, con valores máximos del 1.3%

en el día posterior al split, la rentabilidad al ask experimenta fuertes oscilaciones, incrementándose hasta el 9.7% en la fecha ex, cayendo al -6.9% el día posterior, y volviendo a subir hasta el 4.4%, el día +2, para estabilizarse después. Como consecuencia, las rentabilidades anormales acumuladas en el periodo de once días considerado son muy superiores cuando se calculan con precios ask, 6.9%, que cuando se computan al bid, 1.5%. Esta asimetría de comportamiento bid-ask permite a los inversores obtener rendimientos extraordinarios del 5.4%, siguiendo una regla de negociación consistente en comprar la acción al precio ask cinco días antes del split y venderlas al bid cinco días después. Un comportamiento similar, aunque mucho menos acusado, se ha observado en otros mercados.

CUADRO 6
Rentabilidades anormales medias y rentabilidades anormales medias acumuladas con cotizaciones ask y bid

Día	RAMSK τ (%)	t	RAMBID τ (%)	t
-5	0.043	0.02	0.101	0.11
-4	-0.012	-0.01	-0.116	-0.13
-3	0.215	0.13	0.178	0.20
-2	0.106	0.06	-0.553	-0.61
-1	0.378	0.22	0.881	0.97
0	9.736	5.67	0.307	0.34
1	-6.995	-4.07	1.383	1.52
2	4.394	2.56	0.068	0.07
3	-0.396	-0.23	-0.212	-0.23
4	0.073	0.04	0.228	0.25
5	-0.556	-0.32	-0.708	-0.78
RAMSK (τ_1, τ_2)				
(-5, +5)	6.987	1.23	1.556	0.52
(-5, -1)	0.730	0.19	0.490	0.24
(+1, +5)	-3.480	-0.91	0.759	0.37

Dado que en un mercado dirigido por órdenes no operan especialistas, la interpretación de inventario de Conrad y Conroy (1994), no es aplicable, y los resultados obtenidos parecen compatibles con la estrategia de introducción de órdenes con precios altos, que puntualmente siguen los intermediarios bursátiles a fin de asegurar la prioridad de las órdenes de sus clientes.

6.3 Sesgos en las rentabilidades anormales medias

Una manera de reducir la influencia de los cambios observados en la frecuencia de las transacciones a cerrar al ask, consiste en medir la

rentabilidad utilizando cotizaciones bid. Las rentabilidades estimadas utilizando precios de cierre incluyen errores bid-ask, pero las rentabilidades computadas empleando cotizaciones bid a bid eliminan el efecto del spread. Una comparación de la rentabilidad bid con la de cierre, es un contraste directo del impacto del spread sobre la rentabilidad. Si el cambio en la distribución de rentabilidad es sólo aparente, los rendimientos anormales deberían desaparecer, no siendo las rentabilidades calculadas al bid significativamente distintas de cero⁹.

Conrad y Conroy (1994) han propuesto una forma de analizar conjuntamente el efecto en las rentabilidades de los cambios en el flujo de órdenes y del aumento del spread. Consiste en desagregar la rentabilidad anormal a precios de cierre en tres componentes: uno que recoge la rentabilidad anormal calculada con los precios bid, otro que registra el efecto del flujo de órdenes, y un tercer elemento que tiene en cuenta el sesgo adicional no explicado por las causas anteriores,

$$RA_{iC\tau} = RA_{iB\tau} + (L_{i\tau} - L_{i\tau-1})(s_{i\tau} - s_{i\tau-1}) + v_{it} \quad [7]$$

donde, $RA_{iC\tau}$, es la rentabilidad anormal del activo i al precio de cierre, $RA_{iB\tau}$, es la rentabilidad anormal calculada al precio bid, $s_{i\tau}$, es el spread proporcional definido como $(P_{iA\tau} - P_{iB\tau})/P_{iB\tau}$, y v_{it} la parte de la rentabilidad anormal debida a otras causas no identificadas. A su vez el efecto del flujo de órdenes incorpora dos factores: los cambios en la tendencia de los precios a cerrar al ask o al bid, $(L_{i\tau} - L_{i\tau-1})$ y los cambios en el spread, $(s_{i\tau} - s_{i\tau-1})$. El sesgo será positivo si se incrementa simultáneamente la tendencia a cerrar al ask, $L_{i\tau}$ es mayor que $L_{i\tau-1}$, y aumenta el spread relativo, $s_{i\tau}$ es mayor que $s_{i\tau-1}$. Si los dos factores se mueven en sentido distinto, el sesgo podrá ser positivo o negativo, dependiendo del efecto dominante¹⁰.

En el cuadro 7 se observa que la rentabilidad calculada con precios bid correspondiente al día ex es positiva, del 0.30%, pero mucho menor que la rentabilidad media anormal a los precios de cierre del 1%. En

⁹ Alternativamente, se puede hacer calculando las rentabilidades con el precio medio bid-ask. Si la rentabilidad anormal es aparente, la rentabilidad al precio medio debería ser menor y no significativa. No obstante, este procedimiento tiene la desventaja, respecto a las rentabilidades al bid, de suponer que las transacciones se cierran al ask y al bid con igual probabilidad, lo que de hecho no se cumple en torno a la fecha del split.

¹⁰ En realidad Conroy y Conrad (1994) simplifican la fórmula suponiendo nulos los efectos cruzados de las variaciones en el ratio de localización y el spread e ignorando otras posibles influencias.

esa misma fecha se produce un aumento en la tendencia de los precios a cerrar al precio ask, así como un incremento significativo del spread proporcional. El efecto simultáneo de ambos cambios es positivo y contribuye a incrementar la rentabilidad anormal media en un 0.56%. En conjunto, el 30% del rendimiento anormal medio en la fecha ex se debería a la verdadera rentabilidad o rentabilidad bid y el 56% al sesgo introducido por el flujo de órdenes y el cambio del spread, siendo el 14% restante del sesgo atribuible a causas no identificadas.

CUADRO 7

Efecto del flujo de órdenes en la rentabilidad anormal media con precios de cierre

Día	RAMPC τ	RAMBID τ	$(L_{i\tau}-L_{i\tau-1})(S_{i\tau}-S_{i\tau-1})$
-5	-0.477	0.101	0.02
-4	-0.076	-0.116	0.00
-3	0.392	0.178	0.00
-2	-0.749	-0.553	-0.02
-1	0.131	0.881	0.07
0	1.006	0.307	0.56
1	0.359	1.383	0.00
2	0.087	0.068	0.20
3	0.086	-0.212	-0.01
4	-0.067	0.228	0.00
5	-0.136	-0.708	-0.02

7. Conclusiones

En este trabajo se ha analizado el comportamiento de los precios de veinte acciones que han desdoblado sus títulos en el mercado de capitales español durante los años 1994-1997. En primer lugar, se ha examinado si el movimiento de los precios en la fecha de realización del split genera rendimientos extraordinarios, utilizando para ello el modelo de mercado como estándar de rentabilidad esperada. De la aplicación de este método se obtiene que los desdoblamientos generan en promedio rentabilidades anormales positivas sólo en la fecha ex del 0.93%, y no en los días previos y posteriores. En segundo lugar, se ha analizado si los resultados anteriores pueden ser producto de una especificación incorrecta del modelo de mercado. Para ello, se ha modificado el modelo básico a fin de tener en cuenta los efectos de la negociación infrecuente y una característica empírica de los rendimientos diarios como es la heteroscedasticidad condicional. La estimación realizada encuentra, en general, una ligera infravaloración en las rentabilidades anormales medias estimadas con el modelo estándar, y confirma que los splits producen rentabilidades anormales

positivas localizadas en la fecha de su realización. En tercer lugar, se ha estudiado si la elección del factor de desdoblamiento es coherente con la hipótesis del rango óptimo de negociación y si esta aproximación puede ofrecer una explicación de los resultados obtenidos. Una regresión de sección cruzada con el factor de desdoblamiento como variable dependiente, confirma que las empresas deciden dividir sus acciones para situar su precio en un rango convencional. No obstante, mediante una metodología similar a la de acontecimientos y utilizando variables como la profundidad, el spread relativo, el valor negociado, el número de transacciones y el valor medio por negociación, se demuestra que, en contra de lo esperado, los splits no parecen tener un efecto favorable sobre la liquidez de las acciones negociadas, en la medida en que, si bien se produce una mejora transitoria de la actividad negociadora, el coste de la liquidez experimenta un alza sostenida. Finalmente, se estudia si los rendimientos anormales detectados son fruto de sesgos introducidos por la microestructura del mercado. En este sentido, con los datos de cierre utilizados, nuestro análisis apoya que los rendimientos anormales podrían deberse a un incremento en la propensión de los precios de cierre a situarse cerca de la cotización ask, dado que se detecta un predominio relativo de órdenes compradoras antes y en la fecha ex y una clara propensión vendedora después de la misma. El comportamiento asimétrico en las cotizaciones ask y bid detectado, sugiere que las rentabilidades anormales pueden ser parcialmente el resultado del sesgo introducido por la estrategia de introducción de órdenes de los intermediarios bursátiles que modifican considerablemente el ask, manteniendo relativamente estable el bid. En conjunto, la evidencia encontrada apoya que los splits producen rentabilidades anormales positivas centradas en la fecha ex, aunque aproximadamente la mitad de las mismas, en torno al 56%, se podría atribuir a una tendencia sistemática en los precios a cerrar próximos al precio de oferta y a las variaciones en el spread inducidos por el comportamiento de los intermediarios bursátiles.

Referencias

- Angel, J. (1997): "Tick size, share prices and stock splits", *Journal of Finance* 52, pp. 655-681.
- Angel, J., Brooks, R., y Mathew, P. (1997): "When-issued shares, small traders, and the variance of returns around stock splits", Working Paper, Georgetown University.

- Asquith, P., Healey, P., y Palepu, K. (1989): "Earnings and stock split", *Accounting Review* 44, pp. 387-403.
- Baker, H.K., y Phillips, A. (1994): "Why companies issue stock dividends", *Financial Practice and Education* 3, pp. 29-37.
- Berndt, E., Hall, B., Hall, R. y Hausman, J. (1974): "Estimation and inference in non linear structural models", *Annals of Economic and Social Measurement* 4, pp. 653-665.
- Black, F. (1986): "Noise", *Journal of Finance* 36, pp. 529-544.
- Brennan, M.J., y Copeland, T. (1988): "Stock splits, stock prices and transaction costs", *Journal of Financial Economics* 22, pp. 83-101.
- Brennan, M., y Hughes, P. (1991): "Stock prices and the supply of information", *Journal of Finance* 46, pp. 1665-1691.
- Bollerslev, T., Engle, R. y Nelson, D. (1992): "ARCH models", en Engle, R. y McFadden, D. (eds.), *Handbook of Econometrics* (Volumen 4).
- Bollerslev, T., y Wooldridge, J. (1992): "Quasi-Maximum Likelihood estimation and inference in dynamic models with time-varying covariances", *Econometric Review* 11.
- Brown, S., y Warner, J. (1985): "Using daily stock returns. The case of event studies", *Journal of Financial Economics* 14.
- Conrad, J.S., y Conroy, R. (1994): "Market microstructure and exdate return", *Journal of Finance* 49, pp. 1507-1519.
- Conroy, R.M., Harris, R.S., y Benet, B. (1990): "The effect of stock splits on bid-ask spreads", *Journal of Finance* 45, pp. 1285-1295.
- Copeland, C.J. (1979): "Liquidity changes following stock splits", *Journal of Finance* 34, pp. 115-141.
- Defeo, V.J., y Jain, P. (1991): "Stocks splits: Price per share and trading volume", en Lee, C. (ed.), *Advances in Quantitative Analysis of Finance and Accounting*, Jai Press, Greenwich, CT.
- Desai, A., Nimalendran, M., y Venkataraman, S. (1998): "Changes in trading activity following stock splits and their effect on volatility and the adverse information component of the bid-ask spread", *Journal of Financial Research* 21, pp. 159-185.
- Dimson, E. (1979): "Risk measurement when shares are subject to infrequent trading", *Journal of Financial Economics* 7, pp. 197-226.
- Eades, K., Hess, P., y Kim, H. (1984): "On interpreting security returns during the exdividend period", *Journal of Financial Economics* 13, pp. 3-53.
- Engle, R., y Bollerslev, T. (1986): "Modelling the persistence of conditional variances", *Econometric Review* 5.
- Fama, E., Fisher, L., Jensen, M. y Roll, R. (1969): "The adjustment of stock prices to new information", *International Economic Review* 10, pp. 1-21.
- Glosten, L. y Harris, L. (1988): "Estimating the components of the bid-ask spread", *Journal of Financial Economics* 21, pp. 123-142.
- Gray, S., Smith, T., y Whaley, R. (1996): "Stock splits: Implications for models of the bid/ask spread", mimeo, Fuqua School of Business, Duke University.

- Grinblatt, M., y Keim, D. (1991): "Stock splits and stocks returns for OTC stocks: The effects of investor trading and bid-ask spreads", Working Paper, Wharton School University of Pennsylvania
- Grinblatt, M.S., Masulis, R., y Titman, S. (1984): "The valuation of stock splits and stock dividends", *Journal of Financial Economics* 13, pp. 461-490.
- Keim, D.B. (1989): "Trading patterns, bid-ask spreads and estimated security returns: The case of common stocks at calendar turning points", *Journal of Financial Economics* 25, pp. 75-98.
- Kryzanowski, L., y Zhang, H. (1993): "Market behavior around canadian stock split ex dates", *Journal of Empirical Finance* 1, pp. 57-81.
- Kryzanowski, L., y Zhang, H. (1996): "Trading patterns of small and large traders around stock split exdates", *Journal of Financial Research* 19(1), pp.75-90.
- Lakonishok, J. y Vermaelen, T. (1986): "Tax-induced trading around dividend days", *Journal of Financial Economics* 16, pp. 287-319.
- Lakonishok, J., y Lev, B. (1987): "Stock splits and stock dividends: Why, who and when", *Journal of Finance* 42, pp. 913-932.
- Lamoroux, C.G., y Poon, P. (1987): "The market reaction to stock splits", *Journal of Finance* 42, pp. 1347-1370.
- Maloney, M.T., y Mulherin, J.H. (1992): "The effects of splitting on the ex: A microstructure reconciliation", *Financial Management* 21, pp. 44-59.
- McNichols, M., y Dravid, A. (1990): "Stock dividends, stock splits and signaling", *Journal of Finance* 45, pp. 857-879.
- Michaely, R., Thaler, R., y Womack, K., (1995): "Price reactions to dividend initiations and omissions: overreaction or drift?", *Journal of Finance* 50, pp. 573- 608.
- Murray, D. (1985): "Further evidence on the liquidity effects of stock splits and stock dividends", *Journal of Financial Research* 8, pp. 59-67.
- Pilotte, E., y Manuel, T. (1996): "The market's response to recurring events. The case of stock splits", *Journal of Financial Economics* 41, pp. 11-127.
- Rozeff, M. (1998): "Stock splits: Evidence from mutual funds", *Journal of Finance* 53, pp. 335-339.
- Rubio, G., y Tapia, M., (1996): "Adverse selection, volume, and transactions around dividend announcements in a continuous auction system", *European Financial Management* Vol. II, pp. 39-69.
- Scholes, M. y Williams, J. (1977): "Estimating betas from nonsynchronous data", *Journal of Financial Economics* 5, pp. 309-328.
- Shanken, J. (1987): "Nonsynchronous data and the covariance-factor structure of returns", *Journal of Finance* 42, pp. 221-223.
- Stoll, H.R., y Whaley, R.E. (1983): "Transaction costs and small firm effect", *Journal of Financial Economics* 6, pp. 57-79.
- Thompson, R. (1995): "Empirical methods of event studies in Corporate Finance", en Jarrow, R.A., Maksimovic, V., y W.T. Ziemba (eds.), *Finance*, Elsevier, Amsterdam.

Abstract

This paper examines the empirical behaviour of stock prices around the ex dates of stock splits in order to detect anomalous returns. Also, it is investigated the determinant factors of the split size, its effects on the liquidity and the influence of the market microstructure in the abnormal returns. The obtained evidence in the Spanish capital market indicates that the split average abnormal returns is about 1%, on the execution day. This results can not be explained by an improvement in the assets liquidity. They suggest that market microstructure phenomena bias upward the average abnormal returns. Approximately a half of them could be attributed jointly to changes in the order flow and to an increase of the relative spread, induced by an asymmetric increase in the ask price compared to the bid.

Keywords: Stock splits, Price Response, Liquidity, Market Microstructure.

Recepción del original, octubre de 1998

Versión final, marzo de 2000